

# Estimación de las necesidades de capital mediante modelos internos alternativos al propuesto en Solvencia II (QIS4)

*Determining capital requirements through internal models against the standard model proposed in Solvency II (QIS4)*

**Luis Otero González**\*. Universidad de Santiago de Compostela

**Pablo Durán Santomil**. Universidad de Santiago de Compostela

**Sara Fernández López**. Universidad de Santiago de Compostela

**Milagros Vivel Búa**. Universidad de Santiago de Compostela

---

**RESUMEN** La entrada en vigor del proyecto de Solvencia II transformará por completo el sistema de determinación de las necesidades de capital del asegurador. En el nuevo marco regulatorio se propone un modelo estándar basado en el valor en riesgo (*VaR*), pero al mismo tiempo, se fomenta la aplicación de modelos internos de autoevaluación y gestión del riesgo. En este trabajo hemos comparado la determinación de capital resultante de aplicar diferentes modelos parciales internos y una medida de riesgo alternativa (*TVaR*) a través de análisis financiero dinámico (*DFA*), frente a la propuesta del modelo estándar que se recoge en el cuarto estudio de impacto cuantitativo (*QIS4*). Para ello, se han utilizado datos del período 2001-2008 en lo referente a los diferentes riesgos de mercado, y la cuenta de resultados agregada del ramo de autos de los últimos diez años para el análisis del riesgo asegurador. El resultado de nuestro trabajo muestra que, en general, las necesidades de capital obtenidas mediante modelos internos superan a las del modelo estándar. Esto significaría que aquellas compañías que utilicen el modelo estándar podrían estar subestimando la cantidad de capital necesaria para cubrir el riesgo en el entorno actual de elevada volatilidad.

**PALABRAS CLAVE** Análisis Financiero Dinámico (*DFA*); *QIS4*, modelos internos; Modelización estocástica; Solvencia II.

---

**ABSTRACT** The arrival of the project of Solvency II will transform completely the insurer's capital requirements system. The new regulatory framework proposes a standard model based on value-at-risk (*VaR*), but at the same time, it will promote the application of internal models of self-evaluation and management of risk. In this work we compared the capital determination of different partial internal models and an alternative measure of risk (*TVaR*) under dynamic financial analysis (*DFA*) versus the model of the fourth quantitative impact study (*QIS4*). All the examples of market risk are based on data from the period 2001-2008, and the 10 last income statement of the cars insurance. The results show that capital levels obtained through a *DFA* model. The result show that the capital needs obtained by means of internal models overcome to those of the standard model. This would mean that those companies that use the standard model might be underestimating the quantity of capital needs to hedge risk in the current environment of high volatility.

**KEYWORDS** Dynamic Financial Analysis (*DFA*); *QIS4*, internal models; Stochastic modelling; Solvency II.

---

\* **Autor para correspondencia:** Luis A. Otero González. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Santiago de Compostela. C/ Baixada ó Burgo das Nacións, s/n, 15.782 Santiago de Compostela (España). Tel.: 986 573100 ext. 11656, 11606, 11607. Correos-e: luis.otero@usc.es

## 1. INTRODUCCIÓN

La creación de un mercado de seguros estable y eficiente requiere el establecimiento de mecanismos que garanticen la solvencia de las compañías de seguros. Ésta se define como la capacidad financiera para hacer frente a sus obligaciones en condiciones normales de mercado [IAIS<sup>(1)</sup>, 2002]. Para garantizar dicha solvencia, es preciso que las compañías de seguros dispongan de recursos propios suficientes, de ahí que el objetivo principal de las normas de solvencia sea la determinación de las necesidades de capital. El actual sistema de solvencia de la Unión Europea (Solvencia I) no tiene en consideración el perfil de riesgo específico de cada compañía para calcular el capital necesario. Por ello, el nuevo proyecto, denominado Solvencia II, lleva a cabo una revisión de las normas de valoración de la situación financiera con el objetivo de mejorar el control y la medición de los riesgos a los que se exponen las aseguradoras europeas. En la actualidad nos encontramos en la segunda fase del proyecto, iniciada en el año 2003 y que tiene por objeto la elaboración de una Directiva Marco, cuyo desarrollo se está llevando a cabo a través del análisis del impacto que supondrá su entrada en vigor<sup>(2)</sup>. En este sentido la Comisión Europea solicitó al Comité Europeo de Supervisores de Seguros (CEIOPS)<sup>(3)</sup> el seguimiento de las propuestas normativas a través de diversos estudios de impacto cuantitativo (QIS). Las especificaciones técnicas del cuarto estudio de impacto (QIS 4) fueron publicadas en marzo de 2008 y son en las que se basa este trabajo<sup>(4)</sup>.

Bajo Solvencia II, la determinación de las necesidades de capital<sup>(5)</sup> se puede calcular mediante un modelo estándar o bien con modelos internos previamente aprobados por el regulador. En cuanto a la segunda opción, se permitirá la implantación de modelos parciales que no incluyan todos los riesgos a los que hace frente un asegurador. De hecho, en el informe elaborado por KPMG<sup>(6)</sup> para la Comisión Europea, se destacaba que entre las grandes aseguradoras analizadas, sólo una minoría de los modelos intentará cubrir el espectro completo de riesgos asumidos, siendo la mayoría parciales que sólo son aplicables

(1) Asociación Internacional de Supervisores del Seguro (*International Association of Insurance Supervisors*).

(2) El proceso técnico y legislativo de Solvencia II se dividió en dos fases. La primera fase tuvo lugar entre mayo de 2001 y diciembre de 2002 y tenía por objeto determinar el marco general del futuro sistema. La segunda se inició en el 2003 y continúa en la actualidad con el objeto de definir los detalles del sistema de solvencia de la UE. En la actualidad, la Comisión Europea avanza en la redacción de la Directiva Marco, después de haber presentado en el año 2007 el borrador definitivo o Propuesta de Directiva sobre Solvencia II. De forma paralela al proceso técnico y legislativo se realiza el proceso de evaluación del impacto de la futura normativa. El CEIOPS, a petición de la Comisión Europea y con la colaboración del sector asegurador, ha realizado diversos estudios sobre el posible impacto cuantitativo del nuevo sistema de solvencia. Los resultados de QIS4 permitirán ajustar o incluso modificar la determinación del capital económico (SCR) y de las necesidades mínimas de capital (MCR).

(3) El denominado Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors es un organismo creado en el año 2003 por la Comisión Europea para gestionar el Proyecto Solvencia II. El CEIOPS está compuesto de representantes de las autoridades de supervisores de seguros y fondos de pensiones de Estados Miembros de la Unión Europea.

(4) Las especificaciones técnicas de QIS4 establecen las reglas para: la valoración de activos y pasivos, la clasificación y selección de fondos propios (Tier 1, 2 y 3), el SCR mediante la fórmula estándar, el SCR mediante modelos internos, el MCR y el tratamiento a los grupos.

(5) Solvencia II establecerá dos cantidades de capital: el capital económico (SCR) que es la cantidad asociada al riesgo realmente soportado por el asegurador y el capital legal o mínimo (MCR) que es la cantidad mínima que la compañía debe disponer en cada momento.

(6) Este Informe publicado en 2002 lleva por título *Study into the Methodologies to Assess the Overall Financial Position of an Insurance Undertaking from the Perspective of Prudential Supervision*.

a determinados ramos y tipos de riesgos. Además, en dicho informe se alude al análisis financiero dinámico (DFA) como la técnica más adecuada para el desarrollo de modelos internos. Los modelos DFA emplean técnicas de simulación de tipo Monte Carlo para predecir los resultados de la compañía ante un conjunto de escenarios futuros, mostrando cómo dichos resultados pueden estar afectados por cambios en el entorno interno y/o externo de la compañía. Su aplicación permite una mejor evaluación y gestión del riesgo, por ser modelos a medida que permiten identificar aquellas situaciones en las que la compañía tiene un mayor grado de exposición.

Este trabajo contribuye a la literatura existente aportando un enfoque novedoso, al mostrar las diferencias en la determinación de las cargas de capital que resultan de aplicar modelos de simulación y medidas del riesgo alternativas a los que implícitamente se utilizan en el modelo estándar. Los ejemplos que se utilizan para efectuar el análisis han sido seleccionados han tratado de ser representativos de aquellos que asumen las compañías de seguros españolas. En este sentido, dentro del riesgo de mercado hemos seleccionado los activos vinculados a carteras de IBEX-35, las posiciones en renta fija y el riesgo en las categorías de *spread* más habituales. Por otra parte, el riesgo de primas ha sido ajustado al ratio de siniestralidad de los últimos 10 años en el ramo de autos español. En cuanto al período utilizado para la calibración de los modelos internos, se ha optado por el período 2001-2008 ya que quisimos comprobar la adecuación del modelo interno para medir el riesgo del pasado más reciente. De este modo pretendemos comprobar si las necesidades de capital obtenidas mediante el modelo estándar se adecúan a una situación como la actual, caracterizada por una elevada volatilidad. Además, se aporta una revisión exhaustiva de la literatura sobre la que se justifica la selección de los modelos más adecuados para la modelización de cada riesgo. La metodología utilizada es susceptible de ser replicada por parte del sector asegurador para construir modelos internos con los que evaluar su nivel de exposición al riesgo y los requerimientos de capital necesarios de acuerdo con la nueva regulación que entrará en vigor en el horizonte de 2012.

En cuanto a su estructura, en el segundo epígrafe introducimos las medidas del riesgo en las que se basa Solvencia II, frente a otras alternativas que pueden utilizarse en DFA. Posteriormente, utilizando el esquema de riesgos propuesto en QIS4 para los riesgos de seguros no vida y de mercado, se realiza un análisis comparativo de la medición del riesgo a través de un modelo estándar y de un modelo de análisis financiero dinámico. Por último, se exponen las principales conclusiones del trabajo.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Un aspecto crucial a la hora de configurar un modelo interno es la selección de los submodelos que resultan más apropiados para simular los riesgos a los que se enfrenta el asegurador. En la literatura económica nos encontramos con múltiples alternativas para cada riesgo, si bien son pocos los estudios que, de forma dispersa y heterogénea, pueden facilitar dicha tarea. De hecho, es muy común la existencia de propuestas que no justifican los criterios utilizados para la selección de los modelos. En este apartado haremos una revi-

sión de la literatura relativa a los riesgos que se abordan en el trabajo y que ha constituido la base la selección de los modelos que se comparan con el estándar.

El riesgo de renta variable ha sido modelizado a través de técnicas muy diversas en el marco del análisis financiero dinámico. Así, Schmeiser (2004) opta por el modelo de rendimientos normal, Kaufmann *et al.* (2001) y el modelo DynaMo 3 proponen un «modelo lineal», mientras que Hibbert *et al.* (2001) y Ahlgrim *et al.* (2004) utilizan un modelo de cambio de régimen, que propone Hardy (2001), justificando el mejor ajuste a las «colas gruesas» que muestran las rentabilidades históricas. En un trabajo posterior Hardy *et al.* (2006), exponen una metodología de comparación y selección de modelos alternativos muy útil para la configuración de un modelo interno. De su trabajo se desprende el mejor ajuste global de los Modelos GARCH, a pesar de que presentan un ajuste peor que los de cambio de régimen a la cola de la distribución. Estas alternativas, que se han utilizado para el riesgo de renta variable son igualmente válidas para los riesgos de cambio y de propiedades inmobiliarias, donde en general se ha recurrido al uso de modelos autorregresivos menos sofisticados (Ahlgrim *et al.*, 2004 y Blum *et al.*, 2001). En el Cuadro 1 se muestra un resumen de la alternativa propuesta en QIS4 frente a las distintas opciones que pueden ser empleadas en DFA para los tres riesgos descritos anteriormente.

**CUADRO 1**  
**COMPARACIÓN DEL MODELO ESTÁNDAR DE QIS4 CON ALGUNAS ALTERNATIVAS UTILIZADAS EN DFA**  
**PARA LOS RIESGOS DE MERCADO DE RENTA VARIABLE, INMUEBLES Y RIESGO DE CAMBIO**

<i>SOLVENCIA II-DFA</i>	<i>MODELO</i>	<i>CARACTERÍSTICAS</i>	<i>RIESGO</i>	<i>AUTORES</i>
Modelo estándar Solvencia II	QIS4	Modelo normal utilizando media y volatilidad histórica	Renta Variable Inmuebles Riesgo de cambio	CEIOPS (2008a)
DFA	Modelo normal	Modelo normal utilizando media y volatilidad histórica	Renta Variable Inmuebles	Schmeiser (2004)
	Modelo lineal	Versión del CAPM en donde se correlaciona negativamente el cambio en los tipos de interés a la rentabilidad de las acciones	Renta variable	Kaufmann <i>et al.</i> (2001) DynaMo*
	Modelo de cambio de régimen, ARCH y GARCH	Regímenes con distintas volatilidades y rendimientos esperados. El cambio de un régimen a otro está dictado por las probabilidades de transición.	Renta variable	Hardy (2001) Hibbert <i>et al.</i> (2001) Ahlgrim <i>et al.</i> (2004) Hardy (2006)
	Modelo AR(1)	Modelo en el que los valores de una variable se generan a partir de sus valores retardados un período.	Inmuebles	Ahlgrim <i>et al.</i> (2004)
	Regresión lineal múltiple	Modelo en el que los tipos de cambio se generan a partir de los valores de la tasa de inflación y tipos de interés de distintas economías.	Riesgo de cambio	Blum <i>et al.</i> (2001)
	Vectores autorregresivos	Modelo en el que los tipos de cambio se generan a partir de sus valores pasados y de los valores de otras variables	Riesgo de cambio	Blum <i>et al.</i> (2001)

\* DynaMo es un modelo descrito en D'Arcy *et al.* (1997, 1998), en la actualidad está siendo actualizado por la sociedad de actuarios americana CAS (Casualty Actuarial Society).

Respecto al riesgo de tipo de interés (Cuadro 2), los modelos internos DFA optan generalmente por el diseño de la dinámica de la estructura temporal de tipos de interés mediante el ajuste de los datos históricos a un modelo de tipos de interés. Ahlgrim *et al.* (1999) indican que los modelos de equilibrio<sup>(7)</sup> son más apropiados para la proyección a largo plazo debido a que los modelos sin arbitraje<sup>(8)</sup> pueden tender a niveles poco realistas (valores extraordinariamente altos o negativos). En cuanto al número de factores, también Ahlgrim (2001) llega a la conclusión de que un modelo de un factor es suficiente para un modelo DFA de una compañía aseguradora de no vida<sup>(9)</sup>. Introducir más factores posibilita una gama más completa de movimientos y formas de la curva, pero por contra aumenta rápidamente la complejidad y la manejabilidad del modelo. Dentro de los modelos de un factor, el propuesto por Cox *et al.* (1985) o modelo CIR (1985) es el que logra un mejor equilibrio entre complejidad y exactitud, tal y como indican D'Arcy *et al.* (1998), Ahlgrim *et al.* (1999) y Kaufmann *et al.* (2001). Por el contrario Hibbert *et al.* (2001) y Ahlgrim *et al.* (2004) emplean un modelo de dos factores de Vasicek.

CUADRO 2  
COMPARACIÓN DEL MODELO ESTÁNDAR DE QIS4 CON MODELOS ALTERNATIVOS DE TIPOS DE INTERÉS

<i>Solvencia II-DFA</i>	<i>Modelo</i>	<i>Características</i>	<i>Riesgo</i>	<i>Autores</i>
Modelo estándar Solvencia II	QIS4	Análisis del efecto en el valor neto de los activos menos pasivos de cambios predeterminados en la ETTI.	Tipo de interés	CEIOPS (2008a)
DFA	Modelo normal	Modelo normal utilizando media y volatilidad histórica	Tipo de interés	Schmeiser (2004)*
	Modelo CIR (1985)	Modelo en el que el tipo de interés a corto plazo es un proceso estocástico de reversión a la media estando su volatilidad relacionada con el nivel de los tipos.	Tipo de interés	Kaufmann <i>et al.</i> (2001) DynaMo
	Modelo de 2 factores de Vasicek	Modelo en el que tanto el tipo de interés a corto plazo como tipo medio al que revierte presentar reversión a la media..	Tipo de interés	Hibbert <i>et al.</i> (2001) Ahlgrim <i>et al.</i> 2004

\* En realidad modeliza directamente la rentabilidad de la renta fija.

En cuanto al riesgo de *spread*, son muy pocos los estudios que han tratado de modelizar su dinámica. No obstante, en la medida que el *spread* forma parte del tipo de interés de los activos con riesgo de crédito, algunos autores han optado por aplicar los modelos de la ETTI descritos anteriormente. Así, Prigent *et al.* (2001) emplean los datos de los niveles de *spreads* agregados de crédito de Moody's con observaciones diarias entre enero de 1986 a Marzo de 2000 (3561 observaciones) para estimar los parámetros de modelos de equilibrio de un factor<sup>(10)</sup>. Asimismo, Pauling (2002)<sup>(11)</sup> propone el uso del Modelo CIR (1985) para

(7) Entre otros se incluyen las propuestas de Vasicek (1977), Dothan (1978), Cox *et al.* (1980), Cox *et al.* (1985).

(8) Dentro de estos se incluyen las propuestas de Ho y Lee (1986), y Heath *et al.* (1992).

(9) Sin embargo, el asegurador de vida debe utilizar un modelo de más factores debido a la mayor sensibilidad de su actividad a las fluctuaciones del tipo de interés.

(10) Encuentran que para el *spread* Aaa el modelo de tipo CKLS que mejor se ajusta es el de Vasicek (1977), mientras que para el *spread* Baa es Brennan y Schwartz (1980).

(11) Emplea los datos mensuales de Moody's de Febrero de 1977 a Septiembre de 2002 para calibrar el Modelo CIR (1985) y generar los *spreads* en 100 escenarios para un horizonte temporal de diez años (simulación mes a mes).

simular los caminos futuros de los *spreads*. Otras alternativas podrían ser el empleo del modelo de saltos *lognormal* propuesto por el CEIOPS (2008a) o la aplicación de alguno de los modelos de series temporales explicitados para la simulación del riesgo de mercado.

Finalmente, la modelación del riesgo de primas se realiza habitualmente mediante la simulación de las variables que afectan al riesgo asegurador, tomando como referencia el ajuste de los datos históricos que han presentado dichas variables. La simulación de la siniestralidad, que constituye el factor principal de dicho riesgo, puede hacerse proyectando el comportamiento de la frecuencia<sup>(12)</sup> y del coste medio y analizar la función de distribución a la que mejor se ajustan dichos datos. En este sentido, Kaufmann *et al.* (2001) utilizan una distribución binomial negativa para modelar la frecuencia de siniestros y una distribución Gamma para el coste medio. Para ello se toman como variables de referencia las medias y las desviaciones estándar que surgen del análisis de los datos históricos. En el caso del modelo DynaMo 3<sup>(13)</sup> se utiliza una distribución normal, tanto para la frecuencia media de siniestros como para el coste medio. Una alternativa, íntimamente ligada al modelo propuesto en QIS4, consiste en proyectar directamente la ratio de siniestralidad (*loss ratio*) tras haber sido ajustada a una distribución histórica.

### 3. MEDIDAS DEL RIESGO Y NECESIDADES DE CAPITAL: VAR FRENTE A TVAR

El proyecto de Solvencia II pretende que el nivel de capital de las compañías de seguros esté en función del riesgo asumido. Por tanto, se trata de cuantificar el impacto económico que pueden tener sobre la compañía de seguros los diferentes riesgos técnicos, financieros y operativos, para determinar un capital necesario consistente con dichos riesgos. Para la cuantificación del riesgo en el modelo estándar se ha optado por el *VaR* analítico (*Value at risk*) por ser una medida ampliamente difundida en los mercados financieros, por tener solución analítica y permitir la integración de los diferentes riesgos. El *VaR* analítico es la máxima pérdida que se puede esperar para un plazo e intervalo de confianza determinados en condiciones normales de mercado, asumiendo que los factores de riesgo se distribuyen normalmente. De este modo, los parámetros y las hipótesis utilizadas para el cálculo del capital necesario se corresponden con el *shock* más adverso que se puede producir a un año con un nivel de confianza del 99,5%<sup>(14)</sup>. Dicho

(12) La opción de modelar la variable frecuencia, en lugar del número de siniestros, reside en que la primera es habitualmente más estable que el segundo.

(13) Es un modelo público de análisis financiero dinámico.

(14) La distribución normal con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$  tiene una función de densidad dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

Sea  $\phi(x)$  y  $\Phi(x)$  la función de densidad y la función de distribución de la Ley Normal estándar o tipificada ( $\mu=0$  y  $\sigma^2=1$ ). Entonces el *VaR* y el *TVaR* de una distribución de pérdidas para una probabilidad  $p$  se calcula como:

$$\begin{aligned} VaRp(Y) &= \mu + \sigma\Phi^{-1}(p) \\ TVaR_p(Y) &= \mu + \sigma \frac{\phi[\Phi^{-1}(p)]}{1-p} \end{aligned}$$

nivel de confianza se corresponde con 2,58 desviaciones estándar. Esto significa que si la volatilidad histórica anual de una acción es del 10%, es muy improbable (0,5%) que se produzca una caída superior al 25,8% en su valor. Frente al *VaR* utilizado en Solvencia II, los Modelos DFA determinan esta medida a través de métodos de simulación basados en Monte Carlo, lo cual aporta mayor flexibilidad al no tener que modelizar cada riesgo asumiendo la hipótesis de normalidad. Por lo tanto, el *VaR* se calcula simplemente como el percentil deseado de la distribución de resultados simulada. Formalmente, el *VaR* (Ecuación 1) es el nivel de pérdidas tal que exista una probabilidad  $p$  de que las pérdidas sean iguales o mayores que:

$$VaR_g(Y) = Prob(Y \geq Y) \quad (1)$$

Además, los modelos internos no se limitan a utilizar una única medida del riesgo, ya que pueden emplear la distribución simulada para calcular un grupo diverso de indicadores. Así, suele ser común, la determinación del *TailVaR* o *TVaR*<sup>(15)</sup>.

En el cálculo del *TVaR* sólo se tienen en cuenta los escenarios en los que las pérdidas han superado al *VaR* y con dichos valores se calcula el promedio:

$$TailVaR(Y) = E(Y | Y \geq VaR(Y)) \quad (2)$$

El *TailVaR* es mayor que el *VaR* para un mismo nivel de confianza, ya que es el *VaR* más la media de las pérdidas que exceden el *VaR* (Ecuación 3):

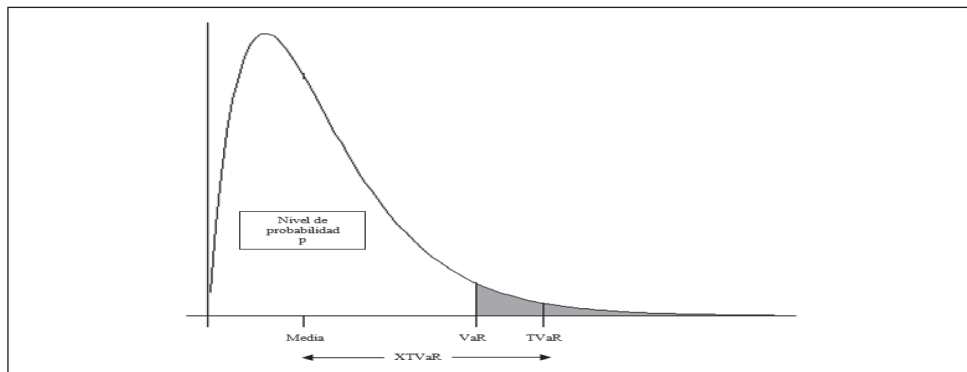
$$TailVaR(Y) = VaR(Y) + E[Y - VaR(Y) | Y > VaR(Y)] \quad (3)$$

El *TVaR* ha sido propuesto como alternativa al *VaR* ya que a diferencia del anterior es una medida coherente del riesgo y que por tanto la supera (Rockafellar y Uryasev, 2000, 2002; y Acerbi y Tasche, 2002). El *TailVaR* se concentra específicamente en los escenarios que perjudican en mayor medida a la solvencia de la compañía, por lo que como afirma Brooke (2003), es muy útil para determinar la asignación de capital entre las distintas líneas de negocio de una compañía. En el desarrollo de Solvencia II se planteó el uso de esta medida, pero al final se optó por el *VaR*<sup>(16)</sup> por la mayor difusión entre los operadores del mercado. Por este motivo, nuestro trabajo pretende evaluar en qué medida se verá afectado el capital necesario en aquellas empresas que utilicen modelos internos alternativos o recurran a esta medida alternativa para medir su riesgo. En el Gráfico 1 se muestra la representación gráfica de las *VaR* y del *TVaR* para una hipotética distribución de pérdidas.

(15) A veces se le denomina *Conditional Value at Risk* (CVaR) o *Expected Shortfall* (ES).

(16) Comisión de las Comunidades Europeas (2007) 361: El artículo 100 de la Propuesta de Directiva del Parlamento Europeo establece que el capital de solvencia obligatorio debe corresponderse con el capital económico que han de poseer las empresas de seguros y de reaseguros para limitar la probabilidad de ruina al 0,5%, lo que equivale a una ruina cada doscientos años (*VaR* con un nivel de confianza del 99,5%, a un horizonte de un año.).

GRÁFICO 1  
 COMPARACIÓN GRÁFICA DEL VaR Y TVaR

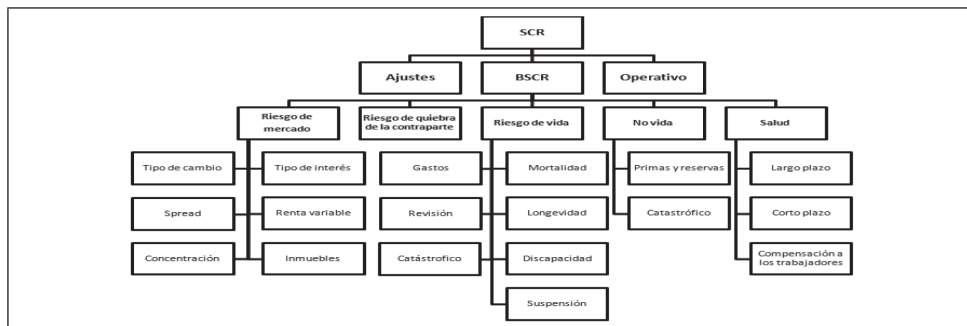


FUENTE: Elaboración propia

#### 4. EL MODELO ESTÁNDAR PROPUESTO EN SOLVENCIA II (QIS4) FRENTE AL DISEÑO DE MODELOS INTERNOS A TRAVÉS DE DFA

Las necesidades de capital en Solvencia II se determinan a través del cálculo del capital económico o SCR (*Solvency Capital Requirement*) y del capital mínimo o MCR (*Minimum Capital Requirement*). La fórmula estándar del SCR emplea un enfoque modular en el que se establecen necesidades de capital para las diferentes categorías de riesgo y se agregan mediante matrices de correlación aportadas por el regulador<sup>(17)</sup>. Los riesgos que se han de considerar aparecen recogidos en el Gráfico 2.

GRÁFICO 2  
 ESQUEMA PROPUESTO EN QIS4 PARA LA DETERMINACIÓN DEL SCR



FUENTE: CEIOPS (2008a).

(17) El MCR bajo QIS4 se calcula mediante una técnica combinada. En una primera etapa se calcula un MCR lineal dependiendo del tipo de negocio suscrito (vida, no vida, asimilado a vida y asimilado a no vida), al que posteriormente se le aplica un límite superior del 50% y un límite inferior el 20% del SCR calculado empleando la fórmula estándar o un modelo interno. Además se debe considerar el límite inferior absoluto del artículo 127(1)d de la Propuesta de Directiva al MCR combinado (Comisión de las Comunidades Europeas, 2007). Este límite es de un millón de euros para las compañías (re)aseguradoras de no vida, dos millones para las compañías (re)aseguradoras de vida y tres millones para las compañías de no vida y vida.



Como se desprende del Gráfico 2, las necesidades de capital de solvencia (SCR) se determinan a partir de los riesgos en los que incurre la empresa. Como se especifica en el gráfico anterior y se aprecia en la Ecuación 4, el SCR se calcula como:

$$SCR = BSCR - Adj + SCR_{po} \quad (4)$$

Siendo:

*BSCR* = Basic solvency capital requirement.

*Adj* = Ajustes<sup>(18)</sup>.

*SCR<sub>po</sub>* = SCR operativo.

De este modo, el nivel de capital que precisará la compañía de seguros será el que resulte del riesgo asegurador, financiero y operativo. El cálculo en el modelo estándar será el resultado de la adición de las necesidades de capital derivadas de los diferentes riesgos en los que incurre la empresa, para lo cual se proponen fórmulas analíticas que recogen el *VaR* al 99,5% a un año, al tiempo que se emplea para la agregación de los riesgos una matriz de correlación. Debido a la amplitud del tema abordado, restringiremos el análisis a los riesgos que afectan en mayor medida a las aseguradoras de seguros generales europeas: riesgos de mercado y asegurador.

#### 4.1. RIESGO DE MERCADO

El riesgo de mercado es debido a los cambios en los precios de los instrumentos financieros. Bajo QIS4 se establecen los sub-módulos de tipos de interés, renta variable, propiedades inmobiliarias, tipos de cambio, *spread* y concentración. A continuación analizaremos como se determinan las necesidades de capital para cada uno de los riesgos, expondremos las limitaciones del modelo estándar y las alternativas para estimar dichas necesidades mediante un modelo interno.

##### 4.1.1. Riesgo asociado a la renta variable ( $Mkt_{rentavariabile}$ ), inmuebles ( $Mkt_{inmuebles}$ ) y riesgo de cambio ( $Mkt_{t,cambio}$ )

Si bien en Solvencia II (QIS4) estos riesgos se abordan de forma individual, hemos optado por integrarlos dentro de un mismo epígrafe, debido a que en el análisis financiero dinámico se suelen modelizar a través de técnicas comunes. El riesgo de renta variable está ligado al nivel y volatilidad de los precios de mercado de las acciones. En QIS4 la carga de capital para riesgo de acciones  $Mkt_{rentavariabile}$  se calcula asumiendo un shock del 32% de variación para las inversiones en índices de mercados desarrollados globales (países EEE y OCDE) y un 45% para el resto<sup>(19)</sup>. Asimismo, se establece un coeficiente de correlación de 0,75

(18) Recoge el ajuste por el efecto mitigante del riesgo. Los conceptos que dan lugar a un ajuste en el *SCR* en QIS4 son las participaciones en beneficios discretionales (negocios de vida con participación en beneficios) y los impuestos diferidos.

(19) Dichos factores permanecen inalterados desde la calibración efectuada en el tercer estudio de impacto cuantitativo (QIS3) y se alcanzó por el ajuste de los rendimientos medidos en términos nominales y netos de riesgo cambiario del índice global MSCI de mercados desarrollados para el período 1970-2005. La media aritmética anual calculada era de 11,5% y la desviación

entre las anteriores categorías para recoger el beneficio por diversificación<sup>(20)</sup>. Al igual que ocurre para la renta variable, la carga de capital  $Mkt_{inmuebles}$  se basa en el cálculo de un escenario de estrés donde este *shock* es el efecto de una caída del 20%<sup>(21)</sup> en el valor de todas las propiedades inmobiliarias (directas e indirectas). La carga de capital para riesgo de cambio ( $Mkt_{l.cambio}$ ) es el resultado de dos escenarios predefinidos en los que se hacen un *shock* de subida y de bajada del 20%<sup>(22)</sup> de todas las monedas diferentes a la que utiliza la compañía para presentar sus cuentas anuales. El capital necesario será el que resulte del peor de los escenarios considerados sobre el valor neto de los activos y pasivos.

El modelo de rendimientos normal que subyace en el cálculo de QIS4 ha sido elegido por razones de simplicidad y transparencia. No obstante, la hipótesis de normalidad puede subestimar seriamente la cola de la distribución de pérdidas (resultados extremos). A efectos de comparar las necesidades de capital para el riesgo de *equity* vinculado a una cartera de IBEX-35 hemos optado por un modelo GARCH (1,1) estimado a partir de los rendimientos diarios durante el período 01/01/2001 y 30/06/2008<sup>(23)</sup>. La selección de dicho modelo se ha realizado teniendo en cuenta el buen ajuste que presenta frente a otras alternativas (Hardy *et al.*, 2006), mientras que la serie ha tratado de recoger un pasado suficientemente largo pero reciente. Las compañías de seguros generales españolas destinaban directamente un 15,2% de su cartera a la inversión en renta variable y un 8,5% en fondos de inversión (ICEA, 2008). El análisis de los datos revela que los rendimientos son estacionarios en media, pero presentan agrupamientos o *clusters* de volatilidad y un exceso de curtosis y asimetría que llevan a rechazar la hipótesis de normalidad del Test de Jarque-Bera. Además, del análisis del correlograma de las rentabilidades y su cuadrado, se deducen efectos autorregresivos, tanto en media como en varianza. Se han testado distintos modelos del tipo GARCH, optando finalmente por el GARCH (1,1) por presentar un buen ajuste a los datos analizados. El modelo GARCH (1,1) estimado responde a las siguientes ecuaciones:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t h_t \quad (5)$$

$$h_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

El ajuste ha sido realizado empleando el paquete *fGarch* del software R elaborado por *Rmetrics*. Como se puede comprobar en el Cuadro 3, el modelo estimado presenta parámetros muy significativos, y supera los test de autocorrelación y heterocedasticidad.

estándar era de 16,9% por lo que bajo la hipótesis de normalidad y para un  $VaR_{99,5\%}$  el factor a aplicar es  $VaR = 0,115 - 2,58 \times 0,169 \approx -32\%$ . Si efectuásemos el cálculo del  $TVaR_{99,5\%}$  este sería de  $TVaR = 0,115 - 2,89 \times 0,169 \approx -37\%$ .

(20) Cabe resaltar que QIS4 también investiga el uso de un modelo amortiguador (*dampener*) que intenta buscar un efecto contra-cíclico evitando que las compañías vendan activos en los peores momentos.

(21) Este factor permanece inalterado desde el QIS3 donde se calibró basado en los rendimientos anuales de la fuente IPD para Holanda, Francia, Alemania, Suecia y Reino Unido.

(22) Este factor permanece inalterado respecto a QIS3 en donde se calibró a partir de una cesta de monedas frente al euro que representaban las posiciones mantenidas por las instituciones financieras de Holanda. Sin embargo en QIS4 se establece además un factor del 2,25% para la corona danesa (DKK) y un 15% para la corona estonia (EEK), el lat de letonia (LVL), la lita lituana (LTL) y la corona eslovaca (SKK).

(23) Para la modelización de los tipos de cambio e inmuebles se podría recurrir a un modelo similar.

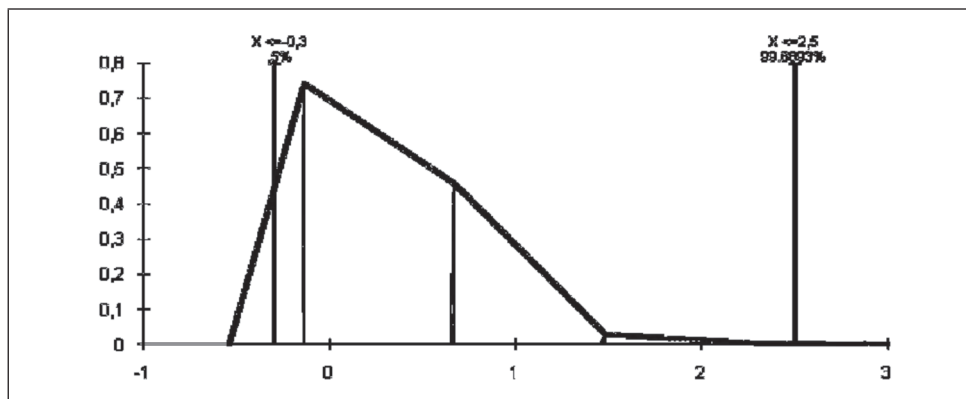
**CUADRO 3**  
**PARÁMETROS DEL MODELO GARCH (1,1)**

	<i>Estimación</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>t valor</i>	<i>Pr(&gt; t )</i>
$\mu$	7.351e-04	2.145e-04	3.428	0,000608
$\omega$	2.085e-06	6.036e-07	3.454	0,000553
$\alpha$	9.687e-02	1.562e-02	6.203	5,54e-10
$\beta$	8.914e-01	1.695e-02	52.576	< 2e-16

Mediante el análisis del correlograma de los residuos y de los residuos al cuadrado observamos que los residuos del modelo están incorrelacionados y son homocedásticos. No obstante, tal y como indica Hardy (2006), presenta un buen ajuste global a los datos pero no tan bueno a la cola de la distribución.

Una vez estimados los parámetros se realizó, a través del programa @risk de Palisade, una simulación de 10.000 escenarios a un año<sup>(24)</sup> por el método Latino Hipercúbico<sup>(25)</sup> y se generó el histograma que se recoge en el Gráfico 3. La máxima pérdida, con un nivel de confianza idéntico al utilizado en el modelo estándar, es del 29,7%, ligeramente inferior al 32% que se exige en el modelo estándar. Asimismo, hemos estimado el *TVaR*, cuyo valor asciende a 35,9%, cantidad que superaría sensiblemente la estimación del modelo estándar.

**GRÁFICO 3**  
**HISTOGRAMA DE RENDIMIENTOS SIMULADOS DEL IBEX-35 A TRAVÉS DEL MODELO GARCH (1,1)**



#### 4.1.2. Riesgo de tipos de interés ( $Mkt_{interés}$ )

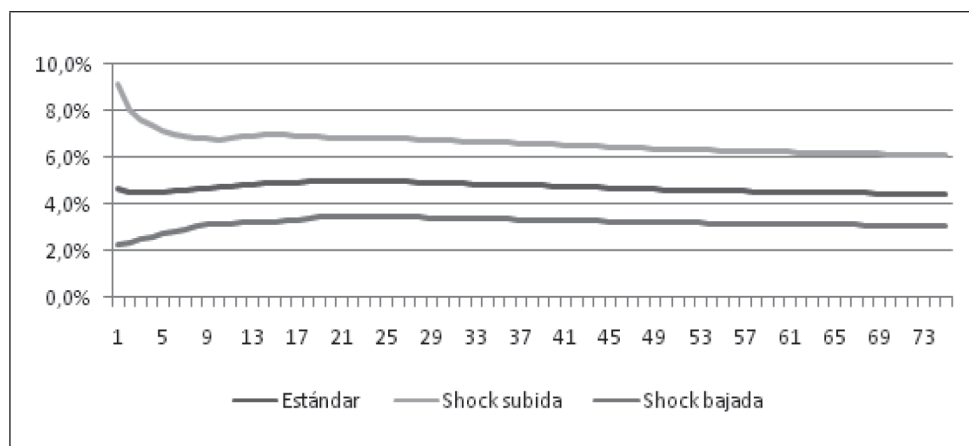
El riesgo de tipo de interés afecta a todos los activos y pasivos cuyo valor neto sea sensible a las variaciones en la estructura temporal y que no estén relacionados con pólizas en las

(24) Se simulan los rendimientos diarios continuos, computándose posteriormente el rendimiento anual suponiendo 250 días de cotización al año.

(25) El método de simulación Latino Hipercúbico (LHS) es un método de recogida de muestras por estratificación. Permite recrear una distribución con una mayor precisión para un mismo número de iteraciones que el método de Monte Carlo común, en el que las muestras son seleccionadas de forma completamente aleatoria.

que el tomador asuma el riesgo de inversión. Este riesgo es particularmente relevante en el caso de las compañías de seguros generales españolas, ya que según los datos estadísticos aportados por ICEA ([www.icea.es](http://www.icea.es)), en 2008 destinaban directamente un 46,6% de su cartera a la inversión en activos de renta fija, fundamentalmente del área euro. En QIS4 el capital requerido se mide a través del impacto que tienen unas variaciones predeterminadas en la curva de tipos sobre la posición neta de los flujos de efectivo de entrada (renta fija) y salida (provisiones técnicas y préstamos)<sup>(26)</sup>. La estructura de tipos alterada se deriva de la multiplicación de la curva de tipos actuales por el factor de estrés superior  $s^{up}(t)$  y por el factor de estrés inferior  $s^{down}(t)$  para cada vencimiento.

GRÁFICO 4  
 ETTI ESTÁNDAR Y SHOCKS PROPUESTOS EN EL QIS4



Fuente: CEIOPS (2008a).

Por tanto, la carga de capital para el riesgo de tipos de interés es el resultado del mayor valor entre los dos escenarios de estrés siguientes<sup>(27)</sup>:

$$Mkt_{interés}^{subida} = \Delta VAN |_{shoksubida} \tag{7}$$

$$Mkt_{interés}^{bajada} = \Delta VAN |_{shokbajada} \tag{8}$$

Siendo:

$\Delta VAN$ : es el cambio en el valor neto de los activos y pasivos derivados de las modificaciones en los tipos de la ETTI.

En el Cuadro 4 podemos ver dos compañías cuyo valor de la cartera de activo y pasivo descontado a la curva de tipos propuesta en QIS4 es el mismo, teniendo por lo tanto ambas

(26) Por lo tanto, cuanto mejor casados estén los flujos de efectivo menor será la necesidad de capital.

(27) Los factores de estrés fueron calibrados en QIS3 a partir de dos fuentes de datos: los tipos cupón cero alemanes con vencimiento desde uno a diez años, entre 1972 y 1998 con frecuencia mensual. La fuente fue el Bundesbank.

el mismo valor del excedente. El Cuadro 3 aporta el desglose de flujos de activo y pasivo, necesario para poder estimar el efecto de las variaciones en la curva de tipos.

**CUADRO 4**  
**VALOR DE LA CARTERA DE ACTIVO Y PASIVO**

<i>Compañía</i>	<i>VAN Activo</i>	<i>VAN Pasivo</i>	<i>Excedente</i>
<i>A</i>	561,09	553,62	7,47
<i>B</i>	561,09	553,62	7,47
flujos de activo			flujos de pasivo
	<i>A</i>	<i>B</i>	<i>A y B</i>
1	110	300	100
2	160	300	150
3	180		175
4	181		200

Como podemos comprobar en el Cuadro 5, el escenario que perjudica a ambas compañías es el de bajada de tipos de interés, ya que la variación de capital es positiva, lo que significa que el valor actual de los activos respecto al de los pasivos disminuye ante ese escenario. La Compañía B tiene una estructura de flujos menos congruente, por lo que precisará de un capital de 11,56 frente a 0,32 de la Compañía A <sup>(28)</sup>.

**CUADRO 5**  
**VARIACIÓN ANTE CAÍDA Y SUBIDA DE TIPOS EN EL ACTIVO Y PASIVO**

<i>Caída</i>	<i>VAN Activo</i>	<i>VAN Pasivo</i>	<i>Activo-Pasivo</i>	<i>Variación VAN</i>
<i>A</i>	590,59	583,44	7,15	0,32
<i>B</i>	579,36	583,44	-4,08	11,56
<i>Subida</i>	<i>VAN Activo</i>	<i>VAN Pasivo</i>	<i>Activo-Pasivo</i>	<i>Variación VAN</i>
<i>A</i>	518,99	511,28	7,71	-0,24
<i>B</i>	532,11	511,28	20,83	-13,35

Dado que nuestro modelo se centra en seguros no vida y atendiendo a las recomendaciones anteriores hemos optado por seleccionar el modelo de Cox *et al.* (1985). El Modelo CIR (1985) describe el tipo de interés a corto plazo como un proceso estocástico de reversión a la media en donde la volatilidad del proceso está relacionada con el nivel de los tipos. En el modelo en tiempo continuo el proceso de cambio instantáneo en el tipo de interés libre de riesgo viene dado por la siguiente ecuación:

$$dr_t = K(\theta - r_t)dt + \sigma \sqrt{r_{t-1}} dZ_t \quad (9)$$

donde:  $k$  = constante que representa la velocidad de reversión del tipo de interés a su media a largo plazo;  $\theta$  = media a largo plazo del tipo de interés;  $r_t$  = tipo de interés a corto

(28) Las curvas de tipos con las que hay que calcular el impacto pueden verse en CEIOPS (2008a).

plazo instantáneo,  $\sigma$  = volatilidad o desviación estándar del proceso de tipo de interés y  $Z_t$  = un movimiento browniano estándar o proceso de Wiener.

Para nuestro propósito se utiliza la versión discreta del modelo en tiempo continuo (Ecuación 11) que se aproxima como sigue:

$$\Delta r_t = a(b - r_{t-1}) + s \sqrt{r_{t-1}} \varepsilon_t \tag{10}$$

donde:

$\Delta r_t$  = cambio discreto en el tipo de interés a corto plazo.

$\varepsilon_t$  = una muestra de la distribución normal estándar.

La fórmula anterior determina el tipo de interés a corto plazo para cada período de simulación, mientras que la curva de tipos de interés (ETTI) se determinará a través de la siguiente expresión:

$$R_{t,T} = \frac{r_t \beta_t \log A_t^{(29)}}{T} \tag{11}$$

El modelo de tipos (Ecuación 12) ha sido calibrado a los tipos mensuales del Euribor a un mes durante el período 02/01/2001 a 01/12/2008 empleando la siguiente ecuación<sup>(30)</sup>:

$$r_t - r_{t-1} = \alpha + \beta r_{t-1} + \delta_t \tag{12}$$

Siendo  $E(\delta_t) = 0$  y  $Var(\delta_t) = s^2 r_{t-1}$ .

Los valores obtenidos son  $\hat{\alpha} = 0,0008$ ,  $\hat{\beta} = -0,03$  y  $\sigma^2 = 0,0001$ , por lo que los parámetros a emplear en el modelo son una velocidad de reversión mensual del tipo de interés a su media a largo plazo del 3% ( $\alpha = -\hat{\beta}$ ), una media a largo plazo del tipo de interés del 2,74% ( $b = \hat{\alpha} / -\hat{\beta}$ ) y una volatilidad de 0,0102. A continuación se presentan los resultados de analizar el efecto en el excedente de las compañías A y B bajo las 10.000 simulaciones efectuadas. Como se puede observar en el Gráfico 5, la variación que se produce en el excedente de la compañía B al 99,5% de confianza, se eleva a 13,40 € frente a 0,44 € de la compañía A. Si lo que calculásemos fuera el *TVaR*, la compañía B obtendría 14,55 € frente

$$(29) \quad A_t = \left( \frac{2G e^{(a+G)T/2}}{(a+G)(e^{GT}-1) + 2G} \right)^{2ab/s^2}; \quad B_t = \frac{2(e^{GT}-1)}{(a+G)(e^{GT}-1) + 2G} \text{ y } G = \sqrt{\hat{\alpha}^2 + 2s^2}$$

(30) Para ello estimamos el modelo anterior (Ecuación 14) multiplicando todos sus términos por  $\frac{1}{\sqrt{r_{t-1}}}$

obteniendo el siguiente modelo:

$$\frac{r_t - r_{t-1}}{\sqrt{r_{t-1}}} = \alpha \frac{1}{\sqrt{r_{t-1}}} + \beta r_{t-1} + \frac{\delta_t}{\sqrt{r_{t-1}}}$$

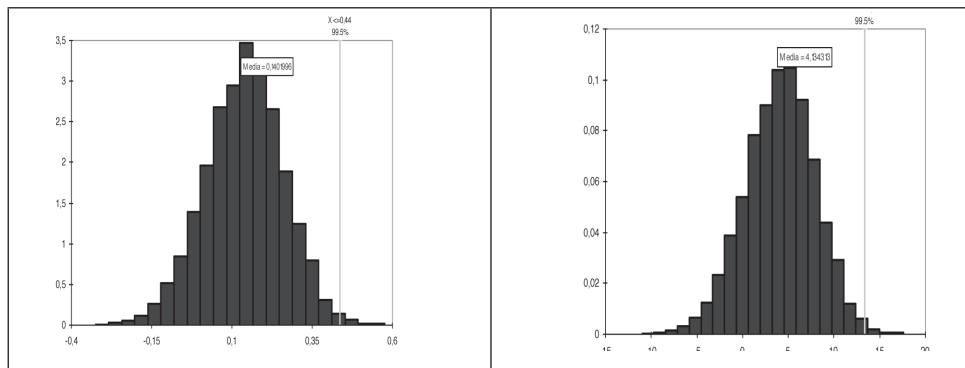
En donde ahora  $Var\left(\frac{\delta_t}{\sqrt{r_{t-1}}}\right) = s^2$

Por lo tanto el modelo estimado será  $\frac{r_t - r_{t-1}}{\sqrt{r_{t-1}}} = \hat{\alpha} \frac{1}{\sqrt{r_{t-1}}} + \hat{\beta} r_{t-1}$  y posteriormente estimamos

$$s^2 = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T \left( \frac{r_t - r_{t-1}}{\sqrt{r_{t-1}}} - \hat{\alpha} \frac{1}{\sqrt{r_{t-1}}} - \hat{\beta} r_{t-1} \right)^2$$

a 0,47 € de la A. De este modo, al igual que ocurría en el modelo estándar, la compañía que asume un mayor riesgo, deberá disponer de más recursos. No obstante, la cuantía sería inferior a través del modelo estándar.

**GRÁFICO 5**  
**DISTRIBUCIÓN DEL VAN DEL EXCEDENTE ANTE VARIACIONES DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE LAS COMPAÑÍAS A Y B**



**4.1.3. Riesgo asociado al diferencial o spread de crédito (MKTspread)**

El riesgo de *spread* refleja el cambio en el valor de los activos<sup>(31)</sup> debido al movimiento de la curva de tipos de interés en relación a la curva sin riesgo.

La carga de capital por *spread* de una obligación o bono se calcula multiplicando el valor de mercado por una función de su duración modificada y por un factor asociado a la clase de *rating*<sup>(32)</sup> que se recoge en el Cuadro 6:

$$Mkt_{spread}^{RF} = \sum_i VM_i \cdot m(dur)_i \cdot F(rating)_i + \Delta Pasivo_{ul} \tag{13}$$

**CUADRO 6**  
**SPREADS DE STRESS CONSIDERADOS EN CADA MODALIDAD DE RATING**

Rating <sub>i</sub>	F(Rating)
AAA	0,25%
AA	0,25%
A	1,03%
BBB	1,25%
BB	3,39%

(Continúa pág. sig.)

(31) En QIS4 se establecen tres clases de activos: renta fija, estructurados de crédito y derivados de crédito. Por lo tanto la carga de capital por *spread* de crédito ( $Mkt_{spread}$ ) es la suma de las cargas de capital para estas tres clases de activo. En el texto sólo se muestra la carga resultante a la renta fija.

(32) Además debe considerarse  $\Delta Liab_{ul}$  que es el impacto del escenario de estrés en el pasivo para aquellas pólizas en las cuales el beneficiario soporta el riesgo de inversión.

**CUADRO 6 (cont.)**  
**SPREADS DE STRESS CONSIDERADOS EN CADA MODALIDAD DE RATING**

<i>Rating<sub>i</sub></i>	<i>F(Rating<sub>i</sub>)</i>
B	5.60%
CCC o inferior	11.20%
Sin rating <sup>(33)</sup>	2%

FUENTE: CEIOPS (2008a).

En cuanto a la función de la duración, se establece un límite a la duración modificada en función del rating, de modo que se reduce la variación máxima, ya que al asumir una relación lineal se estaría sobreestimado el riesgo y, consecuentemente, el nivel de capital necesario<sup>(34)</sup>. En el Cuadro 7 se expone el cálculo del capital necesario para una obligación con valor de mercado de 100€ con calificación AAA y duración modificada de cuatro años. Aplicando la fórmula indicada con anterioridad (Ecuación 13), la carga de capital sería:

$$Mkt_v^{RF}_{spread} = \sum_i VM_i \cdot m(dur_i) \cdot F(rating_i) + \Delta Pasivo_{ul} = 100 \times 4 \times 0,0025 = 1€ \quad (14)$$

**CUADRO 7**  
**CARGA POR SPREAD CALCULADA PARA UN BONO CON CALIFICACIÓN AAA**

	<i>BO-1</i>
Valor Mercado	100
Rating	AAA
Duración	4
Duración QIS4	4
Carga <i>spread</i>	1,00

El riesgo de *spread* no ha sido incluido tradicionalmente en los trabajos de análisis financiero dinámico. En este apartado hemos optado por emplear el modelo de saltos lognormal propuesto por el CEIOPS (2008a) pero ajustado a los *spreads* históricos mensuales para el período 01/01/2008 y 30/06/2008. El modelo utilizado estima el valor del *spread* transcurrido un mes como:

$$CS_1 = CS_0 \cdot e^{\epsilon} \quad (15)$$

(33) De esta forma, y en base a la función de la duración una obligación sin rating con duración modificada de cinco años tendrá una carga de capital por riesgo de *spread* del 8% de su valor de mercado.

(34) Los límites para la duración modificada son los siguientes:

$$m(dur_i) = \left\{ \begin{array}{ll} \max [\min (dur_i; 8); 1] & \text{si } rating_i = BB \\ \max [\min (dur_i; 6); 1] & \text{si } rating_i = B \\ \max [\min (dur_i; 4); 1] & \text{si } rating_i = CCC \text{ o inferior, sin rating} \\ \max (dur_i; 1) & \text{resto} \end{array} \right\}$$



Donde  $X$  sigue una distribución  $N(\mu; \sigma)$

En el cuadro siguiente, se recogen los parámetros para diferentes categorías de rating que posteriormente se utilizan para simular escenarios de *spread* y evaluar el riesgo (ver Cuadro 8).

CUADRO 8  
PARÁMETROS DE LAS VARIACIONES LOGARÍTMICAS MENSUALES DE LOS *SPREADS*

<i>Rating</i>	<i>AAA</i>	<i>AA</i>	<i>A</i>	<i>BBB</i>
Media	0,0100	0,0011	0,0008	0,0002
Desviación estándar	0,1047	0,0966	0,0992	0,1195

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos de S&P.

Así, al igual que en los ejemplos anteriores, se han realizado 10.000 simulaciones de los *spreads* a través de este modelo (Ecuación 16) para analizar la repercusión sobre el precio del bono analizado con anterioridad. De este modo, el efecto del riesgo de *spread* al cabo de doce meses se estima a través de la siguiente ecuación:

$$P_{12} = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{1 + r + CS_{11} \geq e^{N(n+\sigma)}} \quad (16)$$

Donde:

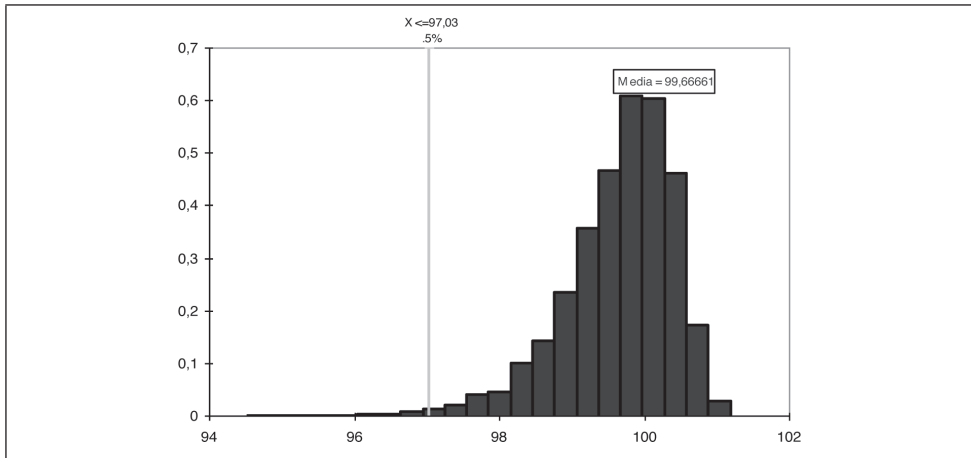
$CF_t$  es el flujo de caja.

$r$  es la *tir* libre de riesgo.

$CS_{11}$  es el *spread* a principio de período.

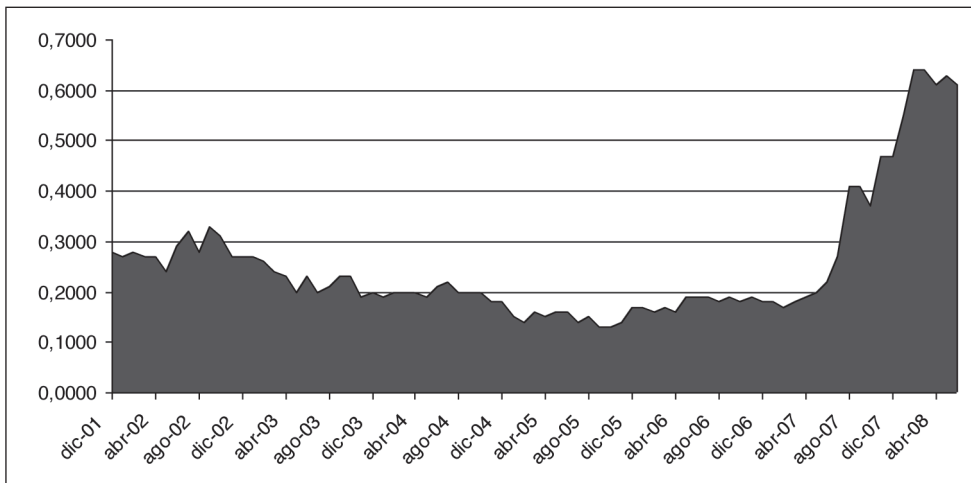
Como puede observarse en el Gráfico 6, para un nivel de confianza del 99,5% el precio del bono sería de 97,03, por lo que los recursos propios que debería disponer para cubrir este riesgo serían de 2,97 frente a la carga de 1 euro propuesta en el modelo estándar.

**GRÁFICO 6**  
**DISTRIBUCIÓN DEL VALOR DEL BONO 1 ANTE DIFERENTES ESCENARIOS DE SPREADS**



Además el *TVaR* calculado para este bono sería de 3,53 euros. La principal diferencia de los resultados obtenidos en esta propuesta es debida al considerable aumento en los *spreads* de crédito provocados a partir de marzo de 2007 como se aprecia en el gráfico inferior. Dicho periodo no fue considerado en la calibración de la fórmula del QIS4<sup>(35)</sup>.

**GRÁFICO 7**  
**EVOLUCIÓN DE LOS SPREADS DE CRÉDITO CON CALIFICACIÓN AAA**



(35) Para la calibración de la fórmula estándar para el riesgo de *spread* de QIS4 se emplearon la mediana de los diferenciales de bonos desde 1991 a 2006 y los diferenciales de crédito a largo plazo desde 1950 a 2006 empleando como fuente Moody's.

#### 4.1.4. Riesgo de concentración (MKTconc)

El riesgo de concentración surge como consecuencia de la mayor volatilidad que presentan las carteras poco diversificadas y de la posible pérdida total o parcial de valor por *default* o incumplimiento del emisor. En QIS4 los títulos del gobierno están exentos en principio del riesgo de concentración<sup>(36)</sup>, al igual que los depósitos bancarios hasta tres meses y hasta tres millones de euros en bancos con una calificación crediticia igual o superior a AA. Las exposiciones al riesgo en activos deben ser agrupadas de acuerdo con las contrapartes implicadas. Las siguientes partidas son necesarias para efectuar el cálculo del riesgo de concentración:

- $E_i$  = Exposición neta a la quiebra de la contraparte  $i$ .
- $Activo_{xl}$  = Cantidad total de activos excluyendo aquellos en los que el beneficiario soporta el riesgo de inversión.
- $Rating_i$  = Calificación externa del *rating* de la contraparte  $i$ .

Para cada contraparte se permite un nivel de concentración de riesgo y a partir de ese límite, el exceso deberá cubrirse con un determinado nivel de capital. El límite de concentración (CT) se aplica a la suma de la renta variable y la renta fija y está en función del *rating* de la contraparte. De esta forma se establece un nivel del 5% para los títulos de calificación A o superior, mientras que para los títulos BBB o inferior es del 3%<sup>(37)</sup>. La fórmula para el cálculo de las exposiciones en exceso es, por tanto la siguiente:

$$XS_i = \text{Max} \left\{ 0; \frac{S_i}{Activo_{xl}} - CT \right\} \quad (17)$$

Sobre la cuantía del exceso de riesgo será preciso disponer de una cantidad de capital ( $g_i$ ), nuevamente en función del *rating* cuya cuantía se recoge en el Cuadro 9.

**CUADRO 9**  
PORCENTAJE DE CAPITAL NECESARIO SOBRE EL EXCESO DE RIESGO ASUMIDO

$rating_i$	Calidad crediticia <sup>38</sup>	$g_i$
AAA	1	0,15
AA		
A	2	0,18
BBB	3	0,30
BB o inferior, sin calificar	4 – 6, –	0,73

(36) Están exentos los préstamos emitidos por el gobierno local o garantizados por él o por un estado OCDE o del Espacio Económico Europeo siempre que sean emitidos en la divisa del gobierno local.

(37) Además, en el caso de ciertos valores de deuda el límite de concentración se fija en un 40% lo que refleja la mayor naturaleza de seguridad de estos valores.

(38) Este término se emplea como traducción del término anglosajón empleado en QIS4 *Credit Quality Step*.

De este modo, la carga de concentración de riesgo para cada contraparte se calcula como:

$$Conc_i = Activos_{xl} \cdot XS_i \cdot g_i \quad (18)$$

Finalmente se procede a la agregación de las distintas cargas de concentración suponiendo total independencia entre ellas, obteniendo así el  $Mkt_{concentración}^{(39)}$

$$MKT_{concentración} = \sqrt{\sum_i Conc_i^2} \quad (19)$$

El riesgo de concentración en los modelos DFA, en la medida que se simula completamente el comportamiento de la cartera de inversión, ya está implícito en los propios sub-modelos. De este modo, las carteras más diversificadas se beneficiarán más de su composición de cartera que aquellas que no lo hagan.

#### 4.2. MODELIZACIÓN DEL RIESGO ASEGURADOR EN SEGUROS NO VIDA (SCR<sub>NO VIDA</sub>)

El modelo utilizado en QIS4, considera dentro del riesgo asegurador, la posibilidad de que durante el período de análisis (un año), tanto las primas como las reservas sean insuficientes para hacer frente al pago de las prestaciones por siniestros y de los gastos de la actividad. Adicionalmente, se tienen en cuenta los riesgos catastróficos, por tratarse de eventos que no son capturados suficientemente en el concepto anterior, para los cuales la compañía deberá disponer también del capital preciso. Por lo tanto la carga de capital por riesgo asegurador no vida ( $SCR_{no\ vida}$ ) se obtiene combinando los riesgos anteriores, siendo el coeficiente de correlación lineal entre las cargas de capital para el riesgo de reservas y primas ( $NLpr$ ) y para el riesgo catastrófico ( $NLcat$ ) igual a cero<sup>(40)</sup>. De este modo, el capital necesario se estima a través del producto de una función de la volatilidad y del nivel de exposición al riesgo:

$$NLpr = \rho(\sigma) \cdot V \quad (20)$$

Siendo:

$\rho(\sigma)$  una función de la volatilidad<sup>(41)</sup>

$V =$  el volumen de primas y reservas

(39) Para calcular el riesgo de concentración para los seguros de vida, los cálculos de las cargas de capital se deben calcular suponiendo que no se modifican las tasas de reparto de beneficios futuros, es decir, que las tasas se mantienen constantes antes y después de un cambio en la volatilidad y/o nivel de impago de los activos concentrados. De forma adicional se debe calcular el resultado del cálculo en el que las tasas de reparto se modifican dando como resultado la carga de capital  $nMkt_{concentración}$ . Por diferencia entre ambas cargas de capital se recoge el efecto de la reducción del riesgo.

(40) Por lo tanto, en el hipotético caso de que fuera 100 u.m. y fuera también 100 u.m., el  $SCR_{no\ vida}$  sería de 141 u.m.

(41) La función  $\rho(\sigma)$  equivale aproximadamente a tres desviaciones estándar. De este modo, en una compañía que tenga una volatilidad del ratio combinado de primas y reservas del 5%, la carga equivalente de capital se determinará de forma aproximada como  $\rho(\sigma) = 3 \times 0,05 = 0,15$ . El valor exacto de la función de la volatilidad (0,13) se determina a partir de la siguiente ecuación:

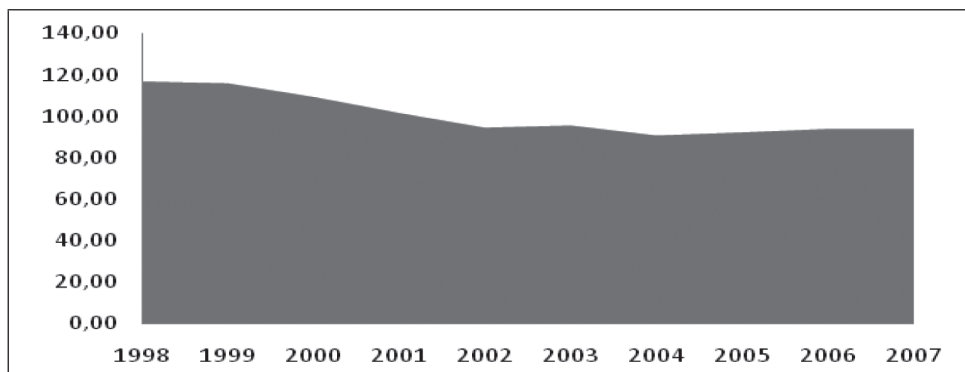
$$\rho(\sigma) = \frac{\exp(N_{0,995} \cdot \sqrt{1/(1+\sigma^2)}) - 1}{\sqrt{1+\sigma^2}}$$

Las *volatilidades* son proporcionadas por el regulador a partir de datos de mercado en el caso del riesgo de reserva, con valores que oscilan entre el 7% y el 15% en función de la línea de negocio. Respecto a la volatilidad del riesgo de primas, se utilizan los datos propios del asegurador y otros basados en el mercado referentes al *loss ratio* <sup>(42)</sup>, de modo que en función del número de años del que se tenga información disponible y de la línea de negocio se dará un mayor o menor peso (factor de credibilidad) a la información específica del asegurador. La compañía determinará la volatilidad de cada ramo <sup>(43)</sup> y posteriormente, teniendo en cuenta la correlación del riesgo entre ramos <sup>(44)</sup>, calculará el riesgo global. La variable *volumen*, hace referencia a las primas y provisiones previstas para el período de análisis. Además, aquellas instituciones que dispongan de una mayor diversificación geográfica <sup>(45)</sup>, se beneficiarán de un ajuste en el volumen y, consecuentemente, necesitarán menos recursos propios <sup>(46)</sup>.

En este ejemplo ilustraremos el cálculo de las necesidades de capital para cubrir el riesgo de primas. Para ello hemos considerado una compañía que opera en el ramo de autos español y con una cuota de mercado del 10%. En el gráfico 8 puede observarse la evolución de la ratio de siniestralidad (*loss ratio*) para el período 1998-2007, calculado a partir de las cuentas de explotación del ramo de autos proporcionadas por ICEA. Dicha ratio se ha calculado como la suma de la siniestralidad, incluidas provisiones del ejercicio, de los gastos de explotación y otros gastos técnicos, sobre el volumen total de primas imputadas al ejercicio.

GRÁFICO 8

EVOLUCIÓN DE LA RATIO DE SINIESTRALIDAD EN EL PERÍODO 1998-2007 EN EL RAMO DE AUTOS



FUENTE: Elaboración propia a partir datos ICEA.

(42) La ratio de siniestralidad se establece como el cociente entre las reclamaciones, gastos y provisiones imputables del ejercicio en una línea de negocio, sobre las primas imputables al final del año.

(43) Se agrega la volatilidad de reservas y de primas para cada *LoB* suponiendo una correlación de 0,5.

(44) Los coeficientes de correlación entre ramos toman los valores 0,25 o 0,5.

(45) El beneficio por diversificación se calcula en función del índice Herfindahl para los países en los que opere la compañía. Sólo se beneficiarán de la reducción del capital necesario las compañías con una concentración en un mercado inferior al 95%.

(46) El volumen de primas es el mayor entre la expectativa de primas netas ganadas, la expectativa de primas netas suscritas, y el 105% de las primas netas suscritas en ese año. El volumen de reservas es la mejor estimación de las reclamaciones pendientes.

El volumen en este caso es la cuantía de primas previstas para el ejercicio siguiente, que en este caso hemos estimado en una cuantía igual al 10% de la cifra del mercado en 2007. Dicha cuantía equivale a 2.524,923 millones de euros. Las volatilidades de mercado para las primas son proporcionadas por QIS4 y ascienden al 9%, mientras que la volatilidad propia del *loss ratio* es preciso calcularla a partir de los datos históricos de la compañía, que hemos considerado que se comporta como la media sectorial. De este modo, aplicamos la fórmula de cálculo de la volatilidad de la ratio de siniestralidad como:

$$\sigma_{(A,primas,ramo)} = \sqrt{\frac{1}{(n_{ramo} - 1) \cdot V_{(primas,ramo)}} \cdot \sum_y P_{ramo}^{y, ganada} \cdot (LR_{ramo}^y - \mu_{ramo})^2} = 7,84 \quad (21)$$

Donde:

- $\mu_{ramo}$  es la estimación específica de la compañía del valor esperado de la ratio de siniestralidad de un ramo, definida como la media ponderada histórica de la ratio de siniestralidad<sup>(47)</sup>.
- $\mu_{ramo} = \frac{\sum_y P_{ramo}^{y, ganadas} \cdot LR_{ramo}^y}{\sum_y P_{ramo}^{y, ganadas}}$
- $P_{ramo}^{y, ganadas}$  es igual a  $\sum_j P_{j, ramo}^{y, ganadas}$
- $n_{ramo}$  es el número de años históricos para el cual se tienen datos (cinco, diez o quince años dependiendo del ramo).
- $LR_{ramo}^y$  es la ratio de siniestralidad neta para cada ramo y para los años históricos  $y = t-1, t-2, \dots, t-n$ .

Una vez que se dispone de ambas volatilidades, se calcula la volatilidad de las primas de la compañía, ponderando una u otra en mayor o menor medida, en función del período histórico que se haya utilizado para los datos propios. En este caso particular, como se utiliza información de los últimos diez años, la ponderación de la volatilidad propia será de un 71% y se obtendría el resultado siguiente:

$$\begin{aligned} \sigma_{(primas,ramo)} &= \sqrt{c_{ramo} \cdot \sigma_{(A,primas,ramo)}^2 + (1 - c_{lob}) \cdot \sigma_{(M,primas,ramo)}^2} \\ &= \sqrt{0,29 \times 0,092 + 0,71 \times 0,0784^2} = 0,0819 \end{aligned} \quad (22)$$

Finalmente, la carga de capital es igual al producto de la función de volatilidad global por el volumen (Ecuación 22). En este caso la carga de capital se calcula como:

$$NL_{pr} = \left[ \frac{\exp(N_{0,995} \times \sqrt{\ln(1 + 0,0819^2)})}{\sqrt{(1 + 0,0819^2)}} - 1 \right] \cdot 10.958.369 = 2.524.923,27 \text{ u.m.} \quad (23)$$

(47) Se calcula sin considerar la diversificación geográfica de cada ramo, es decir, de forma consolidada.

Es decir, la carga de capital es igual al 23,04% del volumen de primas, lo que equivale, como ya habíamos indicado, a aproximadamente tres veces la volatilidad ( $3 \cdot 0,0819 = 0,24$ ).

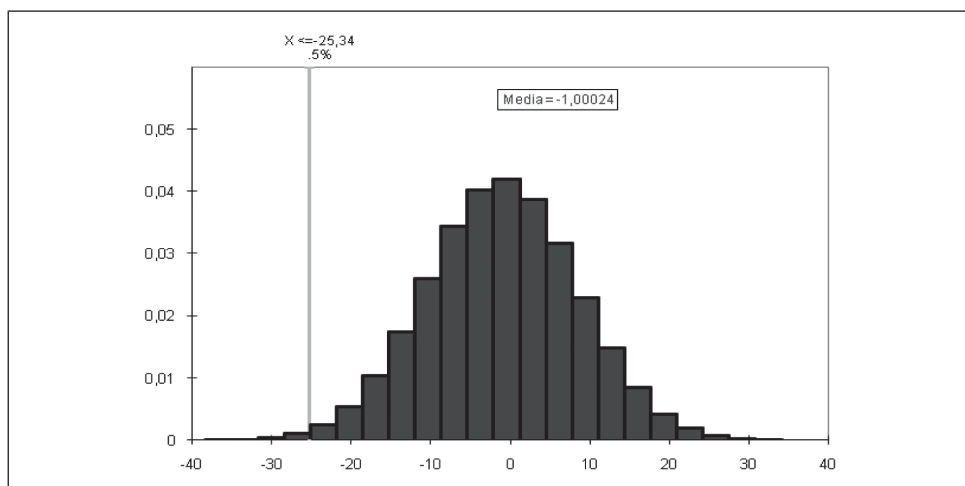
En este apartado hemos optado por emplear como modelo interno el que resulta del ajuste del *loss ratio* histórico del ramo de autos a una función lognormal. Esta opción ha sido la elegida debido a que no disponemos de datos con los que ajustar la frecuencia y el coste medio histórico. Los resultados de dicho ajuste se muestran en el Cuadro 10.

**CUADRO 10**  
 ESTADÍSTICAS DE AJUSTE DE LA RATIO DE SINIESTRALIDAD

	<i>Lognormal</i>
Media	4,607
Desviación típica	0,091
Chi	0,4
K-S	0,8896
A-D	0,298

Posteriormente, al igual que para el resto de los ejemplos anteriores, se realizaron 10.000 simulaciones sobre la diferencia entre el valor de las primas y la siniestralidad proyectada, obteniendo los resultados que se recogen en el gráfico siguiente. En el mismo se puede observar que el exceso máximo del *loss ratio* sobre el valor de las primas con un nivel de confianza del 99,5% ascendió a 25,33%. De este modo, el capital resultante sería ligeramente superior al estimado a través del modelo estándar. Además, si se hubiese optado por el *TVaR*, las necesidades de capital se elevarían al 27,81% de las primas. En ambos casos, los resultados de la simulación superan la estimación del modelo estándar (23,02%).

**GRÁFICO 9**  
 DISTRIBUCIÓN SIMULADA DEL RIESGO DE PRIMAS



En el Cuadro 11 recogemos los resultados obtenidos en los apartados anteriores para los diferentes riesgos. Como se puede observar, salvo en el caso del capital determinado a través de modelos internos para el riesgo de acciones y usando el *VAR* como medida de riesgo, las cuantías que resultan superan en todos los casos a las propuestas en el modelo estándar. Destaca particularmente el caso del riesgo de *spread*, donde la cuantía se triplica. Además, de haber utilizado *TVaR* en lugar del *VaR* como medida del riesgo, las cargas de capital habrían aumentado, en particular, en los riesgos de renta variable y *spread*.

CUADRO 11  
CARGAS DE CAPITAL OBTENIDAS PARA LOS RIESGOS ANALIZADOS

Riesgos analizados		Modelo estándar (QIS4)	Modelo interno (Propuesta DFA)	
		VaR	VaR	TVaR
Renta variable		32%	29,7%	35,9%
Tipos de interés	Compañía A	0,32 €	0,44 €	0,47 €
	Compañía B	11,56 €	13,40 €	14,55 €
Spread		1 €	2,97 €	3,53 €
Primas		23,04%	25,33%	27,81%

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado desde un punto de vista práctico, el modelo propuesto en el último informe de análisis de impacto cuantitativo (QIS4) para seguros generales, frente a diversas alternativas que pueden utilizarse en la configuración de modelos internos mediante análisis financiero dinámico. En concreto hemos evaluado los principales riesgos a los que están expuestas las compañías de seguros españolas que operan en seguros no vida. Para ello, se han utilizado datos del período 2001-2008, en lo referente a los diferentes riesgos que se engloban dentro del módulo de mercado, y la cuenta de resultados agregada del ramo de autos para un período de diez años para evaluar el riesgo de primas. El resultado de nuestro trabajo muestra que, en general, las necesidades de capital obtenidas mediante modelos internos basados en las técnicas utilizadas y estimadas para el horizonte temporal analizado, superan a las del modelo estándar. Destaca particularmente el caso del riesgo de *spread*, donde la cuantía se triplica. Además, si el asegurador en la configuración de su modelo interno hubiese optado por el uso del *TVaR* en lugar del *VaR*, las cargas de capital habrían aumentado, en particular, en los riesgos de renta variable y *spread*. Esto significaría que aquellas compañías que utilicen el modelo estándar podrían estar subestimando la cantidad de capital necesaria para cubrir el riesgo en el entorno actual de elevada volatilidad. Por tanto, los últimos acontecimientos vividos en los mercados financieros ponen de manifiesto la necesidad de revisar periódicamente los factores de cálculo y los escenarios de stress bajo los que se calculan las necesidades de capital. Otro motivo que podría conducir a diferencias en la carga de capital con el modelo estándar, y que no ha sido tenido en cuenta en este trabajo, es la forma en la que se establece la estructura de dependencia entre los riesgos individuales. La metodología utilizada es susceptible de ser



replicada por parte del sector asegurador con la finalidad de construir modelos internos con los que evaluar su nivel de exposición al riesgo y los requerimientos de capital necesarios de acuerdo con la nueva regulación que entrará en vigor en el horizonte de 2012. De este modo, aquellas compañías que opten por aplicar modelos DFA para el control de su solvencia, dispondrán de una herramienta de gran utilidad para la gestión de la compañía, que les permitirá medir mejor su nivel de exposición y, consecuentemente, mejorar la toma de decisiones que favorezcan la solvencia y la creación de valor.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Acerbi, C. y Tasche, D. 2002. Expected Shortfall: a Natural Coherent Alternative to Value at Risk. *Economic Notes* 31(2): 379-388.

AHLGRIM, K. C.; D'ARCY, S. P., y GORVETT, R. W. 1999. *Parameterizing Interest Rate Models*. CAS Forum: 1-50.

AHLGRIM, K. C.; D'ARCY, S. P., y GORVETT, R. W. 2004. Modeling of Economic Series Coordinated with Interest Rate Scenarios. *Proyecto de investigación CAS y SOA*, Disponible en <http://casact.org/research/econ/> (consultado 10 de febrero de 2009).

ARTZNER, P.; DELBAEN, F.; EBER J. M., y HEATH, D. 1999. Coherent Measures of Risk. *Mathematical Finance* 9(3): 203-228.

BLUM, P.; DACOROGNA, M.; EMBRECHTS, P.; NEGHAJWI, A. A., y NIGGLI, H. 2001. *Using DFA for Modelling the Impact of Foreign Exchange Risks on Reinsurance Decisions*, CAS Forum: 49-94.

BOLLERSLEV, T. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31(3): 307-328.

BROOKE, T. 2003. Dynamic Financial Analysis. Making use of your simulations. Presentado el 2 de abril de 2003 a la *Society of Actuaries* en Dublín, Irlanda. Disponible en [http://www.actuaries.ie/Events%20and%20Papers/Events%202003/2003-04-02\\_DFA%20Modelling/2003-04-02\\_Tony\\_Brooke\\_Taylor.PDF](http://www.actuaries.ie/Events%20and%20Papers/Events%202003/2003-04-02_DFA%20Modelling/2003-04-02_Tony_Brooke_Taylor.PDF) (consultado 10 de febrero de 2009).

CEIOPS. 2007. *QIS3 Technical Specifications*. CEIOPSFS-11/07.

CEIOPS. 2007. *QIS3 Technical Specifications Annexes*. CEIOPS- FS-13/07.

CEIOPS. 2007. *QIS3 Calibration of the underwriting risk, market risk and MCR*. CEIOPS- FS-14/07.

CEIOPS. 2007. *QIS3 Calibration of the credit risk*. CEIOPS- FS-23/07.

CEIOPS. 2008a. *QIS4 Technical Specifications*. MARKET/2505/08.

CEIOPS. 2008b. Errata to the QIS4 Technical Specifications, MARKET/2505/08.

COMISIÓN DE LAS COMUNIDADES EUROPEAS. 2007. *Propuesta de Directiva del Parlamento Europeo y del Consejo sobre el seguro de vida el acceso a la actividad de seguro y de reaseguro y su ejercicio Solvencia II*.

COX, J.; INGERSOLL, J., y ROSS, S. 1980. An analysis of variable rate loan contracts. *Journal of Finance* 35(2): 389-403

COX, J.; INGERSOLL, J., y ROSS, S. 1985. A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 53(2): 385-407.

D'ARCY, S. P.; GORVETT, R. W.; HERBERS, J. A.; HETTINGER, T. E.; LEHMANN, S. G., y MILLER, M. J. 1997. Building a Public Access PC-Based DFA Model, CAS Forum: 1-40.

D'ARCY, S. P.; GORVETT, R. W.; HETTINGER, T. E., y WALLING, III R.J. 1998. Using the Public Access Dynamic Financial Analysis Model. A Case Study, CAS Forum: 53-118.

- D'ARCY, S. P., y GORVETT, R. 2004. The Use of Dynamic Financial Analysis to Determine Whether an Optimal Growth Rate Exists for a Property-Liability Insurer, *Journal of Risk and Insurance* 71(4): 583-615.
- DOZHAN, L. U. 1978. On the term structure of interest rates, *Journal of Financial Economics* 6(1): 59-69.
- EMBRECHTS, P.; McNEIL, A., y STRAUMANN, D. 2001. Correlation and Dependence in Risk Management. Properties and Pitfalls, en DEMPSTER, M. Ed. *Risk Management. Value at Risk and Beyond*. Cambridge University Press, 176-223.
- ENGLE, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica* 50(4): 987-1008.
- HARDY, M. R. 2001. A Regime Switching Model of Long-Term Stock Returns. *North American Actuarial Journal* 5(2): 41-53.
- HARDY, M. R.; FREELAND, R. K., y TILL, M. C. 2006. Validation of Long-Term Equity Return Models for Equity-Linked Guarantees. *North American Actuarial Journal* 10: 28-47.
- HEATH, D.; JARROW, R., y MORTON, A. 1992. Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates. A New Methodology. *Econometrica* 60(1): 77-105.
- HIBBERT, J.; MOWBRAY, P., y TURNBULL, C. 2001. A Stochastic Asset Model & Calibration for Long-Term Financial Planning Purposes, Technical Report, Barrie & Hibbert Limited.
- Ho, T. S. Y., y LEE, S-B. 1986. Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims. *The Journal of Finance* 41(5): 1011-1030.
- IAIS. 2002. Principios sobre suficiencia de Capital y de Solvencia, *Principios*, 5.
- ICEA. 2008. *Informe de inversiones*. Disponible en [www.icea.es](http://www.icea.es) (consultado 10 de febrero de 2009).
- KAUFMANN, R.; GADMER, A., y KLETT, R. 2001. Introduction to Dynamic Financial Analysis. *ASTIN Bulletin* 31(1): 213-249.
- OTERO, L., y DURÁN, P. 2008. Diseño de un modelo de análisis financiero dinámico (DFA) aplicado al seguro de automóvil español. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa* 17 (4): 10-30.
- PAULING, B., 2002. Credit spread modeling considerations. *Investment Actuary Symposium*.
- PRIGENT, J.; RENAULT, O., y SCAILLET, O. 2001. An empirical investigation into credit spread indices. *The Journal of Risk*. Vol. 3: 27-56.
- ROCKAFELLAR, R. T., y URYASEV, S. 2000. Optimization of Conditional Value-At-Risk. *The Journal of Risk* 2(3): 21-41.
- ROCKAFELLAR, R. T., y URYASEV, S. 2002. Conditional value-at-risk for general loss distributions. *Journal of Banking & Finance* 26(7): 1443-1471.
- SCHMEISER, H. 2004. New Risk-Based Capital Standards in the EU. A Proposal Based on Empirical Data. *Risk Management and Insurance Review* 7(1): 41-52.
- TAYLOR, S. J. 1986. *Modelling Financial Time Series*. Wiley, New York.
- VASICEK, O. 1977. An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics* 5: 177-188.