

# Influencia de las cláusulas del límite por evento y límite de cesión en la exposición a terremoto de las compañías de seguros en México (\*)

MARIO ORDAZ

INSTITUTO DE INGENIERÍA, UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MÉXICO

SANDRA SANTA CRUZ

ERN INGENIEROS SC. MÉXICO

**R**ecientemente, el sector reasegurador mexicano ha vuelto a incluir cláusulas en sus contratos de terremoto con las compañías de seguros que no se habían utilizado en los últimos años. En este artículo se examina la influencia de dos de ellas: la de límite por evento y la de límite de cesión.

Para ello, se construyen varios modelos matemáticos simples de la nueva situación de exposición a terremoto de las compañías de seguros y se extraen algunas conclusiones sobre la influencia de estas cláusulas.

## CLÁUSULA DEL LÍMITE POR EVENTO

Esta cláusula limita la responsabilidad del reasegurador sobre la parte cedida proporcionalmente por la compañía de seguros. Se establece, por así decirlo, un «primer riesgo» sobre la parte cedida al reasegurador. A continuación se analiza el efecto de esta cláusula.

### Modelo simplificado

Basaremos nuestra descripción del riesgo enfrentado por la cartera de una compañía de se-

guros en la *tasa de excedencia* de las pérdidas. Esta cantidad es el número medio de veces en que, por unidad de tiempo, se excederá un valor dado de pérdida. La tasa de excedencia es, entre otras cosas, una medida de la frecuencia con que se excederán ciertos niveles de pérdida. El inverso de la tasa de excedencia es el período de retorno.

Supongamos que la tasa de excedencia de las pérdidas brutas por terremoto para la cartera de una compañía de seguros está dada por la siguiente expresión:

$$v(\beta) = v_0 [1 - B(\beta; a, b)] \quad (1)$$

donde  $\beta$  denota pérdida bruta, normalidad entre 0 y 1,  $v_0$  es la tasa de excedencia de los sismos re-

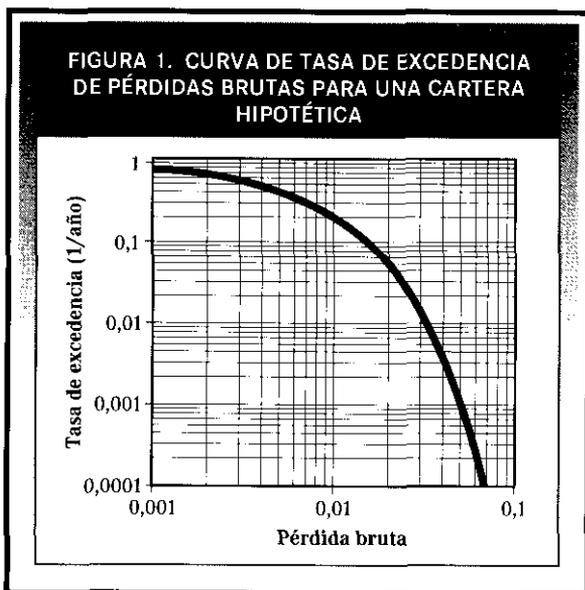
(\*) Presentado en la Asociación Mexicana de Actuarios, 19 de septiembre de 2002, México DF.

## ESTUDIO

levantes y  $B(\beta; a, b)$  es la función beta acumulada, definida de la siguiente manera:

$$B(\beta; a, b) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_0^\beta u^{a-1} (1-u)^{b-1} du \quad (2)$$

En la figura 1 se presenta la curva de tasa de excedencia de las pérdidas brutas para una cartera hipotética.



De la figura 1 puede apreciarse, por ejemplo, que una pérdida de aproximadamente 4,2% tiene una tasa de 0,001/año, lo que significa que se excederá en promedio una vez cada 1.000 años, mientras que una pérdida de 1% o más podría esperarse con una frecuencia de 0,18/año, es decir, cada 5,6 años. Si se hubiera definido la PML (Pérdida Máxima Probable) como la pérdida asociada a un período de retorno de 1.000 años, su valor, por este ejemplo, sería justamente de 4,2%.

Como puede deducirse de la definición de tasa de excedencia, la densidad de probabilidades de la pérdida bruta ante el siguiente evento puede calcularse de la siguiente manera:

$$p_\beta(\beta) = -\frac{1}{v_0} \frac{dv}{d\beta} \quad (3)$$

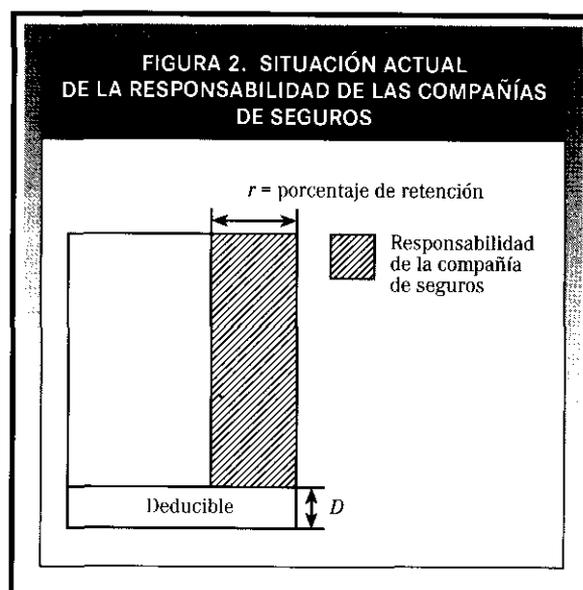
que en nuestro caso conduce a que la pérdida bruta ante el máximo evento sísmico (uno cual-

quiera) tiene distribución  $\beta$  con parámetros  $a$  y  $b$ . Adicionalmente, puesto que la prima pura bruta (PPB) es justamente la pérdida bruta esperada anual, su valor puede calcularse de la siguiente manera:

$$PPB = v_0 E(\beta) = v_0 \frac{a}{a+b} \quad (4)$$

donde el símbolo  $E(\beta)$  denota valor esperado.

La figura 1 describe el riesgo medido en términos de pérdidas brutas. La situación real, anterior a la puesta en vigor de las cláusulas, se parece más a la siguiente:



En la situación actual, se estipula un deducible  $D$  (franquicia en Europa) para el cliente y se cede proporcionalmente una fracción  $(1-r)$  de la pérdida neta de deducible; en correspondencia con lo anterior, se cede la misma fracción  $(1-r)$  de la primera neta es deducible.

La aplicación del deducible  $D$  conduce a la siguiente definición de pérdida neta de deducible ( $\beta_{ND}$ ):

$$\beta_{ND} = \begin{cases} 0 & \text{si } \beta \leq D \\ \beta - D & \text{si } D < \beta < 1 \end{cases} \quad (5)$$

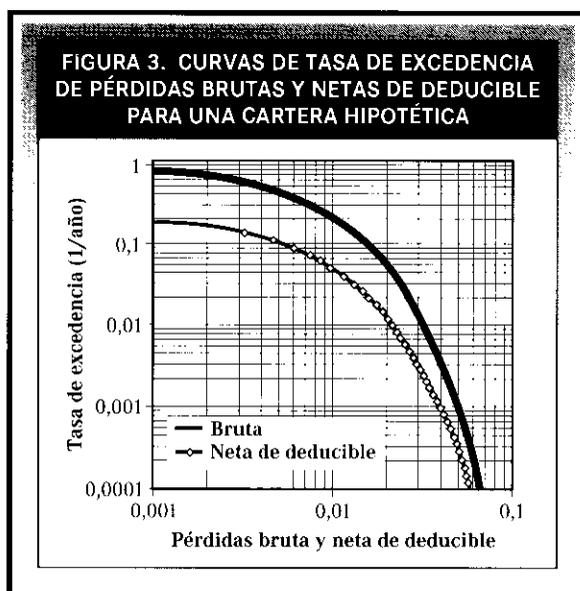
En estas condiciones, la prima neta de deducible (*PND*) puede calcularse de la siguiente manera:

$$PND = v_0 E(\beta_{ND}) = v_0 \left\{ \frac{a}{a+b} [1 - B(D; a+1, b)] - D [1 - B(D; a, b)] \right\} \quad (6)$$

Con las hipótesis que se han hecho, la tasa de excedencia de la pérdida neta de deducible toma la siguiente forma:

$$v_{ND}(\beta_{ND}) = \begin{cases} v_0 [1 - B(\beta_{ND} + D)] & \text{si } \beta_{ND} < 1 - D \\ 0 & \text{si } \beta_{ND} > 1 - D \end{cases} \quad (7)$$

En la figura 3 se presenta la curva de tasa de excedencia de pérdidas brutas (la misma que en la figura 1) junto con la correspondiente a pérdidas netas de deducible (se utilizó un deducible de 1%).

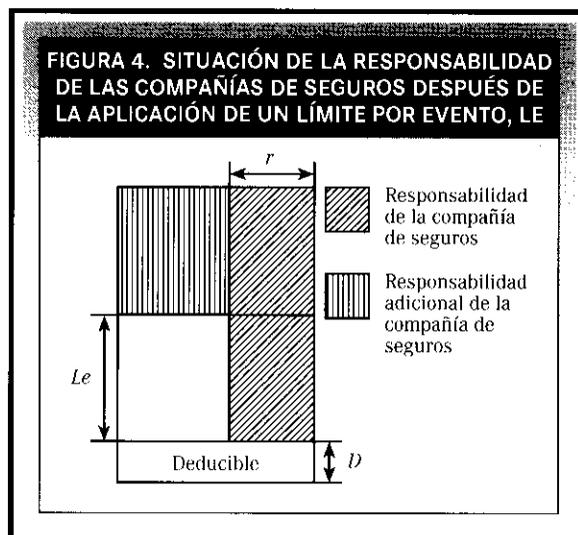


En vista de que la pérdida neta de deducible se cede en proporción  $(1 - r)$  al reasegurador, la prima a retención (original) de la compañía de seguros (*POS*), en la situación actual, valdría:

$$POS = rPND \quad (8)$$

con *PND* dada por la ecuación 6. Evidentemente, la prima original para el reasegurador (*POR*) valdrá  $POR = (1 - r) PND$ .

La aplicación de la cláusula de límite por evento modifica la situación para quedar como la que se ilustra en la figura 4.



Aparece una nueva responsabilidad de la compañía de seguros, ilustrada con rayado vertical en la figura 4, que trae como consecuencia dos aspectos importantes: aumento del PML de la compañía de seguros y disminución de la prima del reasegurador.

La prima adicional para la compañía de seguros (*PAS*), es decir, la asociada a su nueva responsabilidad, resulta ser la siguiente:

$$PAS = v_0 (1 - r) \left\{ \frac{a}{a+b} [1 - B(Le; a+1, b)] - Le [1 - B(Le; a, b)] \right\} \quad (9)$$

Puesto que las responsabilidades del reasegurador han disminuido, debería darse un descuento en la prima (en caso, desde luego, de que la prima originalmente cobrada no fuese ya inferior a la prima técnica).

La nueva pérdida neta para la compañía de seguros toma la siguiente forma:

$$\beta_{NS} = \begin{cases} 0 & , \text{ si } \beta < D \quad (10) \\ r(\beta - D) & , \text{ si } D < \beta < Le \\ r(\beta - D) + (1 - r)(\beta - Le) & , \text{ si } Le < \beta < 1 \end{cases}$$

donde, como en los casos anteriores,  $\beta$  es la pérdida bruta. Como resultado de esto, la nueva curva de tasas de excedencia de la pérdida neta de la compañía de seguros queda dada por:

$$v_{NS}(\beta_{NS}) = \begin{cases} v_0 \left[ 1 - B \left( \frac{\beta_{NS}}{r} + D; a, b \right) \right] & , \text{ si } \beta_{NS} \leq r(Le - D) \\ v_0 [1 - B(\beta_{NS} + Le - r(Le - D); a, b)] & , \text{ si } r(Le - D) < \beta < r(1 - D) + (1 - r)(1 - Le) \\ 0 & , \text{ si } \beta > (1 - D) + (1 - r)(1 - Le) \quad (11) \end{cases}$$

El efecto de la cláusula de límite por evento en la curva de tasa de excedencia se ilustra en la figura 5, donde se comparan las tasas con y sin límite por evento para el caso en que este límite es 70% del PML neto de deducible medido a 1.000 años de período de retorno.

Nótese en la figura 5, cómo, para períodos de retorno del orden de 200 años o menos (tasa =

0,005/año), no existe ningún efecto del límite por evento en la distribución de las pérdidas. Sin embargo, para períodos de retorno mayores (tasas de excedencia menores) el efecto es notable.

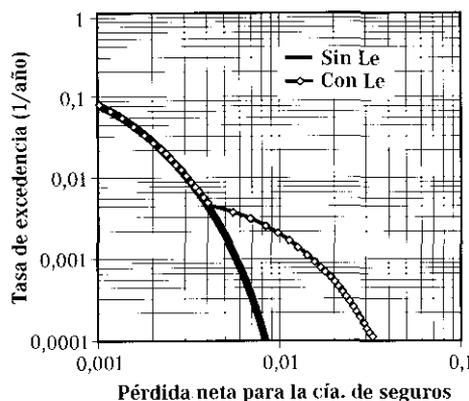
### Ejemplo numérico

Analizaremos una cartera hipotética con los siguientes parámetros:  $a = 0,724$ ,  $b = 120$ ,  $v_0 = 1/\text{año}$ ,  $r = 0,15$  y  $D = 0,01$ . Esto conduce a que la prima bruta de la cartera (PP) sea de 6%, el PML bruto medido a 1.000 años sea de 5% y el PML neto de deducible, al mismo período de retorno, de 4%. La aplicación de la ecuación 6 nos arroja una prima neta de deducible de 1,456%, por lo que, en la situación actual, el 85% de esta prima se cedería a la reaseguradora ( $POR = 0,85 \times 1,456 = 1,238\%$ ) mientras que la compañía de seguros retendría una prima  $POS = 0,15 \times 1,456 = 0,218\%$ . El PML neto a retención de la compañía de seguros, en la situación actual, sería de  $0,15 \times 4\% = 0,6\%$ , mientras que el PML neto del reasegurador sería  $0,85 \times 4\% = 3,4\%$ .

Supongamos que el reasegurador aplica un límite por evento igual a 70% del PML neto de deducible, es decir, 3,8% (nótese que, tal como está definido en la figura 4, este límite se refiere a las sumas aseguradas totales, es decir,  $0,7 \times 4\% + 1\%$ . El 1% es el deducible). Las curvas de tasa de excedencia de la pérdida neta a retención de la compañía de seguros con y sin límite por evento correspondientes a este ejemplo se muestran en la figura 5. El PML de la compañía de seguros, que antes de la aplicación del límite por evento era 0,6% es, después de la aplicación del límite, de 1,6%.

La prima original del reasegurador era 1,238%. Al imponer el límite, su responsabilidad disminuye y su prima también. En este caso, la prima del reasegurador después del límite es de 1,207%, mientras que la del asegurador ha pasado de 0,218% a 0,250%. En vista de que en este ejemplo se supone que el reasegurador cobraba la prima correcta cuando no existía un límite por evento, procedería entonces un descuento de 0,250 -

FIGURA 5. TASAS DE EXCEDENCIA DE PÉRDIDA NETA A RETENCIÓN PARA LA COMPAÑÍA DE SEGUROS CON Y SIN LÍMITE POR EVENTO, PARA UN EJEMPLO HIPOTÉTICO



0,218 = 0,031%, que representa aproximadamente un 3% de la prima que el reasegurador hubiera cobrado si no existiera límite por evento.

**Breve análisis paramétrico de la cláusula de límite por evento**

Aunque el modelo que se ha presentado aquí es simplificado, tiene demasiados parámetros como para realizar un análisis exhaustivo. En este apartado examinaremos el efecto de los que parecen ser más importantes. Nos basaremos en el ejemplo numérico del apartado anterior y haremos variar dos cantidades: el porcentaje de retención, *r*, y el monto del límite por evento, *Le*. El resto de los parámetros permanece constante: *a* = 0,724, *b* = 120, *v*<sub>0</sub> = 1/año y *D* = 0,01, con lo que *PP* = 6%, PML bruto (medido a 1.000 años) = 5%, PML (neto de deducible) = 4% y PND = 1,456%.

Mediremos el efecto de dos maneras:

- 1) Con el incremento al PML neto a retención de la compañía de seguros medido a 1.000 años de período de retorno. Veremos entonces cuánto se incrementa el PML después de la aplicación del límite por evento y lo mediremos de la siguiente manera:

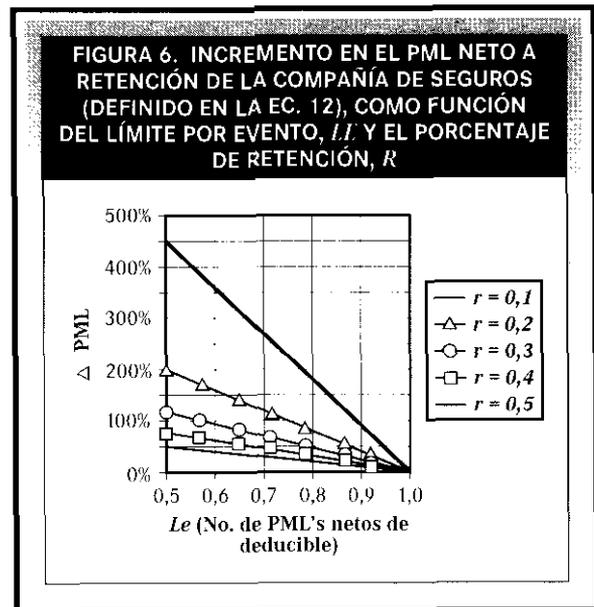
$$\Delta PML = \frac{PML \text{ (después de } Le) - PML \text{ (antes de } Le)}{PML \text{ (antes de } Le)} \times 100 \quad (12)$$

- 2) Con el descuento en prima que el reasegurador debería hacer (suponiendo que antes de la aplicación de la cláusula cobrara la prima técnica), correspondiendo con su disminución de responsabilidad, medido de la siguiente manera:

$$Descuento = \frac{POR - PTR}{POR} \times 100 \quad (13)$$

donde PTR es la prima del reasegurador con límite por evento y POR es la prima original del reasegurador, es decir, la que tenía antes de aplicar el límite.

En las gráficas siguientes (6-8) se presentan los resultados.



Se observa en la figura 6 que si el límite por evento es inferior al PML original, entonces el PML nuevo de la compañía de seguros, medido al mismo período de retorno, puede aumentar considerablemente, especialmente cuando la retención de la compañía de seguros es baja. Puede observarse, por otra parte, que si el límite por evento es igual al PML original de la compañía de seguros, el PML en la nueva situación es el mismo. Este último resultado merece un comentario adicional.

En efecto, si el límite por evento fijado por el reasegurador es igual al PML original, el PML después de aplicar la cláusula, medido al mismo período de retorno –o a cualquiera inferior– es el mismo. Esto no quiere decir que en estas circunstancias (*Le* = PML) la exposición de la compañía de seguros no haya aumentado. Por el contrario: la exposición ha aumentado, pero ante pérdidas que ocurren con periodos de retorno mayores al de referencia. Esto puede apreciarse en la siguiente figura, en donde se presenta el cociente

FIGURA 7. COCIENTE ENTRE LAS PÉRDIDAS CON Y SIN LÍMITE POR EVENTO, COMO FUNCIÓN DEL PERIODO DE RETORNO Y EL PORCENTAJE DE RETENCIÓN,  $R$

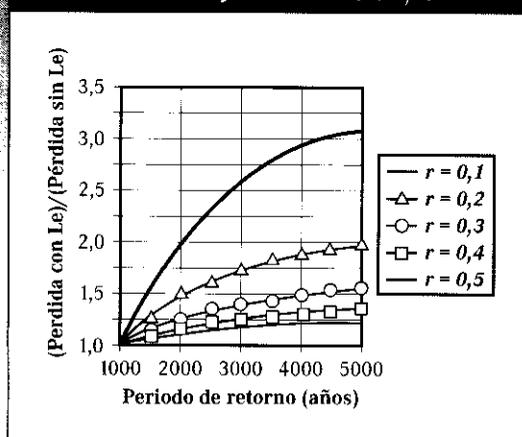
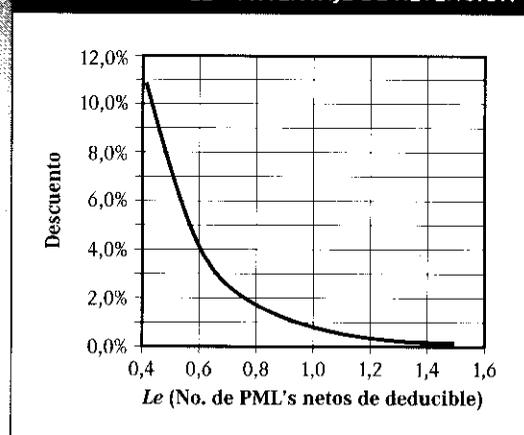


FIGURA 8. DESCUENTO EN PRIMA (DEFINIDO EN LA ECUACIÓN 13), COMO FUNCIÓN DEL LÍMITE POR EVENTO,  $Le$ . NÓTESE QUE EL DESCUENTO NO DEPENDE DEL PORCENTAJE DE RETENCIÓN



entre las pérdidas post- y pre- cláusula, como función del período de retorno al que se midan y del porcentaje de retención.

La figura 7 nos indica, por ejemplo, que aún cuando para 1.000 años se tienen iguales pérdidas antes y después de la aplicación del límite por evento (cociente igual a 1), la pérdida asociada a 2.000 años de período de retorno, para  $r = 0,2$ , se ha multiplicado por un factor de alrededor de 1,45 con respecto a la que se tendría sin límite por evento, mientras que la pérdida para 5.000 años de período de retorno es ahora casi el doble de la que habría sin límite por evento.

De la figura 8 (y las ecuaciones correspondientes) observamos que el descuento en prima, como se ha medido (ecuación 13), no depende del porcentaje de retención. Evidentemente, cuando el límite por evento es bajo proceden descuentos mayores por parte del reasegurador. Es interesante ver, sin embargo, que procederían descuentos modestos aun cuando el límite por evento esté por encima del PML original de la compañía de seguros, prueba inequívoca de que, aun en esta situación, la responsabilidad de la compañía de seguros ha aumentado.

## CLÁUSULA DE LÍMITE DE CESIÓN

Esta cláusula tiene un efecto similar al de la cláusula de proporcionalidad relativa en el infra-seguro. De acuerdo con ella, si al momento del siniestro el cúmulo real,  $Sr$ , es superior al cúmulo contratado,  $Sc$ , el monto pagado por el reasegurador se reducirá multiplicándolo por un factor igual a  $Sc/Sr$ . En caso de que el cúmulo real sea igual o menor al contratado, el monto pagado por el reasegurador es el acostumbrado.

### Modelo simplificado

Para hacer un modelo realista de esta cláusula es crucial tener estimaciones de la posible variación del cúmulo real con el tiempo. Estos autores no disponen de estadísticas adecuadas que permitan modelar esta variación. A falta de ellas, haremos las siguientes hipótesis:

1.  $Sr$  es una variable aleatoria sin variaciones estacionales, ni ninguna otra variación más

## ESTUDIO

que las debidas a errores no sistemáticos en el control de cúmulos. En otras palabras,  $Sr$  es un *ruido blanco*.

2. Las variaciones de  $Sr$  ocurren de manera proporcional, es decir, la cartera no se concreta con más «buenos riesgos» o con menos. En otras palabras, tanto la distribución geográfica de la cartera como su distribución por tipos de edificio permanece constante con el tiempo.
3.  $Sr$  no es sistemáticamente más grande o más pequeña que  $Sc$ , el cúmulo contratado. En otras palabras, la distribución de  $Sr$  es insesgada respecto a  $Sc$ . Esto es razonable: si una compañía de seguros sospecha que sistemáticamente rebasará la suma contratada, debería contratar una suma mayor.

A falta de mejores estadísticas, asignaremos a  $Sr$  una distribución uniforme entre  $Sc - \Delta$  y  $Sc + \Delta$ . Como se aprecia,  $\Delta$  mide qué tanto se puede apartar  $Sr$  de  $Sc$ , es decir,  $\Delta$  es una medida del tamaño de las fluctuaciones de  $Sr$ .

La operación de la cláusula es tal que la pérdida neta en un evento cualquiera (en unidades monetarias) para la compañía de seguros,  $P_{TS}$ , puede calcularse de la siguiente manera:

Si  $Sr < Sc$ , la pérdida para la compañía de seguros es la pérdida neta de deducible (como fracción de lo expuesto) multiplicada por el cúmulo real y el porcentaje de retención de la compañía de seguros, es decir  $P_{TS} = \beta_{ND} r Sr$ . Por su parte, la pérdida para el reasegurador será  $\beta_{ND}(1 - r)Sr$ .

Si  $Sr > Sc$ , la pérdida de la reaseguradora se calcula igual que el caso anterior, pero se reduce por el porcentaje de infraseguro, esto es,  $\beta_{ND}(1 - r)Sr * Sc / Sr = \beta_{ND}(1 - r)Sc$ . La diferencia tendrá que ser cubierta por la compañía de seguros; este diferencial vale  $\beta_{ND}(1 - r)Sr - \beta_{ND}(1 - r)Sc = \beta_{ND}(1 - r)(Sr - Sc)$ . La compañía de seguros tendrá que pagar el monto que le corresponde por su retención más el diferencial de pérdida no cubierto por el reasegurador:  $\beta_{ND} r Sr + \beta_{ND}(1 - r)(Sr - Sc)$ . En estas circunstancias, la pérdida total (en unidades monetarias) para la compañía de seguros vale:

$$P_{TS} = \begin{cases} \beta_{ND} r Sr & , \text{ si } Sr \leq Sc \\ \beta_{ND} [r Sr + (1 - r)(Sr - Sc)] & , \text{ si } Sr > Sc \end{cases} \quad (14)$$

Supondremos, como al analizar la cláusula de límite por evento, que  $\beta_{ND}$  tiene la tasa de excedencia dada por la ecuación 7.

Puesto que la compañía de seguros incurre en mayor responsabilidad, tanto la pérdida anual esperada (la prima pura) como el PML serán mayores que si no existiera la cláusula que se examina.

La nueva prima pura (en unidades monetarias) al aplicar la cláusula de límite de cesión,  $PP_{CF}$ , puede calcularse integrando la ecuación 14 con respecto a  $Sr$  y multiplicando por  $v_0$ . Recordemos, además, que dado que hemos supuesto que  $Sr$  es un ruido blanco esta variable y  $\beta_{ND}$ , la pérdida neta de deducible, son independientes. Así,

$$PP_{CF} = v_0 E(P_{TS}) = v_0 E \left\{ \int_{Sc - \Delta}^{Sc} \beta_{ND} r Sr p(Sr) dSr + \int_{Sc}^{Sc + \Delta} \beta_{ND} [r Sr + (1 - r)(Sr - Sc)] p(Sr) dSr \right\} \quad (15)$$

$$PP_{CF} = v_0 E(\beta_{ND}) = \left\{ r \int_{Sc - \Delta}^{Sc} Sr p(Sr) dSr + \int_{Sc}^{Sc + \Delta} [r Sr + (1 - r)(Sr - Sc)] p(Sr) dSr \right\} \quad (16)$$

donde  $p(Sr)$  es la densidad de probabilidades del cúmulo real, supuesta uniforme entre  $Sc - \Delta$  y  $Sc + \Delta$ , por lo que  $p(Sr) = 1/2\Delta$ . La integridad de la ecuación 16 tiene solución analítica, por lo que la ecuación 15 se puede expresar de la siguiente manera:

$$PP_{CF} = v_0 E(\beta_{ND}) \left[ r Sc + \frac{\Delta}{4} (1 - r) \right] = v_0 E(\beta_{ND}) Sc \left[ r + \frac{\eta}{4} (1 - r) \right] \quad (17)$$

donde  $\eta = \Delta/Sc$ , es decir, una medida normalizada de la fluctuación de la cartera. Esta cantidad mide la fluctuación la cartera alrededor del cúmulo nominal contratado,  $Sc$ .

Si no existiera la cláusula de límite de cesión y el cúmulo real fuera determinísticamente igual al contratado ( $\Delta = 0$ ), la prima pura neta a retención de la compañía de seguros (en unidades monetarias)  $PP_{NCS}$  valdría:

$$PP_{NCS} = v_0 E(\beta_{ND}) r S_c \quad (18)$$

El cociente entre ambas primas -con y sin cláusula de límite de cesión-,  $Q$ , sería entonces

$$Q = \frac{PP_{CE}}{PP_{NCS}} = 1 + \frac{\eta}{4} \frac{(1-r)}{r} \quad (19)$$

Este factor nos permite ver cuánto se incrementaría la pérdida esperada anual con la cláusula de límite de cesión, en función de dos variables: el porcentaje de retención,  $r$  y la fluctuación de la cartera,  $\eta$ . Obsérvese, por ejemplo, que si el porcentaje de retención es 1, la cláusula no tiene ningún efecto sobre la prima. También, si  $\eta = 0$  (la cartera no fluctúa) el efecto de la cláusula en la prima es nulo.

Para determinar la influencia de la cláusula sobre el PML, necesitamos calcular la distribución de probabilidad de la pérdida total de la compañía de seguros,  $P_{TS}$ . Por el teorema de la probabilidad total,

$$Pr(P_{TS} < p) = \int_{S_c - \Delta}^{S_c + \Delta} Pr(P_{TS} < pSr) p(Sr) dSr \quad (20)$$

Con la ecuación 20 y la definición de  $P_{TS}$  dada en la ecuación 14, puede determinarse, después de manipulación algebraica, que

$$Pr(P_{TS} < p) = \frac{1}{2\Delta} \left\{ \int_{S_c - \Delta}^{S_c} B \left( \frac{p}{rSr} + D; a, b \right) dSr + \int_{S_c}^{S_c + \Delta} B \left( \frac{p}{rSr + (1-r)(Sr - S_c)} + D; a, b \right) dS \right\} \quad (21)$$

La ecuación anterior no puede integrarse analíticamente, por lo que haremos los cálculos con integración numérica. De acuerdo con su definición, la tasa de excedencia de las pérdidas netas a retención (en unidades monetarias) de la compañía de seguros vale:

$$v_{TS}(p) = v_0 [1 - Pr(P_{TS} < p)] \quad (22)$$

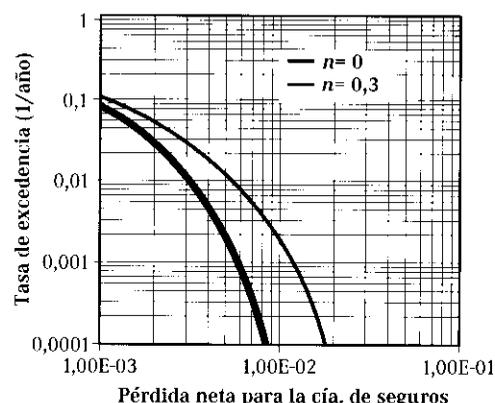
En la figura 9 se muestra el efecto de la cláusula de límite de cesión en una cartera hipotética descrita por los mismos parámetros que en ejemplos anteriores ( $a = 0,724$ ,  $b = 120$ ,  $v_0 = 1/\text{año}$ ,  $r = 0,15$  y  $D = 0,01$ ). Se presentan dos casos: 1) cuando  $\eta = 0$ , es decir, cuando la cartera no fluctúa o no existe la cláusula de límite de cesión; y 2) cuando  $\eta = 0,3$ , es decir, cuando el cúmulo real toma, con igual probabilidad, cualquier valor entre la suma contratada más o menos 30%. En la gráfica, las pérdidas se han expresado como fracción de la suma contratada,  $S_c$ .

Nótese, en la figura 9, cómo el PML aumenta aun para períodos de retorno cortos. En el ejemplo que se presenta, el PML a 1.000 años (tasa = 0,001/año) pasa de 0,6% sin límite de cesión a cerca de 1,2% con este límite.

### Breve análisis paramétrico

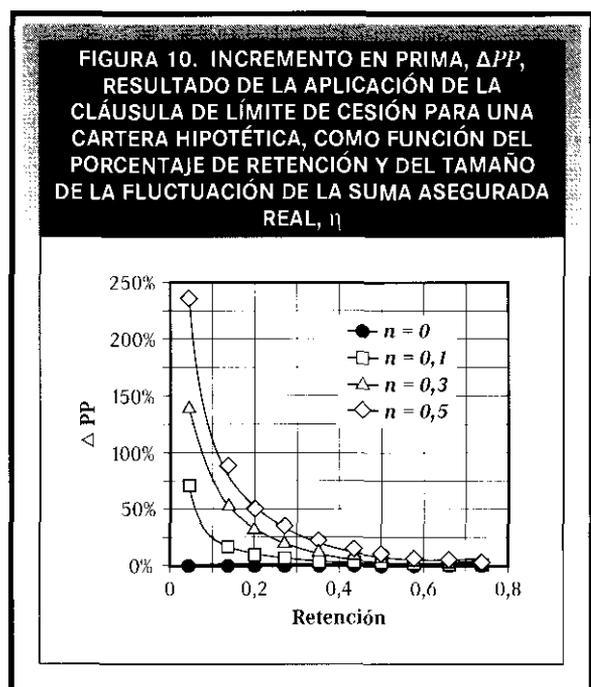
Como hicimos con la cláusula de límite por evento, analizaremos el efecto de la cláusula de

**FIGURA 9. EFECTO DE LA CLÁUSULA DE LÍMITE DE CESIÓN EN UNA CARTERA HIPOTÉTICA. SE PRESENTAN DOS CASOS 1) CUANDO  $\eta = 0$ , ES DECIR, CUANDO LA CARTERA NO FLUCTÚA O NO EXISTE LA CLÁUSULA DE LÍMITE DE CESIÓN; Y 2) CUANDO  $\eta = 0,3$ , ES DECIR, CUANDO EL CÚMULO REAL TOMA, CON IGUAL PROBABILIDAD, CUALQUIER VALOR ENTRE EL CÚMULO CONTRATADO MÁS O MENOS 30%**



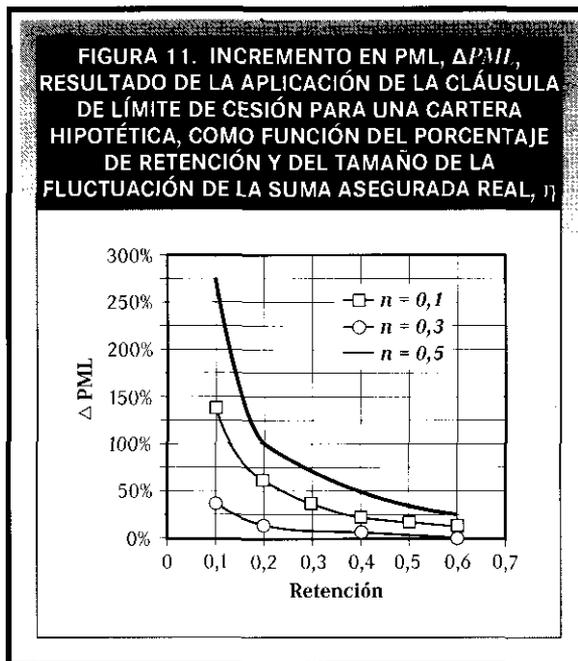
límite de cesión en las primas y el PML haciendo variar algunos parámetros clave. En este caso, haremos variar  $\eta$  y el porcentaje de retención. Recuérdese que  $\eta$  mide qué tanto fluctúa el cúmulo real de la cartera con respecto al cúmulo contratado.

El efecto en la prima se presenta en la figura 10. El incremento en prima,  $\Delta PP$ , es simplemente el valor de  $100(Q - 1)$ , con  $Q$  dado en la ecuación 19.



Puede observarse que, como era de esperarse, los mayores incrementos de prima se tienen para bajos porcentajes de retención y valores altos de la fluctuación del cúmulo real.

En la figura 11 se presenta el incremento al PML (medido a 1.000 años de período de retorno) también como función del porcentaje de retención y de  $\eta$ . De manera similar a como ocurre con las primas, los mayores incrementos se tienen para bajos porcentajes de retención y valores altos de la fluctuación de la suma asegurada real.



## CONCLUSIONES

Hemos analizado con ejemplos simples el efecto de las cláusulas recientemente aplicadas a los contratos de reaseguro del riesgo de terremoto. Observamos que, en ciertas circunstancias, los efectos en las primas y los PML son notables, especialmente para carteras con bajos porcentajes de retención.

El análisis de la cláusula de límite por evento indica que es crucial la precisión en la estimación del PML. Los efectos de colocar un límite por evento inferior al verdadero PML de la cartera pueden ser considerables, de manera señalada en carteras con baja retención. En todo caso, deberá actuarse prudentemente cuando se seleccione este límite. Deberá tenerse presente también que, aun cuando el límite por evento sea precisamente el PML original, la responsabilidad de la compañía de seguros aumenta, a veces considerablemente, para pérdidas asociadas a períodos de retorno mayores que el de referencia.

El análisis señala también que, puesto que la *responsabilidad de la compañía de seguros* aumenta, se justificaría, con bases técnicas, un descuento a la prima cobrada por el reasegurador que fija un límite por evento, suponiendo que la prima originalmente cobrada sea suficiente. Este descuento, como se ha hecho ver, no depende del porcentaje de retención.

Los efectos de la cláusula de límite de cesión son quizá más claros: un aumento tanto de la pérdida anual esperada como del PML, prácticamente a cualquier período de retorno. Las variables relevantes son el porcentaje de retención y el tamaño de fluctuación de la cartera. Si esta fluctuación es pequeña, los aumentos en prima y PML son controlables aun para porcentajes bajos de retención. Por el contrario, si la fluctuación es grande, son de esperarse aumentos considerables en la exposición aun con retenciones relativamente altas.

Es importante señalar que estas conclusiones no son generales; corresponden a los ejemplos que se ha examinado y a los conjuntos de parámetros que se han hecho variar. Los resultados serían diferentes, por ejemplo, si los PML a que hemos hecho referencia no estuvieran medidos a 1.000 años sino a otro período de retorno. O si las pérdidas brutas de la cartera tuvieran una tasa de

excedencia más compleja que la utilizada en estos ejemplos, o si estuviéramos examinando una cartera con una dispersión geográfica diferente a la implicada en las distribuciones de probabilidad que hemos usado en este artículo.

Sin embargo, existen en la actualidad las herramientas adecuadas para llevar a cabo los cálculos que aquí se han esbozado, para carteras reales sometidas al régimen sísmico de México.

Los resultados aquí presentados hacen ver que la influencia de las cláusulas examinadas en la exposición de las compañías de seguros podría, en algunas circunstancias, ser relevante, lo cual justifica sin duda un análisis más profundo.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen al actuario Gerardo Sánchez, de Seguros Atlas, el interés que mostró durante el desarrollo de este trabajo, su paciencia, y las numerosas sugerencias que hizo para mejorarlo. Agradecemos además a Mayte Piserra y Andrés Fernández, de MAPFRE Re, sus observaciones y comentarios constructivos. Los errores en el texto, sin embargo, son responsabilidad exclusiva de los autores.