

METODOLOGÍA PARA EL CÁLCULO DE ESCENARIOS DE CAÍDA DE CARTERA EN SOLVENCIA II EN PRESENCIA DE CONTAGIO ENTRE CANCELACIONES

Mercedes Ayuso Gutiérrez^{†1}, Montserrat Guillén Estany[†]
y Ana M. Pérez-Marín[†]

Abstract

This article provides with a methodology for developing scenarios of lapse rates in the insurance industry in the context of Solvency II. The main methodological contribution is the consideration of the contagion effect in the decision to cancel insurance policies when developing scenarios of lapse rates. An empirical application is made with real data on policy cancellations. The results are compared with those obtained using the standard model and the independence case. We conclude that the contagion effect should not be ignored in the development of scenarios of lapse behaviour because it has an important impact on estimates.

Keywords: business risk, lapse rate, contagion effect.

Resumen

Este artículo proporciona una metodología para elaborar escenarios de caída de cartera en la entidad aseguradora en el marco de Solvencia II. La principal aportación consiste en considerar el efecto contagio que existe en las decisiones de cancelación de pólizas a la hora de elaborar escenarios sobre el coeficiente de caída. Se realiza una aplicación empírica con datos reales sobre cancelaciones de pólizas. Los resultados se comparan con los obtenidos si utilizamos el modelo estándar, y suponiendo independencia. Concluimos que el efecto contagio no debe ser ignorado en la elaboración de

¹ Autor para correspondencia: mayuso@ub.edu

[†] Dpto. Econometría, Estadística y Economía Española, RISC-IREA (mayuso@ub.edu; mguillen@ub.edu; amperez@ub.edu); Universitat de Barcelona, Av. Diagonal, 690, 08034 Barcelona.

Las autoras agradecen las ayudas recibidas del Ministerio de Ciencia e Innovación/Feder (ECO2008-01223 y ECO2010-21787).

Este artículo ha sido recibido en versión revisada el 15 de marzo de 2011

escenarios de caída de cartera, pues tiene un importante impacto en las estimaciones.

Palabras clave: riesgo de negocio, coeficiente de caída de cartera, efecto contagio.

1. Introducción

El proyecto Solvencia II impone a las compañías aseguradoras mejorar la cuantificación y el control de los riesgos a los que están expuestas, de forma que operen con un nivel de solvencia adecuado dentro de sus ámbitos de responsabilidad. Bajo esta nueva óptica, llevar a cabo una gestión integral del riesgo implica contemplar todos los elementos de la actividad aseguradora que puedan reportar algún tipo de incertidumbre para la entidad.

El posicionamiento de la compañía en el mercado asegurador constituye un elemento de riesgo para la entidad. Dicho riesgo se materializa en la caída de cartera registrada en cada anualidad, y en la constante rotación de asegurados que entran y salen de las compañías, alterando la composición y la calidad de la cartera. En los últimos años dos hechos han acentuado la importancia de este riesgo para el sector: la mayor competencia en la industria, y la mayor facilidad de acceso a la información, lo cual puede repercutir en el nivel de fidelidad del asegurado.

Las fluctuaciones en el volumen de negocio y márgenes ocasionados por este entorno competitivo suponen un riesgo para la compañía, que formalmente se denomina riesgo de negocio (Nakada *et al.*, 1999 y Dhaene *et al.*, 2006). Cuantificar este riesgo supone un reto para las entidades teniendo en cuenta el gran número de elementos que inciden en él, y la escasa experiencia previa que pueda guiar la correcta valoración del mismo. El punto de partida de este proceso lo proporciona la caída de cartera registrada por la entidad aseguradora, y la elaboración de escenarios extremos o aproximaciones de la caída extrema al alza (o a la baja).

El modelo estándar para el cálculo de los requerimientos de solvencia se basa en parte en incrementar directamente en un 50% el coeficiente de caída registrado. Nuestra aportación permite cuantificar el grado de contagio o correlación que existe entre las decisiones de cancelación de contratos de un mismo segmento. Utilizando una base de datos sobre cancelaciones proporcionada por una aseguradora, se calculan los correspondientes coeficientes de caída extrema, y se comparan los resultados que proporciona

el modelo estándar con el propuesto por las autoras, considerando tanto la hipótesis de independencia entre las decisiones de cancelación, como la de contagio entre las mismas. Los resultados constatan la existencia de contagio entre las decisiones de cancelación, cuantificándose su impacto en los resultados. La relevancia de dicho impacto pone de manifiesto que no debe ser ignorado en la elaboración de escenarios de caída de cartera.

La trascendencia del tema abordado va más allá de su contribución a garantizar la estabilidad y solvencia de la compañía a lo largo del tiempo. Gestionar el riesgo de negocio supone importantes beneficios para la compañía. Por una parte, le permite anticipar las pérdidas que podría ocasionarle una eventual disminución de cuota de mercado. Además, le permite planificar actuaciones específicas que permitan proteger a la compañía frente al riesgo de negocio, como segmentar la cartera de asegurados en función del valor que reportan a la entidad y su nivel de fidelidad, y diseñar acciones específicas para cada segmento dirigidas a reducir la caída de cartera, conservando a sus mejores asegurados.

La estructura del artículo es la siguiente. En la sección 2 se realiza una revisión bibliográfica que permite anticipar el estado de la cuestión existente. En la sección 3 se introduce la notación para el cálculo de los porcentajes de caída de cartera. En la sección 4 se presenta la metodología para calcular la aproximación de la caída extrema al alza a partir de la obtención del grado de contagio en las cancelaciones. En la sección 5 se presentan y discuten los resultados de la aplicación empírica. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones y recomendaciones más relevantes.

2. Estado de la cuestión

La investigación sobre la fidelidad de los asegurados, y la elaboración de escenarios de caída de cartera, no ha sido muy extensa en la literatura actuarial, aunque durante los últimos años se está intensificando. Las primeras referencias, de algún modo relacionadas con esta temática, datan de los años sesenta y trataban básicamente el estudio de los factores que incidían sobre la demanda de productos aseguradores, como el nivel de ingresos familiares (Hammond *et al.*, 1967) o la incorporación de la mujer al mundo laboral (Duker, 1969). Posteriormente, Mayers y Smith (1983) demostraron que la demanda de contratos de seguro se determina simultáneamente con la demanda de otros activos. Poco después, Doherty (1984) estudió los niveles eficientes de aseguramiento demostrando que

aumentaban con el número de riesgos asegurables y el peso de los correspondientes activos en la cartera.

En la década de los ochenta encontramos los primeros trabajos en los que se estudió la retención y fidelidad de los asegurados. Por aquel entonces, el marketing relacional se consolidaba como estrategia que permitía hacer frente a la intangibilidad de los servicios ofertados en el sector asegurador. En este contexto, Crosby y Stephens (1987) estudiaron los efectos del marketing relacional en la satisfacción, la retención y los precios en la industria del seguro de vida, concluyendo que añadía valor al servicio pero no sustituía aspectos fundamentales del mismo.

La primera investigación donde explícitamente se determina el valor del cliente (*customer lifetime value, CLV*) en el sector asegurador fue realizada poco después por Jackson (1989). El autor utilizó un modelo histórico que analizaba el flujo de beneficios aportados por los asegurados y otro predictivo para determinar finalmente su valor para la compañía a largo plazo. El estudio tenía en cuenta las particularidades del sector asegurador a la hora de cuantificar el *CLV*, y argumentaba la necesidad de su determinación con el fin de dirigir estrategias de fidelización a aquellos clientes que más beneficios reportaban a la empresa.

En la década de los noventa, a medida que la competencia entre las compañías aseguradoras se iba intensificando, se hacía necesario conocer los factores que inducían a los asegurados a cambiar de entidad para intentar aumentar su fidelidad a través del diseño de estrategias de retención. Schlesinger y Schulenburg (1993) analizaron la incidencia de factores en la decisión de cambiar de asegurador en el seguro del automóvil. Su análisis identificó que los principales motivos para elegir un determinada compañía eran que ésta ofreciera una prima favorable y, en segundo lugar, que la entidad hubiese sido recomendada por algún amigo o familiar. Además constataron que, para los que habían cambiado de compañía, valoraban la gestión de los siniestros considerablemente mejor en el nuevo asegurador que en el antiguo por lo que respecta al tiempo de liquidación y a la indemnización percibida.

Al mismo tiempo, aparecieron estudios sobre la calidad del servicio ofrecido por las compañías y la satisfacción de los asegurados. En esta línea, Wells y Stafford (1995) midieron las percepciones de la calidad del servicio por parte de los asegurados y las compararon con la ratio de quejas registrada por las compañías. Concluyeron que niveles bajos de la ratio de quejas estaban relacionados significativamente con niveles altos de calidad de servicio

percibida. Además, los consumidores tendían a valorar mejor la calidad del servicio si conocían su derecho a presentar una queja. Por otra parte, Stafford *et al.* (1998) identificaron los determinantes de la calidad del servicio percibida y de la satisfacción del asegurado en la reclamación de siniestros de automóvil con daños corporales. El estudio reveló que la fiabilidad era el elemento más importante, es decir, la capacidad para llevar a cabo el servicio prometido.

Por lo que respecta a la aplicación de estrategias de fidelización en compañías aseguradoras, destaca el trabajo de Cooley (2002), que realizó un estudio en el ámbito de los seguros de salud basado en técnicas de segmentación. Las variables utilizadas en este estudio fueron la antigüedad, el tipo de cobertura contratada, la edad y el género. Mediante el estudio de las necesidades particulares de cada segmento, se aplicaron estrategias de fidelización específicas que en algunos casos lograron aumentar la retención de asegurados en un 7%.

Podemos decir que, en la actualidad, los beneficios de aumentar la fidelidad de los clientes están fuera de toda duda. Ryals y Knox (2005) recopilaron diversos estudios al respecto donde se constataba que incrementar la retención de los clientes del 85% al 90% provocaba un incremento del valor actual de los beneficios netos como mínimo del 35%, pudiendo llegar a ser del 95% para las empresas analizadas. Estos mismos autores defendieron la necesidad de medir el *risk-adjusted CLV*, es decir, ajustar el *CLV* por el riesgo que supone desarrollar una relación con el cliente (como las inversiones en campañas de marketing destinadas a ello), por lo que podía entenderse como una medida del valor económico (*EV*) del mismo. A partir de los datos proporcionados por una compañía aseguradora internacional, los autores realizaron una valoración del riesgo que suponía la relación establecida con el cliente a través de la volatilidad en el flujo de ingresos futuros que éste proporcione. Los autores concluyeron que la medida del valor económico del cliente era una herramienta de gestión de gran utilidad, y que tenía un efecto positivo a la hora de dirigir las estrategias de marketing relacional.

En esta misma línea de investigación, Donkers *et al.* (2007) compararon la capacidad predictiva de algunos de los modelos alternativos para medir el *CLV* cuando se aplican al sector asegurador. Los autores consideraron dos tipos de aproximaciones. La más simple la constituyen los denominados modelos basados en la relación, donde se consideran todos los productos que el cliente tiene contratados, pero tomando únicamente el total de beneficios obtenidos a través de todos ellos. Por otra parte, los modelos basados en el

producto suponían aproximaciones más complejas, y se centraban en cada una de las pólizas contratadas, desagregando el beneficio obtenido de un cliente en la contribución derivada de cada uno de estos productos. Los autores concluyeron que los modelos sencillos proporcionan buenas predicciones del *CLV*, y que los más complejos sólo conseguían mejorar marginalmente dichas predicciones.

No obstante, la importancia de la multidimensionalidad de la relación entre el asegurador y el asegurado que posee más de una póliza en la misma compañía ya había sido argumentada en el trabajo de Guillén *et al.* (2006). Más tarde estos mismos autores analizaron los factores que incidían en la probabilidad de cancelación por parte de asegurados con varios contratos en la misma compañía (Brockett, *et al.* 2008), concluyendo que la antigüedad, la ocurrencia de siniestros y el tipo de productos contratados incidían, entre otros aspectos, en el riesgo de que el cliente cancelara todas sus pólizas. Su análisis se completaba con el estudio del tiempo que permanecían como clientes de la compañía los que realizaban una primera cancelación de alguno de los productos contratados, para lo cual los autores aplicaron técnicas de análisis de supervivencia. A partir de aquí, era posible establecer unas recomendaciones generales para controlar y gestionar el riesgo de negocio en el sector asegurador, tal y como se recoge en Guillén *et al.* (2008).

Recientemente, y dadas las condiciones económicas actuales, la caída de cartera se perfila como un fenómeno de necesaria cuantificación y control por parte de las compañías aseguradoras en el marco de Solvencia II. Su intensidad y consecuencias han sido descritas recientemente para el caso del ramo de vida en el artículo de Pieschacon (2010). Por ese motivo diremos que la revisión de los trabajos existentes en la literatura especializada permite constatar que existe un interés y una necesidad por profundizar en el estudio del comportamiento del asegurado y en la elaboración de escenarios de caída de cartera como instrumento de gestión del riesgo.

3. Cálculo de los porcentajes de caída de cartera

Para la elaboración de escenarios de caída de cartera proponemos en primer lugar realizar una segmentación por productos homogéneos y antigüedad de la póliza. Ello viene motivado por los resultados obtenidos por Guillén *et al.* (2008) que constataron, como hemos comentado anteriormente, que la probabilidad de cancelación de una póliza depende de múltiples factores, entre ellos el tipo de producto contratado y la antigüedad del cliente. En

especial se observan diferencias entre los distintos ramos del sector, registrándose, por ejemplo, más probabilidad de cancelación en el ramo del automóvil que en el del hogar. Asimismo, la antigüedad del asegurado contribuye a aumentar su fidelidad, por lo que esperamos una mayor tendencia a la cancelación en los primeros años de contrato, siendo su comportamiento más estable en los años sucesivos de vida de la póliza.

De este modo, segmentaremos la cartera por grupos de productos de características homogéneas y además por la antigüedad de las pólizas. Para ello, podemos considerar en qué período (año, semestre, etc...) de vigencia se encuentra la póliza al inicio del estudio, por ejemplo, a 1 de enero de un determinado año. A final del periodo, es decir, a 31 de diciembre de ese año si realizamos el estudio por anualidades, se contabilizan las pólizas que se han cancelado a efectos del cálculo del porcentaje de cancelaciones, es decir, calculando lo que se conoce como caída de cartera. De ese modo, en el año el porcentaje de caída se obtendrá mediante el cociente entre el número de pólizas canceladas y las vigentes al inicio. Repitiendo esta operación para sucesivos ejercicios, recogeremos la experiencia registrada a lo largo de los últimos años por la compañía respecto a los correspondientes porcentajes de caída.

El coeficiente de caída de cartera para el periodo siguiente es el promedio de los porcentajes de caída obtenidos en los periodos precedentes. Dado un determinado tipo de contrato y segmento de duración, diremos que L_t es el porcentaje de caída de cartera experimentado en el periodo t . La variable aleatoria L_t se expresa como el cociente entre el número de cancelaciones observadas durante ese periodo y el total de pólizas vigentes al inicio del mismo. En este sentido L_t corresponde a un promedio, ya que el total de cancelaciones puede expresarse como la suma de variables dicotómicas que llamaremos Y_{it} , que toman el valor 1 si la póliza i -ésima se cancela en el año t y 0 en caso contrario, dividido por el total de pólizas.

Si llamamos n_t al número total de pólizas vigentes al inicio del período, entonces podemos escribir

$$L_t = \frac{\sum_{i=1}^{n_t} Y_{it}}{n_t}.$$

Si suponemos que las variables dicotómicas son idénticamente distribuidas y siguen una distribución de Bernoulli de parámetro p (con $p \in [0,1]$)

entonces podríamos deducir que, si las variables dicotómicas fueran independientes, la distribución de $\sum_{i=1}^{n_t} Y_{it}$ seguiría una ley de probabilidad Binomial de parámetros n_t y p . Lamentablemente, no es posible justificar el supuesto de independencia entre cancelaciones ya que éstas pueden estar correlacionadas, teniendo en cuenta el efecto contagio en las decisiones de los asegurados.

El coeficiente de caída que se emplearía para el cálculo de la mejor estimación (*Best Estimate* o *BE*), que denotaremos por L , es el promedio (ponderado si se desea) de los porcentajes de caída de los últimos T períodos,

$$L = \sum_{t=1}^T \omega_t L_t \quad (1)$$

donde L_t es el porcentaje de caída definido anteriormente y ω_t la ponderación correspondiente al período t . De este modo, $E[L] = \omega' p_L$ y $V[L] = \omega' \Sigma_L \omega$, donde ω es el vector de ponderaciones. El parámetro p_L indica la esperanza de L_t que se supone constante, y la matriz de varianzas y covarianzas del vector (L_1, L_2, \dots, L_T) es Σ_L .

Sin embargo, como apuntábamos, no es posible justificar el supuesto de independencia. Ello es debido a que pueden producirse fenómenos exógenos que afectan a todos los asegurados y que de manera espuria generan dependencia entre las decisiones que afectan a la cancelación de contratos. Abordamos con detenimiento este aspecto en la siguiente sección.

4. Aproximación de la caída extrema al alza a partir de la obtención del grado de contagio en las cancelaciones

A partir de la expresión (1), y dado que la matriz de varianzas y covarianzas es definida positiva, podemos descomponerla como el producto de tres matrices,

$$\Sigma_L = \Delta_L R_L \Delta_L$$

donde Δ_L es una matriz diagonal que contiene la desviación estándar del vector (L_1, L_2, \dots, L_T) y R_L es la matriz de correlaciones lineales simples. Para considerar máxima correlación entre períodos, supondremos que la matriz de correlaciones tiene todos los elementos igual a uno, es decir $R_L = \mathbf{1}\mathbf{1}'$, siendo $\mathbf{1}$ un vector unitario T -dimensional.

El procedimiento para el cálculo del coeficiente de caída L en un escenario al 99.5% se obtiene mediante una aproximación t -Student como sigue,

$$\omega' \hat{L}_t + t_{99.5\%} \sqrt{\omega' \hat{\Sigma}_L \omega / 2} \quad (2)$$

donde $t_{99.5\%}$ es el valor correspondiente al nivel de confianza del 99.5%, obtenido mediante la inversa de una distribución t -Student con $T-1$ grados de libertad en el punto 0.995, y \hat{L}_t y $\hat{\Sigma}_L$ una estimación de L_t y de la matriz de varianzas y covarianzas, respectivamente. La división por 2 es necesaria para la adecuada parametrización de la distribución t -Student (ver Hossack *et al.*, 1999 y McNeil *et al.*, 2005).

Utilizaremos además las variables aleatorias dicotómicas que se habían introducido en la sección anterior, Y_{it} , que toman el valor 1 si la póliza i -ésima se cancela en el período t y 0 en caso contrario. Diremos que tanto su esperanza como su varianza son constantes y estables en el tiempo, $E[Y_{it}] = p$ y $V[Y_{it}] = p(1 - p)$, expresión que se deriva de las propiedades básicas de una distribución de Bernoulli. El porcentaje de caída en notación vectorial se expresa como $L_t = (\mathbf{1}' Y_t) / n_t$, siendo $\mathbf{1}$ un vector de n_t unos e Y_t el vector de n_t variables dicotómicas. Entonces,

$$E[L_t] = \frac{\mathbf{1}' E[Y_t]}{n_t} = \frac{n_t p}{n_t} = p$$

y

$$V[L_t] = \frac{\mathbf{1}' \Sigma \mathbf{1}}{n_t^2}$$

donde Σ es la matriz de varianzas y covarianzas del vector Y_t de n_t variables dicotómicas. Como no se supone independencia entre las variables dicotómicas, esta matriz no es necesariamente diagonal.

Si las variables Y_{it} están correlacionadas, y por lo tanto son dependientes, entonces dada la presencia de homoscedasticidad, escribiremos $\Sigma = p(1-p)R$, siendo R una matriz de correlaciones con unos en la diagonal y cuyos elementos fuera de la diagonal supondremos constantes e iguales a r a fin de admitir correlación entre todos los contratos.

La propuesta metodológica para estimar r es la siguiente. En primer lugar, hallamos la expresión analítica de $\mathbf{1}'\Sigma\mathbf{1}$. Dada la forma de R obtenemos que

$$\begin{aligned}\mathbf{1}'\Sigma\mathbf{1} &= p(1-p)\mathbf{1}'R\mathbf{1} \\ &= p(1-p)(1+r(n_t-1))n_t.\end{aligned}$$

Substituyendo obtenemos,

$$V[L_t] = \frac{\mathbf{1}'\Sigma\mathbf{1}}{n_t^2} = \frac{p(1-p)(1+r(n_t-1))}{n_t}.$$

Si empleamos el estimador de momentos para la $V[L_t]$ y consideramos que la caída de cartera tiene volatilidad constante en el período histórico considerado, entonces diremos que

$$\hat{V}[\hat{L}_t] = \hat{V}[\hat{L}] = \sum_{t=1}^T (\hat{L}_t - \hat{L})^2 \omega_t$$

y considerando n_t constante, por ejemplo usando

$$\hat{n} = \sum_{t=1}^T \omega_t n_t \quad (3)$$

podemos estimar r como

$$\hat{r} = \left(\hat{n} \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{L}_t - \hat{L})^2 \omega_t}{\hat{L}(1-\hat{L})} - 1 \right) / (\hat{n} - 1). \quad (4)$$

La estimación \hat{r} es una estimación del grado de correlación entre cancelaciones, que se introduce en el cómputo del escenario extremo.

Además, la matriz de desviaciones Δ_L puede estimarse como una matriz diagonal cuyos elementos son iguales a $\sqrt{\hat{V}(\hat{L})}$. Es decir,

$$\hat{\Delta}_L = \sqrt{\hat{V}(\hat{L})} \mathbf{I},$$

siendo \mathbf{I} la matriz identidad de dimensión T .

De este modo, se puede utilizar el coeficiente de caída en el escenario del 99.5% definido en (2) sin más que sustituir $\hat{\Sigma}_L$ por $\hat{\Delta}_L R_L \hat{\Delta}_L$, y de esta forma, la aproximación presentada equivale a suponer máxima correlación entre períodos y un contagio no nulo entre las cancelaciones de pólizas, a la vez que un supuesto de propensión a la caída constante en el periodo considerado, o volatilidad constante.

5. Aplicación a un segmento de pólizas de seguros generales

En esta sección presentamos los resultados obtenidos tras la aplicación de la metodología propuesta a una base de datos de cancelaciones correspondiente a una muestra de pólizas del automóvil de una compañía aseguradora.

El periodo analizado va desde el 31-12-2005 al 31-12-2007, es decir, dos anualidades en las que hacemos un seguimiento de la caída de cartera registrada semestralmente (consideramos pues cuatro periodos semestrales).² La muestra analizada consta de 234228 pólizas en vigor al inicio del estudio. Segmentamos las pólizas en función del tipo de vehículo asegurado (diferenciando entre turismos, ciclomotor o motocicleta y otros vehículos de motor), y la antigüedad de la póliza al inicio de cada uno de los semestres analizados (diferenciando si la póliza se encuentra en el primer año de antigüedad, segundo año o tres o más). Consideramos además en este estudio unos coeficientes de ponderación iguales para cada período analizado, en nuestro caso por tanto $\omega_t = 0.25$, $t = 1, \dots, 4$.

² El análisis se podría hacer por caídas anuales pero ello requeriría un seguimiento histórico más amplio del que no se disponía para elaborar este apartado.

Los resultados de los porcentajes de caída semestrales aparecen en la Tabla 1. Para cada año de antigüedad de la póliza considerado se muestra en primer lugar el valor de \hat{n} , es decir, el número promedio de pólizas que viene dado por la expresión (3). Seguidamente se muestran los porcentajes de caída semestrales para cada segmento analizado y, a modo de resumen, para el ramo del automóvil en general. Observamos en primer lugar como el mayor volumen de pólizas corresponde a las que están en su tercer año de antigüedad o más, y que además son éstas las que en general presentan unos menores porcentajes de cancelación, tal y como esperábamos en función de los resultados obtenidos en otros estudios. Observamos en general como los porcentajes de caída semestrales dentro de cada segmento analizado son bastante estables, siendo el segundo semestre el que globalmente ha registrado un mayor porcentaje de cancelaciones.

Cuando el vehículo asegurado es un turismo observamos que, dentro del primer semestre considerado, se cancelan un 11.80% de los contratos que están en su primer año de vigencia, un 10.98% de los que están en su segundo año, y un 5.51% de los que están en el tercer año o más de vigencia. Estos porcentajes se mantienen bastante estables para el resto de semestres analizados.

Los porcentajes de caída más elevados se dan cuando el vehículo asegurado es un ciclomotor o motocicleta, alcanzando valores superiores al 20% en algunos de los semestres analizados para pólizas en su primer o segundo año de vigencia. Este porcentaje se reduce considerablemente para pólizas de mayor antigüedad, alcanzando igualmente valores que en algunos casos se sitúan por encima del 10%.

Por lo que respecta al tercer grupo de pólizas, formado mayoritariamente por derivados de los turismos, todo terrenos y furgonetas, los porcentajes de caída semestrales son similares a los correspondientes a los turismos, aunque ligeramente superiores. Para pólizas en su primer o segundo año de vigencia se sitúa en torno al 12%, reduciéndose a la mitad al considerar pólizas de mayor antigüedad.

Los resultados globales para el ramo son bastante estables para los distintos semestres analizados, y muestran un porcentaje de caída que se sitúa en torno al 13.5% para pólizas en su primer año de vigencia, y del 12.5% en su segundo año, reduciéndose a la mitad si la antigüedad es mayor.

Tabla 1. Porcentajes de caída semestrales \hat{L}_t

Producto	Semestre	Antigüedad		
		1 ^{er} año	2 ^o año	3 ^o o más
Turismo		$\hat{n} = 19779$	$\hat{n} = 18008$	$\hat{n} = 124065.5$
	1	11.80%	10.98%	5.51%
	2	13.60%	11.58%	5.67%
	3	12.82%	11.07%	6.31%
	4	12.77%	10.65%	5.53%
Ciclomotor o motocicleta		$\hat{n} = 6199.25$	$\hat{n} = 4770.25$	$\hat{n} = 19088$
	1	14.32%	16.12%	7.87%
	2	20.44%	20.31%	10.78%
	3	16.51%	17.15%	9.09%
	4	18.84%	23.34%	11.53%
Otros		$\hat{n} = 5356.25$	$\hat{n} = 4463.75$	$\hat{n} = 26176$
	1	13.00%	12.42%	5.94%
	2	12.16%	11.27%	6.08%
	3	12.13%	13.46%	7.12%
	4	10.59%	10.09%	5.77%
General del ramo		$\hat{n} = 31334.5$	$\hat{n} = 27242$	$\hat{n} = 169329.5$
	1	12.51%	12.06%	5.85%
	2	14.79%	13.07%	6.31%
	3	13.41%	12.56%	6.74%
	4	13.48%	12.86%	6.24%

En la Tabla 2 se muestran los coeficientes de caída correspondientes a la expresión (1) y que recogen el promedio de los porcentajes de caída de la Tabla 1. Igualmente se muestran los coeficientes de caída extrema bajo el modelo estándar, que se obtienen simplemente aumentando los anteriores en un 50%. Finalmente, en la Tabla 3 se muestran los resultados para los coeficientes de caída extrema calculados en base a la metodología propuesta en la sección anterior, y que corresponden a la expresión (2), es decir, al límite superior de un intervalo de confianza al 99.5% para el coeficiente de caída. Se contemplan dos hipótesis diferentes. Por un lado la hipótesis de

independencia, en la que se supone que no existe contagio y $r = 0$; por otro lado, se supone que existe dependencia, y cuantificamos el grado de contagio a través del cálculo de r según la expresión (4). En este último caso, los valores del coeficiente r que mide el grado de contagio se muestran multiplicados por 1000 (entre paréntesis en la tabla).

Tabla 2. Coeficientes de caída promedio \hat{L} y bajo modelo estándar $\hat{L}_{up,+50\%}$

Antigüedad Producto	\hat{L}			$\hat{L}_{up,+50\%}$		
	1 ^{er} año	2 ^o año	3 ^o o más	1 ^{er} año	2 ^o año	3 ^o o más
Turismo	12.75%	11.07%	5.76%	19.12%	16.61%	8.63%
Ciclomotor o motocicleta	17.53%	19.23%	9.82%	26.29%	28.85%	14.73%
Otros	11.97%	11.81%	6.23%	17.95%	17.72%	9.34%
General del ramo	13.55%	12.64%	6.29%	20.32%	18.95%	9.43%

Tabla 3. Coeficientes de caída bajo hipótesis de independencia $\hat{L}_{99,5\%,indep}$ y considerando contagio $\hat{L}_{99,5\%,contagio}$

Antigüedad Producto	$\hat{L}_{99,5\%,indep}$ ($r = 0$)			$\hat{L}_{99,5\%,contagio}$ ($r * 1000$)		
	1 ^{er} año	2 ^o año	3 ^o o más	1 ^{er} año	2 ^o año	3 ^o o más
Turismo	13.74%	12.04%	6.03%	15.40% (0.319)	12.44% (0.056)	7.10% (0.187)
Ciclomotor o motocicleta	19.55%	21.58%	10.71%	27.09% (3.565)	30.87% (4.941)	15.71% (2.264)
Otros	13.81%	13.80%	6.84%	15.56% (0.530)	17.01% (1.301)	8.40% (0.436)
General del ramo	14.35%	13.47%	6.53%	16.92% (0.536)	14.21% (0.090)	7.60% (0.167)

Observamos en primer lugar como el escenario de caída extrema correspondiente al modelo estándar da lugar, en general, a los valores más elevados, excepto para el segmento de ciclomotores y motocicletas, en las que sería ligeramente superado por el modelo propuesto en este artículo para el caso de contagio. Concluimos por tanto que en general el modelo estándar resulta demasiado conservador dando lugar a unos coeficientes excesivamente elevados. Ello se deriva de su propia construcción, basado simplemente en incrementar en un 50% el coeficiente de caída obtenido y sin tener en cuenta en ningún momento su varianza.

Por lo que respecta al modelo en caso de asumir independencia, ocurre lo contrario. Comparados con el caso en el que existe contagio los coeficientes resultan inferiores. En algunos casos subestiman considerablemente el riesgo, como ocurre para el segmento de motocicletas y ciclomotores en que, por ejemplo para pólizas en su segundo año de vigencia, el modelo bajo independencia arroja un coeficiente de caída extrema del 21.58%, bastante inferior al 30.87% obtenido bajo la hipótesis de dependencia. Ello queda reflejado en la magnitud de r que cuantifica el impacto del contagio, y que toma un valor especialmente alto para este segmento.

En resumen, diremos que cuánto más se aleje r de 0 mayor error cometeremos en la elaboración de escenarios para el coeficiente de caída extrema asumiendo independencia. Nuestros resultados ponen de manifiesto la existencia de contagio entre las decisiones de cancelación, y que éste tiene un importante impacto en los resultados. Por otra parte, el modelo estándar resulta en la mayoría de los casos demasiado conservador, dando lugar a porcentajes de caída excesivamente altos. Bajo el modelo que proponemos, el escenario estresado sería en la mayoría de casos inferior al 50% requerido por la fórmula estándar. En definitiva, la dependencia existente entre las decisiones de cancelación de los asegurados no debería ser ignorada dado que la compañía cuantificaría erróneamente su verdadera exposición al riesgo de negocio, con las consecuencias negativas asociadas.

6. Conclusiones y recomendaciones finales

Este artículo proporciona una metodología para la elaboración de escenarios de caída de cartera en el entorno asegurador en el marco de Solvencia II, que está fundamentada en el análisis estadístico de la propia experiencia de la compañía. Lleva asociada la ventaja de aumentar la precisión de las estimaciones con respecto al modelo estándar, al tiempo que se obtienen escenarios estresados inferiores al 50% en la mayoría de los casos.

La metodología propuesta considera el impacto que tiene en los resultados el contagio en las decisiones de cancelación de los asegurados por lo que los escenarios formulados resultan más realistas y precisos. Del análisis empírico realizado en este estudio se concluye que ignorar este contagio y asumir independencia en las decisiones de cancelación introduce un error en las estimaciones nada despreciable, y con negativas consecuencias para la compañía aseguradora, dado que subestimaría su exposición al riesgo de negocio. El estudio podría hacerse igualmente tomando como punto de partida las persistencias, es decir el porcentaje de pólizas que continúan vigentes o se renuevan en cada periodo.

Nuestra recomendación es realizar este tipo de análisis para distintos tipos de contratos y duración de los mismos. Éstos constituyen dos factores que inciden en la probabilidad de cancelación de pólizas, con lo cual conseguimos a través del análisis de distintos grupos de contratos una mayor estabilidad, y por lo tanto un escenario estresado inferior al 50% requerido por la fórmula estándar.

Sería recomendable asimismo considerar el efecto de otras covariables y valorar qué impacto tendrían en la elaboración de escenarios extremos. Entre ellas estaría, por ejemplo, el tipo de cobertura contratada, o la declaración de siniestros previos. Sería interesante igualmente implementar un modelo para el coeficiente de caída dependiente de las duraciones más exactas. Para ello, al inicio de cada período (por ejemplo, a 1 de enero) se tomarían todas las pólizas de un determinado tipo de producto y, a continuación, mediante un modelo de predicción probabilística basado en el análisis de la supervivencia, se aplicaría la probabilidad de cancelación del contrato durante el período siguiente (hasta 31 de diciembre en caso de períodos anuales) en función de la antigüedad exacta de la póliza. Este análisis podría esclarecer si la segmentación por años de antigüedad en tres grupos es la más adecuada para las predicciones a realizar. En la implementación del cálculo del *BE* debería aplicarse a cada póliza la probabilidad de cancelación derivada del anterior modelo. Es decir, la probabilidad de cancelación sería función de la antigüedad de cada póliza al inicio del período y podría tener una expresión sencilla. Como caso particular, este método sería equivalente al que se muestra en este artículo si sólo se considerasen duraciones discretas. En un escenario extremo, deberían cambiarse dichas probabilidades individuales estimadas por aquellas que se deducirían de aplicar un escenario al 99.5% de confianza.

Éstas son algunas de las propuestas que podrían implementarse a fin de mejorar las estimaciones aquí obtenidas, si bien consideramos que este

trabajo aporta las líneas generales de actuación que pueden guiar a las aseguradoras en la correcta elaboración de escenarios de caída de cartera, y por tanto de medición de su exposición al riesgo de negocio, en el marco de Solvencia II.

7. Referencias bibliográficas

- Ben-Arab, M., Brys, E. y H. Schlesinger (1996). Habit formation and the demand for insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 63, 1, 111-119.
- Brockett, P.L., Golden, L., Guillén, M., Nielsen, J.P., Parner, J. y A.M. Pérez-Marín (2008). Survival analysis of household insurance policies: how much time do you have to stop total customer defection?. *Journal of Risk and Insurance*, 75, 3, 713-737.
- Cooley, S. (2002). Loyalty strategy development using applied member-cohort segmentation. *Journal of Consumer Marketing*, 19, 7, 550-563.
- Crosby, L.A. y N. Stephens (1987). Effects of relationship marketing on satisfaction, retention, and prices in the life insurance industry. *Journal of Marketing Research*, 24, 4, 404-411.
- Dhaene, J., Vanduffel, S., Goovaerts, M.J., Kaas, R., Tang, Q. y D. Vyncke (2006). Risk measures and comonotonicity: a review. *Stochastic Models*, 22, 573-606.
- Doherty, N.A. (1984). Portfolio efficient insurance buying strategies. *The Journal of Risk and Insurance*, 51, 2, 205-224.
- Donkers, B., Verhoef, P.C. y M.G. Jong (2007). Modeling CLV: a test of competing models in the insurance industry. *Quantitative Marketing and Economics*, 5, 2, 163-190.
- Duker, J.M. (1969). Expenditures for life insurance among working-wife families. *The Journal of Risk and Insurance*, 36, 5, 525-533.
- Guillén, M., Nielsen, J.P. y A.M. Pérez-Marín (2006). La gestión aseguradora bajo el enfoque del multicontrato. *Revista Española de Seguros*, 127, 529-539.
- Guillén, M., Nielsen, J.P. y A.M. Pérez-Marín (2008). The need of monitoring customer loyalty and business risk in the European insurance industry. *Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 33, 207-218.
- Hammond, J.D., Houston, D.B. y E.R. Melander (1967). Determinants of household life insurance premium expenditures: an empirical investigation. *The Journal of Risk and Insurance*, 34, 3, 397-408.
- Hossack, J.B., Pollard, J.H. y B. Zehnwirth (1999). *Introductory statistics with applications in general insurance*. Cambridge University Press. Cambridge, UK.

- Jackson, D. (1989). Determining a customer's lifetime value, part three. *Direct Marketing*, 52, 4, 28-30.
- Mayers, D. y C.W. Jr. Smith, (1983). The interdependence of individual portfolio decisions and the demand for insurance. *The Journal of Political Economy*, 91, 2, 304-311.
- McNeil, A.J., Frey, R. y P. Embrechts (2005). *Quantitative Risk Management*. Princeton University Press.
- Nakada, P., Shah, H., Koyluoglu, H.U. y O. Collignon (1999). P&C RAROC: a catalyst for improved capital management in the property and casualty insurance industry. *The Journal of Risk Finance*, 1, 1, 1-18.
- Pieschacón Jr., C.A. (2010). La caída de cartera en vida y sus consecuencias. *Actualidad Aseguradora*, 10-11, [4] p.
- Ryals, L.J. y S. Knox (2005). Measuring risk-adjusted customer lifetime value and its impact on relationship marketing strategies and shareholder value. *European Journal of Marketing*, 39, 5/6, 456-472.
- Schlesinger, H. y J.M. Schulenburg (1993). Customer information and decisions to switch insurers. *Journal of Risk and Insurance*, 60, 4, 591-615.
- Showers, V. y J. Shotick (1994). The effect of household characteristics on demand for insurance: a Tobit analysis. *Journal of Risk and Insurance*, 61, 3, 492-502.
- Stafford, M.R., Stafford, T.F. y B.P. Wells (1998). Determinants of service quality and satisfaction in the auto casualty claims process. *Journal of Services Marketing*, 12, 6, 426-40.
- Wells, B. P. y M.R. Stafford (1995). Service quality in the insurance industry. customer perception versus regulatory perceptions. *Journal of Insurance Regulation*, 13, 4, 462-477.