The Choice of Optimal Reinsurance of Flood Insurance

ZHANG Lin[1], **SHEN** Zhigang[2]
[1] Finance & Statistics College, Changsha Hunan, China
[2] Hunan Branch of CLPIC, Changsha ,Hunan, China
Email: lindazhang0203@126.com

Abstract: The purpose of this paper is to do an empirical analysis about the optimal reinsurance portfolio of flood insurance, with the internal loss-sharing and the practical feasibility of the portfolio, in order to provide technical supports for the smooth development of China's flood insurance. The paper uses the Mean-variance principle in optimal reinsurance to research the mixed optimal reinsurance of proportional and non-proportional reinsurance, and then derives the expression of the mixed reinsurance portfolio's optimal retention level. In the empirical study, the authors use stochastic simulation to get the loss distribution which accords with realistic disaster characteristics, rather than the Poisson distribution. The actual distribution is used to derive the optimal reinsurance portfolio, and the trend about the share part of the portfolio is analyzed.

Key words：Flood insurance；Reinsurance；Mean-variance principle；Mixed optimal reinsurance

当前全球的洪水灾害非常严重，在 2011 年发生了 65 例洪水巨灾，死亡 5093 人，被保险损失达到 162.62 亿美元。尤其是 2011 年的泰国洪水成为保险业的特殊案例，它有几个指标都是异常的：被保险损失占全国财产保险保费的 1846％，被保险损失占非寿险保费的 203.5%，占 GDP 的 3.4%，总损失占 GDP 的 8.6%。这些指标惊人的高，也说明给泰国造成的损失是巨大的。泰国洪水之后，Swiss Re 开展了"高洪水风险与高经济增长"的研究，发现在新兴市场潜在的洪水风险比泰国还要高，而在风险的排序中中国在其中排在第一位[1]。这应该得到中国政府和保险业高度警觉。可见洪水保险的建立已是非常急迫的，为了使洪水保险可持续发展，关于洪水保险风险分散方式的研究是必不可少的，再保险是这中间第一位需要考虑的风险分散手段。由于极端气候变化的不断出现，洪水灾害越来越受到发达国家和发展中国家的重视，很多国家都建立了洪水保险和包含洪水保障的巨灾保险计划,其中最为突出的是美国的洪水保险计划,但是该计划由于没有再保险，也经营的非常吃力，故为洪水保险安排合理和最优的再保险可以帮助洪水保险持续稳健的经营。本文运用均值方差原理研究洪水保险的最优再保险形式和自留额的确定。

Ⅰ.文献综述

再保险在巨灾风险管理中的作用是巨大的，它可以帮助原保险公司管理他们的风险，吸纳他们的部分损失，稳定原保险公司的经营成果，使其保持增长和创新的能力[2]。

如何安排再保险方式并设置最佳自留额一直是全球学者关注和研究的热点问题。Gajek，Zagrodny[3]（2004）推导出了当保险人试图最小化破产概率时停止损失再保险合同中的最优再保险形式。Yisheng Bu[4]（2005）测试了巨灾风险的最优再保险选择，认为最优再保险可以通过对数据模拟和损失分布的分析得到。Leslaw Gajck[5]（2004)，以最小化期望损失为优化准则，研究了在几种特殊损失函数模型下的最优再保险问题，并得出了相应的最优再保险形式。Kahszka，Marker[6]（2004）运用前人的研究成果，综合考虑了不同最优再保险准则，并得到了各种准则下再保险最优自留参数的表达形式。Kaishev，Dimitrova[7]（2006）研究一个超赔再保险的最优再保险模型，这个模型充分考虑了原保险人与再保险人的利益。在这个模型中，假设损失的出现服从 Poisson 过程，原保险人与再保险人通过合理的分摊损失与分配保费，使得最优再保险的指标最大化（最小化）。Ignatov 等[8]（2004）,假设损失是离散的联合分布，并研究了无承保限制的简单超赔再保险。运用联合风险测量方式，计算出了原保险人与再保险人在一个有限时间轴上的联合生存概率，并推导出这种概率的详细表达式。Cai 和 Tan [9]（2007)，Cai 等[10]（2008）和 Tan 等[11]（2011）都假设了期望保费原则用最小化保险人总风险暴露的 VaR 和 CVaR 两种方法推出了两类最优再保险模型。

上述的研究都是在某个保费原则和风险度量方法下得出一种最优再保险形式，而实际操作中不会只选择一种再保险方式来分散风险，因此有必要研究混合再保险。

Kaluszka[12]（2001）运用了均值-方差保费原则研究最优溢额与成数混合再保险，并推导出了混合再保险的最优表达式。Centeno[13]（2002）在研究最优再保险时，提出了修正系数的问题。Centeno（1985[14], 1986[15], 2002[16]），Kaluszka[12]（2001） 和 Schmitter[17]（2001）研究了包含比例再保险与超赔再保险的最优再保

险。Robert Verlaak, Jan Beirlant（2003）[18]研究了基于均值-方差保费原则的最优混合再保险，并认为再保险的安排顺序非常重要。

在中国混合再保险方面研究的论文比较少，且基本上都是停留在理论研究阶段，还没有学者对最优混合再保险做过实证分析。宋立新和杜宇静等（2007）[19]采用超额再保险与成数分保混合的策略，其中成数分保再保险费按照原始条款计算，超额损失再保险按 Escher 保费原则来计算。通过调整系数来研究再保险效应，将调整系数看作自留额水平的函数，证明了在 M 充分大时保险人的调整系数关于自留额水平 M 单调增加，在一定程度上有利于保险公司确定更合理的自留额水平 M。尹青松 ，张峰 (2010) [20]研究了 Centeno 在 Sparre Anderson 模型中调节系数性质,得到了原保险人的调节系数是关于其自留额的单峰函数的结论。并给出在带扩散扰动项的复合 Poisson 过程的索赔时，调节系数与再保险自留额的函数，并得出了保险公司的再保险的最优自留额。

本研究与文献中论文的不同是运用最优再保险的均值-方差原则研究比例再保险和非比例再保险的混合最优再保险，并推导出混合再保险组合的最优自留水平的表达式。在实证研究中运用随机模拟获得符合实际灾害特征的损失分布而不是使用 Poisson 分布,并运用实际的分布推导最优混合再保险组合和分析再保险组合中各分担部分的走势。对洪水保险的最优再保险组合、再保险组合内部损失分担、再保险组合的现实可行性进行实证分析，以期能为我国洪水保险的顺利开展提供技术支持。

Ⅱ. 最优再保险准则及模型的构建

评价再保险方式最优的标准有很多(均值－方差法、破产概率法)，迄今为止还没有形成大家普遍认可的标准。

其中应用最广泛的要属”均值-方差”方法。它的原理是：在既定方差条件下，最大化期望利润，或在既定期望利润条件下，最小化方差。也就是说，对于原保险人，在既定自留风险条件下，市场上提供的最便宜再保险组合为最优再保险，或在再保险价格相同的情况下，原保险人承担的自留风险最小的再保险组合为最优再保险。

本文引入”均值-方差”来构建混合最优再保险模型，在该模型中通过设定原保险人自留风险，然后计算各再保险组合成本的方式来寻找最优再保险。本文的模型相对于其它的最优再保险模型，存在以下几方面的改进：

1.假设原保险人属于风险厌恶型，其再保险成本由两部分构成：再保险保费和自留风险乘以一个固定系数。

2.假设再保险附加费与分摊给再保险人的期望损失成正比例关系，则再保险保费为（1+λ）乘以期望损失，其中λ为附加因子，附加因子依据再保险种类以及再保险在组合中的顺序进行选择。λ附加因子所属的区间在相关网站上可以查阅，本文中将取其平均数。

在国际再保险市场上，人们为了更好地发挥非比例再保险的作用，通常按如下顺序安排超赔再保险：首先是险位超赔再保险，其次是事故超赔再保险，最后才是停止损失再保险。而成数再保险可以安排在任意顺序，因为保费和赔款都按固定比例在原保险人与再保险人之间进行分摊，因此，它可以出现在任意再保险方式前后。

溢额再保险通常安排在混合再保险组合较前的位置，在实际应用中，通常只允许安排在成数再保险之后。假如溢额再保险在险位超赔再保险之后，一旦出险，大部分损失将由险位超赔再保险承担，溢额再保险几乎不发挥左右，但在再保险市场上，溢额再保险的λ附加因子较高，这样就造成了花高价钱，却买了个几乎用不着的保障，因此，人们总是尽量避免这种情况的出现。

溢额再保险在事故超赔再保险和停止损失再保险之后，是不符合逻辑的。因为事故超赔和停止损失再保险是基于一次灾害事故或一年的累计灾害来考虑的，溢额再保险是基于某一风险单位的保额进行来考虑的，两者的理赔口径不一致。

PI：原保险人的保费收入，其中PI与$E(S)$不存在线性关系，但通常会有$PI > E(S)$

$\Gamma(S)$：指原保险人在应用各种再保险后，仍保留的风险

$\alpha Std[\Gamma(S)]$：原保险人的风险厌恶成本，其中α为一个固定值

$\sum_{i=1}^{n} T_i(S)$：再保险人承担的风险

$\lambda_i \sum_{i=1}^{n} T_i(S)$：再保险附加费用，通常来说，附加因子$\lambda_i$是由两部分构成，一部分是直接支付给再保险人的费用，另一部分是管理和维护再保险合约的费用。

由$S = \Gamma(S) + \sum_{i=1}^{n} T_i(S)$可以推出：

$$E(S) = E(\Gamma(S)) + E(\sum_{i=1}^{n} T_i(S)) \tag{1}$$

$$Std(S) \le Std(\Gamma(S)) + Std(\sum_{i=1}^{n} T_i(S)) \tag{2}$$

原保险人的利润可以定义为：保费收入减去保留的损失，减去再保险成本，减去原保险

人的风险厌恶成本，表示为：

$$G = PI - \Gamma(S) - \sum_{i=1}^{n}(1+\lambda_i)T_i(S) - \alpha Std(\Gamma(S)) \tag{3}$$

期望利润表示为：

$$E(G) = PI - E(\Gamma(S)) - \sum_{i=1}^{n}(1+\lambda_i)E(T_i(S)) - \alpha Std(\Gamma(S))$$
$$= PI - E(S) - \sum_{i=1}^{n}\lambda_i T_i(S) - \alpha Std(\Gamma(S)) \tag{4}$$

基于“均值-方差”原理：在保留风险标准差为既定的情况下，使得期望利润最大化。本文拟采用拉格朗日原理求利润最优化问题。

用标记 w_j 来表示未规定的再保险变量，u^* 代表拉格朗日因子。

$$0 = \frac{\partial E(G)}{\partial w_j} = \frac{\partial[PI - E(\Gamma(S)) - \sum_{i=1}^{n}(1+\lambda_i)E(T_i(S))]}{\partial w_j}$$
$$+(u^* - \alpha)\frac{\partial Std(\Gamma(S))}{\partial w_j} \tag{5}$$

$$Std(\Gamma(S)) = C$$

假设 $u = u^* - \alpha$，则拉格朗日最优问题可以转化为：

$$G = PI - E(S) - \sum_{i=1}^{n}\lambda_i T_i(S)$$

以及 $Std(\Gamma(S)) = C$ (6)

假如 $\Psi = E(G) + \mu Var(\Gamma(S))$ 则拉格朗日等式为：

$$\frac{\partial \Psi}{\partial w_j} = \frac{-\sum_{i=1}^{n}\lambda_i E(T_i(S))}{\partial w_j} + \mu\frac{\partial Var(\Gamma(S))}{\partial w_j} \tag{7}$$

其中 $Std(\Gamma(S)) = C$

Ⅲ. 实证分析

本文以我国洪水灾害损失为例，对在我国建立洪水保险如何安排再保险计划进行实证分析。由于已有的洪水灾害损失数据有限，文中采用蒙特卡罗方法进行随机模拟，该方法通常可以归结为三个主要步骤：1、对样本进行输入，并选择一种合适的先验分布模型。2、计算机根据上述输入，利用给定的某种规则，快速实施充分大量的随机抽样。3、对随机抽样的数据进行数学计算与分析。

A.选择适合我国洪水损失灾害的先验分布 模型

依据中国可持续发展信息网及《中国减灾》杂志所记录的我国洪水灾害事件，运用 SAS，EASYFIT 软件对我国洪水灾害的频率和损失程度进行分析。

对中国可持续发展信息网及《中国减灾》杂志所记录的 1990-2009 年的数据进行整理，并分别对期间发生的洪水灾害次数和损失程度进行统计分析，依据 Kolmogorov Smirnov、Anderson Darling、Chi-Squared 对模型进行拟合优度检验，最终选定我国洪水灾害的损失模型，如表 1 所示。

表 1 我国洪水灾害的统计描述

	Mea	Std	CV	Skewness
频率（N）	61.55	43.971	0.71439	1.0799
平均损失程度（X）	33.799	71.771	1.334	3.1278
年度损失（S）	2351.3	1566.9	0.84636	1.3605
频率（N）服从 Neg. Binomial 分布 （ p =0.03183，r =2）				
平均损失程度（X）服从 Lognormal 分布（σ=1.1299 μ =3.3577）				
年度损失（S）服从 Lognormal 分布（σ=0.85554 μ =7.1825）				

B.基于我国洪水损失灾害模型实施充分大量的随机抽样

笔者先在 EXLCE 构建了 1000 个位于(0,1)之间的随机数，通过我国洪水灾害模型，快速实现了损失频率和损失程度 1000 个随机抽样。例如随机数 0.070420254，对应的平均损失程度（X）服从 Lognormal 分布（σ=1.1299 μ=3.3577）随机抽样为 7.976519，对应年度损失（S）服从 Lognormal 分布（σ =0.85554 μ =7.1825）随机抽样为 373.3713。

由于无法收集我国洪水灾害受损标的的保额信息，因此，本文分析的再保险组合中不含溢额再保险，笔者仅对成数先于事故超赔再保险组合、事故超赔先于成数再保险组合、成数再保险先于停止损失再保险、停止损失再保险先于成数再保险组合四种再保险组合进行了分析与对比，得出的最优再保险组合也只是以上四种组合中的最优。

C.对随机抽样的数据进行数学计算与分析

针对四种再保险组合，在原保险人选取不同自留 Std x 比例下，通过等式两边无限渐近的方式，可以计算再保险组合中各再保险的最优自留参数，四种再保险组合在原保险人自留 Std x 比例为 0.1、0.4、0.7 时的参数如表 2 和表 3

所示。

表 2 成数与事故再保险组合部分数据

	成数先于事故			事故先于成数		
自留 y 风险 std x	0.1	0.4	0.7	0.1	0.4	0.7
α	0.11	0.42	0.64	0.12	0.42	0.63
R	44.32	44.32	44.32	103.21	71.32	46.55
再保险期望分出						
成数	849.61	546.96	244.30	720.97	453.80	406.42
事故	7.28	101.49	177.60	129.35	169.44	105.65
共计	856.88	648.45	421.90	850.31	623.24	512.07
成数占比	99.15	84.35	57.90	84.79	72.81	79.00
事故占比	0.85	15.65	42.10	15.21	28.19	21.00
再保险成本						
成数	1019.53	656.36	293.16	865.16	544.57	428.69
事故	8.88	123.81	216.68	157.80	206.71	111.47
共计	1028.41	780.17	509.84	1022.96	751.28	540.16
成数占比	99.14	84.13	57.50	84.57	72.49	79.36
事故占比	0.86	15.87	42.50	15.43	28.51	20.64

表 3 成数与停止损失再保险组合部分数据

	成数先于停止			停止先于成数		
自留风险 std x	0.1	0.4	0.7	0.1	0.4	0.7
α	0.13	0.54	0.94	0.10	0.41	0.84
P	1255.39	1255.39	1255.39	6357.33	3106.56	1905.63
成数	849.61	546.96	244.30	720.97	453.80	406.42
停止	52.26	216.80	370.23	300.00	316.50	345.04
共计	873.36	636.13	403.37	883.91	684.32	423.73
成数占比	94.02	65.92	6.23	66.06	53.75	19.31
停止占比	5.98	34.08	93.77	33.94	46.25	80.69
再保险成本						
成数	895.01	457.07	27.41	636.46	400.92	85.78
停止	67.93	281.84	491.70	390.00	411.45	448.55
共计	962.94	738.91	519.10	1026.46	812.37	534.32
成数占比	92.95	61.86	5.28	62.01	49.35	16.05
停止占比	17.05	38.14	94.72	37.99	50.65	83.95

通过最优参数，就得到了再保组合内部的保费与赔款分担信息，从而可以计算出在原保险人选取的自留风险水平下的再保险组合成本。以下四种组合的再保险成本计算的前提条件是原保险人选取相同自留风险水平，则原保险人的风险厌恶成本是相同的，因此，在以下的再保险组合成本剔除了该部分因素的影响。

1. 成数先于事故超赔再保险组合的成本

成数再保险成本+事故超赔再保险成本

$$=(1+\lambda_q)(E(N)[E(X')(1-\alpha)])$$
$$+(1+\lambda_x)E(N)[E(E(\alpha X'\wedge R))] \tag{8}$$

2. 事故超赔先于成数再保险组合成本

事故超赔再保险成本+成数再保险成本

$$=(1+\lambda_x)E(N)[E(X')-E(X'\wedge R)]$$
$$+(1+\lambda_q)E(N)[E(X'\wedge R)(1-\alpha)] \tag{9}$$

3. 成数再保险先于停止损失再保险组合成本

成数再保险成本+停止损失再保险成本

$$=(1+\lambda_q)(1-\alpha)E(S)'+(1+\lambda_p)E(\alpha S'\wedge R) \tag{10}$$

4. 停止损失再保险先于成数再保险组合成

本 (11)

停止损失再保险成本+成数再保险成本

$$=(1+\lambda_p)(E(S')-E(S'\wedge R))$$
$$+(1+\lambda_q)E(S'\wedge R)(1-\alpha)$$

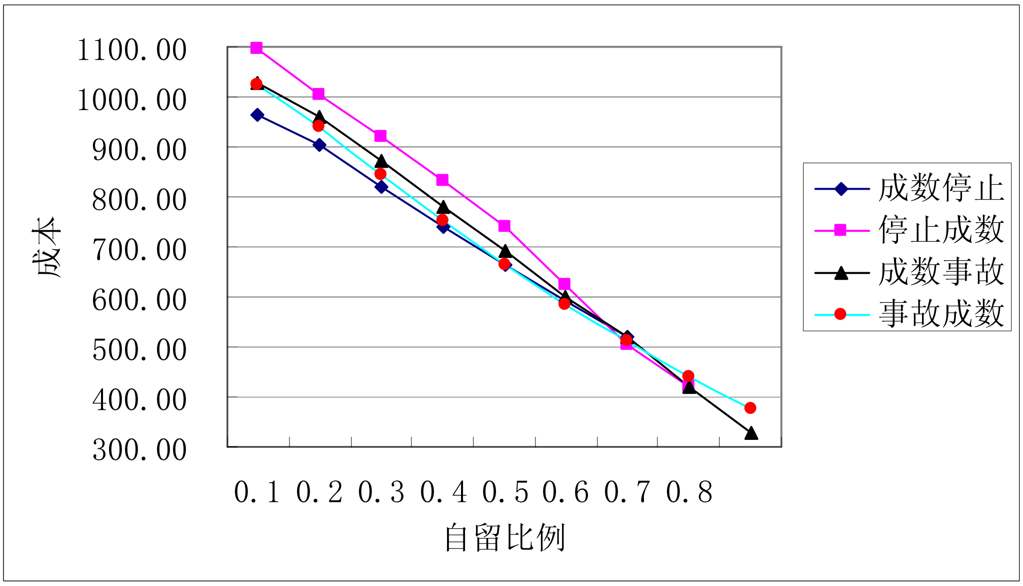

图 1 再保险组合成本图

基于“均值-方差”原理，在原保险人选取自留风险既定的条件下，期望利润最大的再保险组合就是最优再保险组合。也就是说，在原保险人承担相同风险条件下，成本最小的组合为最优再保险。图 1 为原保险人自留风险 std x 与四种再保险组合成本的折线图，由上图可以得出四种再保险组合的购买成本随原保险人自留风险 std x 的增加而减少，呈右下方倾斜状态。在原保险人选取的自留风险 std x 较小时，成数再保险先于停止损失的成本线位于四条线的最下方，因此该再保险组合为此阶段的最优再保险组合。而随原保险人选取的自留风险 std x 增加到大约 0.6 时，成数再保险先于事故超赔再保险组合的成本线位于四条线的最下方，则该再保险组合为此阶段的最优再保险组合。

因此，如果我国洪水保险采取类似于英国和法国的模式，洪水保险业务由一些承保能力相对比较小的财产保险公司承保，原保险公司选取的自留风险比较低，则应该选择成数再保险先于停止损失再保险组合进行分保。如果我国洪水保险采用类似于美国的模式，洪水保险业务是由政府主导的保险基金承保，其承保能力相对比较强，原保险人选取的自留风险比较高，则应该选择成数再保险先于事故超赔再保险组合进行分保。

IV. 结论

纵观全文，影响我国洪水最优再保险选择的因素有：

第一，我国洪水灾害模型的选择。在本文中，洪水损失频率选择的是负二项分布，单次洪水损失程度和年损失程度选择的 Lognormal 分布，然而在年损失程度的数据拟合中，fatigue life 分布的检验效果虽优于 Lognormal，但 fatigue life 为不常见分布且表达式复杂，从模型简化和大众接受的角度出发，最终选择放弃，如果选择该分布作为我国洪水灾害模型，将可能对我国洪水再保险的最优选择带来一定的影响。

第二，再保险顺序的安排。在原保险人选取自留风险既定的条件下，成数再保险先于停止损失再保险组合的成本一直低于停止损失再保险先于成数再保险，因此，对于我国洪水再保险而言，成数先于停止损失再保险组合要优于停止损失先于成数再保险组合。

第三，再保险的附加因子。在计算再保险组合成本时，均考虑了再保险的附加因子。在本文中，所有的附加因子均为附加因子区间的均值，与现实中的附加因子存在一定的偏差。如果再保险附加因子越小，则再保险组合的成本就越小，就越有可能成为最优再保险。

第四，风险在再保险组合内部的分摊。当原保险人选取自留风险较小或较大时，期望损失的大部分会分摊到再保险组合内的某一再保险，这样会导致风险分摊不均匀。在现实中，风险分摊不均匀的再保险组合在再保险市场上是没有竞争力的。

参考文献

[1]Swiss Re. Natural catastrophes and man-made disaster in 2011: historic losses surface from record earthquake and floods[R]. Sigma, 2012, (2):16.
[2]Yung-Ming Shiu. Reinsurance and Capital Structure: Evidence from the United Kingdom Non-Life Insurance [J]. The Journal of Risk and Insurance, 2011, Vol. 78, No. 2, 475-494
[3]Gajek, Zagrodny. Reinsurance arrangements maximizing insurer's survival probability[J]. The Journal of Risk and Insurance, 2004, 71(3): 421-435.
[4]Yisheng Bu. On optimal reinsurance arrangement[C]. Casualty Actuarial Society Forum, Spring 2005.
[5]Leslaw Gajck. Optimal reinsurance under general risk measures[J]. Insurance:Mathematics and Ecomomics, 2004, 34: 227-240.
[6]Kaluszka, M.. Mean-variance optimal reinsurance arrangements[J]. Scandinavian Actuarial Journal ,2004，(1) : 28-41.
[7]Kaishev, Dimitrova. Excess of loss reinsurance under joint survival optimality[J]. Insurance: Mathematics and Ecomomics, 2006, 39: 376-389.
[8]Ignatov, Kaishev. A finite time ruin probability formula for continuous claim severities[J]. Journal of Applied Probability, 2004, 41: 570-578.
[9]Cai, J., Tan, K.S.. Optimal retention for a stop-loss reinsurance under the VaR and CTE risk measures[J]. Astin Bulletin ,2007, 37(1): 93-112.
[10]Cai, J., Tan, K.S.,Weng, C., Zhang, Y.. Optimal reinsurance under VaR and CTE risk measures[J]. Insurance:Mathematics and Ecomomics, 2008, 43(1): 185-196.
[11]Tan, K.S., Weng, C., Zhang, Y.. Optimality of general reinsurance contracts under CTE risk measure[J]. Insurance:Mathematics and Ecomomics, 2011, 49(2): 175-187.
[12]Kaluszka. Optimal reinsurance under mean-variance premium principles[J]. Insurance: Mathematics and Ecomomics, 2001, 28: 61-67.
[13]Centeno, M.L.. Measuring the effects of reinsurance by the adjustment coefficient in the Sparre Anderson model[J]. Insurance: Mathematics and Ecomomics, 2002, 30: 37-49.
[14]Centeno, M.L.. On combining quota-share and excess of loss[J]. ASTIN Bulletin, 1985,15: 49-63.
[15]Centeno, M.L.. Some mathematical aspects of combining proportional and non-proportional reinsurance [J]. Insurance and Risk Theory, D. Reidel Publishing Company, 1986: 247-266.
[16]Centeno, M.L.. Excess of loss reinsurance and Gerber's inequality in the Sparre Anderson model [J]. Insurance: Mathematics and Ecomomics, 2002, 31(3): 415-427.
[17]Schmitter, H.. Setting optimal reinsurance retentions[R].Swiss Re publications, Zurich, 2001.
[18]Robert Verlaak, Jan Beirlant. Optimal reinsurance programs:An optimal Combination of several Reinsurance Protections on an heterogeneous Insurance Portfolio [J]. Insurance: Mathematics and Ecomomics, 2003, 33(2): 381-403.
[19]李洪静,宋立新,杜宇静,George Fegan. 关于再保险效应的注记[J]. 数理统计与管理, 2007, 26(4): 641-648.
[20]尹青松,张峰. 成数超额混合再保险中最优自留额的确定[J]. 兵团教育学院学报, 2010, 20(2): 39-41.

洪水保险的最优再保险选择

张　琳[1]，沈志刚[2]
[1]湖南大学金融与统计学院，湖南长沙，中国，410079
[2]中国人寿财产保险公司湖南分公司，湖南长沙，中国，
Email: lindazhang0203@126.com

[摘要] 本文运用最优再保险的均值-方差原则研究比例再保险和非比例再保险的混合最优再保险，并推导出混合再保险组合的最优自留水平的表达式。在实证研究中运用随机模拟获得符合实际灾害特征的损失分布而不是使用 Poisson 分布,并运用实际的分布推导最优混合再保险组合和分析再保险组合中各分担部分的走势。对洪水保险的最优再保险组合、再保险组合内部损失分担、再保险组合的现实可行性进行实证分析，以期能为我国洪水保险的顺利开展提供技术支持。

[关键词]洪水保险; 再保险; 均值方差原则; 混合最优再保险。