ISSN 2078-6115. Вісник Львівського університету. Серія економічна. 2014. Випуск 51. С. 155 - 163
Visnyk of the Lviv University. Series Economics. 2014. Issue 51. P. 155 - 163

УДК 519.21

ОЦІНКА РИЗИКІВ У ПРОПОРЦІЙНОМУ ПЕРЕСТРАХУВАННІ З ВИКОРИСТАННЯМ КОМП'ЮТЕРНОГО МОДЕЛЮВАННЯ

О. Коркуна

Львівський національний університет імені Івана Франка
79008 м.Львів, проспект Свободи, 18
E-mail: olehpk@yahoo.co.uk

У статті розглядається модель пропорційного перестрахування на основі осцилюючого процесу, який будується з допомогою двох пуасонових процесів. Встановлено співвідношення для інтегрального перетворення розподілу цього процесу, значення для моментів регенерації та інтегральні перетворення для розподілів локальних екстремумів. При умові ергодичності отримано граничний розподіл, який носить стаціонарний характер і відповідає стаціонарному режиму роботи страхової компанії.

Ключові слова: *пропорційне перестрахування, моделювання процесу перестрахування, Пуасонів процес, інтегральне перетворення розподілу процесу, граничний розподіл.*

З появою страхових компаній науковці почали ґрунтовно досліджувати процеси страхування. За останні 50 років страховій математиці присвячено немало праць вітчизняних і зарубіжних авторів. Зокрема, моделі страхування в своїх роботах розглядають Cramer H. [13]; Straub E. [14]; Леоненко М.М., Мішура Ю.С., Ядренко М.Й. [7]; Фалин Г.И. [12] та інші. Що стосується процесів перестрахування, то вони ще недостатньо досліджені. Наявна література в основному присвячена класифікації перестрахування і не торкається проблем моделювання.

Дана стаття присвячена моделюванню процесів пропорційного перестрахування на основі осцилюючого пуассонового процесу. Розглянемо детальніше особливості пропорційного перестрахування.

Фізичні і юридичні особи укладають договори страхування зі страховими компаніями з метою позбавлення фінансових втрат, спричинених нещасними випадками чи іншими негативними подіями. До укладення договору страхування у клієнта є деякий ризик випадкових втрат. Після укладення договору страхування клієнт позбавляється цього ризику за деяку невипадкову плату. Інакше кажучи, клієнт йде на невеликі детерміновані витрати з метою позбавлення малоймовірних випадкових втрат, які можуть бути для нього катастрофічними. Однак сам ризик не зник – його прийняла на себе страхова компанія. Інша справа, що володіючи великим портфелем договорів, страхова компанія забезпечує собі вкрай мізерну ймовірність банкрутства.

Водночас трапляються випадки, за яких не надто потужна страхова компанія змушена сплатити на користь клієнтів значну суму відшкодувань у порівняно короткий проміжок часу, що може спричинити її банкрутство. Тобто страхова компанія попадає у ту ж ситуацію, в якій (до укладення договорів страхування) перебували її клієнти: існує небезпека фінансових втрат, спричинених невизначеністю настання страхових випадків, що тягнуть за собою виплату клієнтам значних відшкодувань.

Для розв'язання цієї проблеми страхові компанії використовують страхування свого ризику в іншій страховій компанії. Таке страхування називають перестрахуванням, а процес передачі ризику – страхувальною цесією. Страховика, який передає ризик, називають цедентом, а того, що приймає цей ризик, – перестраховиком або цесіонарієм.

Цесіонарій немає ніяких зобов'язань щодо укладених цедентом договорів страхування. Це означає, що страховик (цедент), котрий уклав договір із перестраховиком (цесіонарієм), залишається відповідальним перед страхувальником у повному обсязі. Він навіть не зобов'язаний інформувати страхувальника щодо передачі ризику в перестрахування.

Перестраховик зобов'язаний виплатити відшкодування цеденту пропорційно до його участі за умови, що цедент виплатив це відшкодування страхувальнику. Цедент зобов'язаний інформувати цесіонарія про цедований ризик так само, як страхувальник зобов'язаний інформувати страховика про усі зміни, що відбуваються в ризику, який він передав.

Під час перестрахування перестраховують як значні індивідуальні відшкодування, так і сумарні відшкодування за певний період, наприклад, один рік. Основний розподіл договорів перестрахування на різні типи зумовлений рівнем відповідальності цедента і цесіонарія.

Якщо цедент самостійно задовольняє деяку частку α $(0 \le \alpha \le 1)$ від кожної відшкодовуваної суми, а перестрахувальник – решту $(1 - \alpha)$, то таке перестрахування називають пропорційним. Участь перестраховика в платежах і відшкодуванні збитку здійснюється у такому ж співвідношенні, як і його участь у покритті ризику.

Тепер припустимо, що цедент самостійно покриває страхові збитки включно до деякої межі r грн, а у випадку страхових збитків, що перевищують r грн, відшкодовує суму r самостійно, а решту передає для відшкодування перестрахувальнику. Якщо таке правило застосовується до кожного індивідуального страхового збитку, то такий вид перестрахування називають перестрахуванням перевищення збитків або ексцедентним перестрахуванням. Таке перестрахування також належить до пропорційного. Укладаючи договір ексцедентного перестрахування, партнери визначають розмір максимальної участі страховика у покритті деяких груп ризику. Максимум власної участі страховика і називається ексцедентом.

Якщо таке правило застосовують не до кожного індивідуального страхового збитку, а до загальної суми страхових збитків за деякий період, то такий вид перестрахування називають перестрахуванням, що зупиняє втрати, або перестрахуванням на підставі договору ексцедента збитковості (договору "стоп лос"). Це один з видів непропорційного страхування. Власну участь цедента у покритті збитку називають пріоритетом або франшизою, а верхню максимальну межу відповідальності перестраховика за наслідки одного стихійного лиха, яке спричинило збиток, – лімітом перестрахувального покриття.

Перестрахувальна компанія приймає на себе ризик від передаючої компанії за визначену плату. Фактично для перестрахувальної компанії ця операція виглядає як звичайне страхування.

В роботі Крамера з теорії колективного ризику [13] як модель, що описує функціонування страхової компанії, приведений пуассонів процес $\xi(t) = at - \chi(t)$, в якого

детермінована лінійна частина відповідає доходам компанії за рахунок сплати страхових внесків від тримачів страхових полісів зі сталою швидкістю *a;*

випадкова компонента $\chi(t)$ являє собою складний пуассонів процес і описує витрати компанії, пов'язані з виплатою компенсацій в нещасливих випадках страхувальникам. Це означає, що загальна кількість претензій $\chi(t)$, які виникають за інтервал часу (0, *t*], має складний пуассонів розподіл

$$K(x, t) = \sum_{n=0}^{\infty} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} P_n(x) \qquad (-\infty < x < \infty), \qquad (1)$$

де $P_n(x)$ – взагалі кажучи, довільний імовірнісний розподіл.

Умови 1), 2) визначаються діяльністю страхової компанії. Від'ємні стрибки процесу $\chi(t)$ відповідають розмірам компенсацій, а сам процес $\xi(t)$ визначає капітал страхової компанії в момент часу t.

Узагальнений пуассонів процес $\chi(t)$ визначається послідовністю моментів часу: T1 , T2 , T3 , ... , – в які відбуваються стрибки процесу, а також послідовністю значень: X1 , X2 , X3 , … , – величин від'ємних стрибків. Обидві послідовності незалежні. Послідовності X та T мають експонентний розподіл відповідно з параметрами $1/\mu$ та λ відповідно.

$$P\{x < X \le x + dx\} = \begin{cases} e^{-\frac{x}{\mu}} \dfrac{dx}{\mu} & при \quad x \ge 0 \\ o & при \quad x < 0 \end{cases} \qquad (2)$$

$$P\{t < T \le t + dt\} = \begin{cases} e^{-\lambda t} \lambda dt & при \quad t \ge 0 \\ 0 & при \quad t < 0 \end{cases} \qquad (3)$$

Для опису процесу $\chi(t)$ використаємо модель Ерланга. Вона пов'язана з проблемою виникнення черг на телефонних станціях.

Діаграма 1 відображає процес страхування.

Для моделювання процесу перестрахування пропонується використати осцилюючий процес $\zeta_z(t)$, де $\zeta_z(0)$ = z – початковий капітал страхової компанії. Процес $\zeta_z(t)$ будується з допомогою двох пуассонових процесів

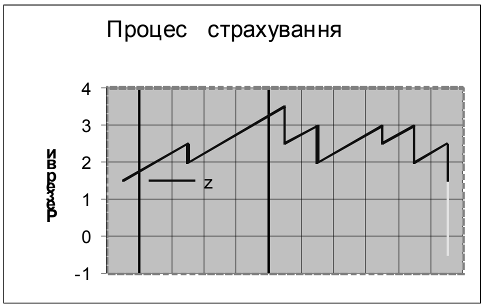
$$\xi_1(t) = a_1 t - \chi_1(t) \qquad (4)$$

$$\xi_2(t) = a_2 t - \chi_2(t) \qquad (5)$$

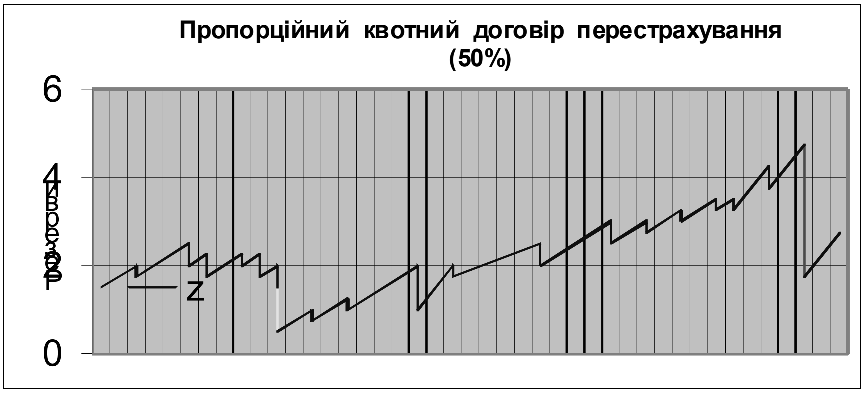
Різні процеси (їм відповідають різні значення параметрів) описують різні режими роботи компанії (період перестрахування і період без перестрахування).

У випадку моделювання пропорційного квотного договору перестрахування (50%) (Діаграма 2) процес $\xi_1(t)$ відповідає періоду перестрахування, а процес $\xi_2(t)$ – періоду без перестрахування.

ISSN 2078-6115. Вісник Львівського університету. Серія економічна. 2014. Випуск 51



10 місяців ↥
Діаграма 1



10 місяців ↥ | | |
1-ий рік 2-ий рік 3-ий рік
⮤ -------------------- Період перестрахування ------------------ ↥⮤ --- Без --- перестрахування
Діаграма 2

При пропорційному перестрахуванні страховик утримує з перестраховиків плату за укладання і супровід договору, так звану комісію.

Одним з найпоширеніших видів пропорційного перестрахування є квотний договір. При квотному перестрахуванні цедент передає, а перестраховик приймає від нього відповідну частину премії, обумовлену у відсотках.

Якщо параметри процесу $\chi(t)$ і параметр a вибрані так, що $M\xi(1) > 0$, то зі зростанням t капітал компанії в середньому буде збільшуватися за рахунок розорення своїх клієнтів. У випадку $M\xi(1) < 0$ страхова компанія з великою ймовірністю невдовзі сама збанкрутує. Умови чесної гри страхової компанії зі своїми клієнтами передбачають, що $M\xi(1) \approx 0$. Але навіть при $M\xi(1) = 0$ процес $\xi(t)$ при $t \to \infty$ з додатною ймовірністю прямує до $+\infty$ або до $-\infty$.

Розглянемо договори перестрахування лише з погляду передаючої компанії (цедента). Щоб виробити рекомендації, які дадуть змогу стабілізувати роботу передаючої страхової компанії, визначимо механізм її діяльності. Для моделювання роботи цедента використаємо осцилюючий процес $\zeta_z(t)$ ($\zeta_z(0) = z$ – деякий початковий капітал передаючої компанії), який будують за допомогою двох пуассонових процесів $\xi_1(t) = a_1 t - \chi_1(t)$ (математичне сподівання $\mathbf{M}\xi_1(1) < 0$) та $\xi_2(t) = a_2 t - \chi_2(t)$ (математичне сподівання $\mathbf{M}\xi_2(1) > 0$). Різні процеси (яким відповідають різні значення параметрів) описують різні режими роботи цедента.

Детермінована лінійна частина кожного з процесів $\xi_k(t)$ $(k = 1,2)$ відповідає доходам страхової компанії за рахунок сплати страхових внесків тримачами страхових полісів зі сталою швидкістю a_k $(-\infty < a_k < \infty)$, а випадкова компонента $\chi_k(t)$ є узагальненим пуассоновим процесом і описує витрати компанії, спричинені виплатою компенсацій у разі страхових випадків клієнтам страховика. Стрибки процесу $\chi_k(t)$ відповідають розмірам компенсацій. Саме процес $\zeta_z(t)$ визначає капітал страхової компанії у момент часу *t*.

Ми не аналізуватимемо детально фінансовий механізм, зумовлений сплатою страховою компанією обов'язкових платежів і зборів та витрат на аквізиційну діяльність. Також не братимемо до уваги інші доходи компанії. Тому $a_1 t$ – вважатимемо величиною доходу страховика у момент часу *t;* $a_2 t$ – величиною доходу передаючої страхової компанії у момент часу *t* після відрахувань на користь перестраховика.

За умови $\mathbf{M}\xi_1(1) < 0$ процес $\xi_1(t)$ описує режим роботи страхової компанії, за якого її капітал постійно зменшується внаслідок переважання витратної частини над дохідною, що невдовзі може спричинити банкрутство. Такий режим відзначатиметься виплатою значних сум відшкодувань на користь клієнтів за порівняно короткий період часу.

За умови $\mathbf{M}\xi_2(1) > 0$ капітал страхової компанії постійно збільшується за рахунок того, що перестраховик взяв на себе значну частину відшкодувань клієнтам страховика. За такого режиму, на відміну від попереднього, зменшується і дохідна частина страховика $a_2 t$ через відрахування на користь перестраховика згідно цесії.

Щоб задати процес $\zeta_z(t)$ та його функціонали введемо позначення (sup (inf) – найбільша (найменша) межа, якої може досягти випадкова величина):

$\xi_k^-(t) = \inf\limits_{0 \le u \le t} \xi_k(u)$ – мінімальне значення процесу $\xi_k(t)$ в інтервалі $[0;t]$ $(k = 1,2)$;

$\xi_k^+(t) = \sup\limits_{0 \le u \le t} \xi_k(u)$ – максимальне значення процесу $\xi_k(t)$ в інтервалі $[0;t]$ $(k = 1,2)$;

$\tau_k^-(-x) = \inf\{t : \xi_k(t) < -x\}$ – момент часу, коли процес $\xi_k(t)$ уперше досягає від'ємного рівня $x > 0$, що відповідає, наприклад, розтраті початкового капіталу *z*. Це не обов'язково буде нульовий рівень, який беруть для спрощення виводу формул. Завдяки заміні змінних можна розглянути і довільний додатній рівень, менший за деякий рівень b (див. пояснення для $\tau_k^+(x)$);

$\tau_k^+(x) = \inf\{t : \xi_k(t) > x\}$ – момент часу, коли процес $\xi_k(t)$ уперше досягає деякого додатного рівня $x > 0$. Після цього моменту страховик може розірвати договір перестрахування (надалі позначимо b);

$\gamma_1^- = \xi_1^-(-\tau_1^-(-z)) - \xi_1^-(\tau_1^-(-z))$ – значення перестрибу (дорівнює від'ємному сальдо).

Стохастичне співвідношення

$$\zeta_z(t) \doteq \begin{cases} z + \xi_1(t), & t < \tau_1^-(-z) = \tau_1^-, \\ -\gamma_1^- + \xi_2(t - \tau_1^-), & \tau_1^- < t < \tau_1^- + \tau_2^+ = \tau_1^*, \quad \tau_2^+ = \tau_2^+(b), \\ \zeta_b(t - \tau_1^*), & t > \tau_1^* \end{cases} \tag{6}$$

задає осцилюючий випадковий процес $\zeta_z(t)$.

Побудований процес $\zeta_z(t)$ утворюється внаслідок "склеювання" двох пуассонових процесів і здійснює осциляцію навколо смуги $\{0 < x < \infty, \quad 0 < y < d\}$. Процес $\xi_1(t)$ описує діяльність страхової компанії на початковій стадії, що відповідає періоду перестрахування. У цей період страховик зазнає збитків, доки її капітал не досягне певної межі. Цією межею не обов'язково повинен бути нульовий рівень. Після цього страховик змінює режим роботи за рахунок зміни частки передачі ризику перестраховикові. Тоді її діяльність описує процес $\xi_2(t)$. У цій фазі капітал страхової компанії зростає.

Якщо

$$-\infty < \mathbf{M}\,\xi_1(1) < 0, \qquad 0 < \mathbf{M}\,\xi_2(1) < \infty, \tag{7}$$

то зі стохастичного співвідношення (6) можна визначити ймовірність розподілу процесу $\zeta_z(t)$, значення для моментів регенерації, а також ймовірності розподілів локального максимуму і локального мінімуму (на інтервалах регенерації) [5]. Інтервали регенерації відповідають повним циклам діяльності страхової компанії.

За вказаних вище умов (7) на моменти $\mathbf{M}\,\xi_1(1)$ та $\mathbf{M}\,\xi_2(1)$ процес $\zeta_z(t)$ при $t \geq \tau_1^*$ є регенеруючим з періодом регенерації $\tau^* = \tau_1^-(-b) + \tau_2^+(b)$ і має ергодичний розподіл, тобто розподіл для необмеженого часу функціонування страхової компанії. Наявність ергодичного розподілу дає змогу зробити висновок, що процес $\zeta_z(t)$ є стаціонарним. Його розподіл визначають через розподіли абсолютних екстремумів $\xi_k^+(t)$, $\xi_k^-(t)$ вихідних процесів. Система, яку описує така модель, має стаціонарний режим роботи.

Локальний мінімум $\tilde{\zeta}_z^-(t)$ (максимум $\tilde{\zeta}_z^+(t)$) задається стохастичним співвідношенням:

$$\tilde{\zeta}^{\mp}_{z}(t) \doteq \begin{cases} z+\xi_1^{\mp}(t), & 0 \le t < \tau_1^-(-z)=\tau_1^-, \\ \xi_2^{\mp}(t-\tau_1^-), & \tau_1^- \le t < \tau_1^*, \\ \tilde{\zeta}_b^{\mp}(t-\tau_1^*), & t > \tau_1^* = \tau_1^- + \tau_2^+, \quad \tau_2^+ = \tau_2^+(b). \end{cases} \tag{8}$$

Із стохастичного співвідношення (8) визначаються ймовірності розподілів

$\mathbf{P}\{\tilde{\zeta}_z^{-}(\Theta_\lambda) < x\}$, $\mathbf{P}\{\tilde{\zeta}_z^{+}(\Theta_\lambda) < x\}$, де $(\mathbf{P}\{\Theta_\lambda > x\} = e^{-\lambda t}, t>0, \lambda>0)$.

При вказаних вище умовах (7) на моменти $\mathbf{M}\xi_1(1)$ та $\mathbf{M}\xi_2(1)$ визначаються граничні співвідношення для розподілів

$$\tilde{\zeta}_z^{-} = \lim_{t\to\infty} \tilde{\zeta}_z^{-}(t), \qquad \tilde{\zeta}_z^{+} = \lim_{t\to\infty} \tilde{\zeta}_z^{+}(t). \tag{9}$$

Вони дозволяють визначити локальні екстремуми процесу $\zeta_z(t)$ на кожному інтервалі регенерації. При аналізі роботи страхової компанії ймовірності розподілів локальних екстремумів дають можливість спрогнозувати моменти розорення і заздалегідь прийняти міри, які б дозволили цього уникнути. На практиці замість нульового рівня доцільно розглядати деякий додатній рівень. Дослідження, проведені для нульового рівня, не звужують загальності теоретичних розрахунків, оскільки завжди можна провести заміну змінних.

Якщо відомі параметри процесів $\xi_1(t)$ і $\xi_2(t)$, то можна оцінити ймовірність розподілу осцилюючого процесу, значення для моментів регенерації та ймовірності розподілів локальних екстремумів процесу $\zeta_z(t)$. У теорії колективного ризику під час розгляду роботи страхових компаній ці величини використовують з метою прогнозування ймовірного розорення та вибору стратегії управління діяльністю страхової компанії, щоб уникнути такого розорення. Для певного виду страхування параметри процесів $\xi_k(t)$, які описують різні режими діяльності страхової компанії, визначають ставкою страхового платежу та відрахуваннями на рахунок цесіонарія згідно з договором перестрахування.

Для зручності вибору стратегії перестрахування доцільно використати комп'ютерний експеримент. З допомогою генератора випадкових чисел моделюються відповідні розподіли, що мають місце при різних видах страхування. Комп'ютерний експеримент дозволяє здійснити підбір параметрів і відповідно вибрати стратегію та умови перестрахування. Моделюванню розподілів випадкових величин, що фігурують при страхуванні, присвячена література [3, 4, 8]. В результаті комп'ютерного моделювання отримуються процеси перестрахування аналогічні процесу, представленому на діаграмі 2.

На практиці найчастіше кілька перестраховиків беруть участь у покритті збитків (вони вступають у співпрацю на підставі контрактного документа чи договору). Зазвичай, на кожного перестраховика припадає різна питома вага покриття. Страховик, котрий передає ризики у перестрахування, збільшує свої можливості щодо прийняття ризиків у десятки разів. Завдяки вдалій стратегії перестрахування у страховика з'являються додаткові можливості:

– в перспективі створювати умови для формування однорідного збалансованого портфеля, необхідного страховикові для надійного контролю

своєї середньо термінової та довготермінової політики;
- запроваджувати та розповсюджувати нові види страхування;
- страхувати дуже дорогі та унікальні ризики;
- брати участь у перерозподілі ризику, який здійснюється між компаніями, коли перестрахування набирає форми торгівлі, де об'єктом купівлі-продажу є страхові гарантії;
- бути учасником міжнародного інституту страхування, оскільки перестрахування має інтернаціональний характер і не обмежується рамками однієї або декількох країн (це бізнес без кордонів, який розширює невидимий експорт-імпорт).

Оскільки договір перестрахування укладають на взаємовигідних умовах як для страховика, так і для перестраховика, то розглянута модель страхування не тільки дає змогу описати роботу цедента, але й забезпечує механізм вибору стратегії останнього з метою регулювання успішної фінансової діяльності. Завдяки цьому страховик може якісніше і в повнішому обсязі виконувати свої зобов'язання перед страхувальниками. Розглянута модель пропорційного перестрахування на основі осцилюючого пуассонового процесу має як теоретичне, так і практичне значення.

---

1. Бауэрс Н., Гербер Х., Джогс Д., Несбитт С., Хикман Дж. Актуарная математика. Пер. с англ. / Под ред. В.К.Малиновского. - М.: Янус-К, 2001.
2. Боровков А.А. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1986.
3. Ермаков С.М., Михайлов Г.А. Статистическое моделирование. - М.: Наука, 1982.
4. Крайников А.В., Курдиков Б.А., Лебедев А.Н. и др. Вероятностные методы в вычислительной технике / Под ред. А.Н.Лебедева и Е.А.Чернявского. – М.: Высш.шк., 1986.
5. Коркуна О.П. Розподіли деяких функціоналів від осцилюючих пуасонівських процесів // Тези доп. міжнарод. конф., присвяченої пам'яті акад. М.П. Кравчука. - К.: Ін-т математики АН УРСР, 1992.- С. 95.
6. Королюк В.С. Граничные задачи для сложных пуассоновских процессов. – Киев: Наукова думка, 1975.
7. Леоненко М.М., Мішура Ю.С., Ядренко М.Й. Теоретико-ймовірнісні та статистичні методи в економетриці та фінансовій математиці. – К.: Інформтехніка, 1995.
8. Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики / Пер. с англ. - М.: Финансы и статистика, 1982.
9. Скороход А.В. Случайные процессы с независимыми приращениями. - М.: Наука, 1986.
10. Справочник по теории вероятностей и математической статистике / В.С.Королюк, Н.И.Портенко, А.В.Скороход, А.Ф.Турбин. - М.: Наука, 1985.
11. Страхування: Підручник / За ред. В.Д.Базилевича. –К.:Знання,2008.
12. Фалин Г.И. Математический анализ рисков в страховании. – М.: Рос. юрид. издат. дом, 1994.
13. Cramer H. Collective Risc Theory. Jubilee Volume of the Skandia Insurance Co. Ab Nordiska Bokhandeln. – Stockholm, 1955.
14. Straub E. Non-Life Insurance Mathematics. – Berlin; Zurich: Springer-Verlag and Swiss Association of Actuaries, 1988.

AN ESTIMATION OF RISKS IN PROPORTIONAL REINSURANCE WITH THE USE OF COMPUTER SIMULATION

O.Korkuna

Ivan Franko National University of Lviv, Prospect Svobody 18, UA-79008, Ukraine

This paper presents model of proportional reinsurance processes on the basis of the oscillating process defined by pair of Poisson processes. The relation for integral transformation for the distribution of this process, values of regeneration moments and relation for integral transformation for the distribution of local extrema are established. Under the ergodicity condition the limit distribution is received. Ergodic distribution correspond to stationary condition of functioning of insurance company.

Key words: proportional reinsurance, simulation of reinsurance process, Poisson process, integral transformation for the distribution of the process, limit distribution.

ОЦЕНКА РИСКОВ В ПРОПОРЦИОНАЛЬНОМ ПЕРЕСТРАХОВАНИИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ КОМПЬЮТЕРНОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

О. Коркуна

Львовский национальний университет имени Ивана Франко
79008 г.Львов, проспект Свободы, 18

В статье рассматривается модель пропорционального перестрахования на основе осциллирующего процесса, который строится с помощью двух пуассоновских процессов. Получено соотношение для интегрального преобразования распределения этого процесса, значения для моментов регенерации и интегральные преобразования для распределений локальных экстремумов. При условии эргодичности получено граничное распределение, которое имеет стационарный характер и отвечает стационарному режиму работы страховой компании.

Ключевые слова: пропорциональное перестрахование, моделирование процесса перестрахования, процесс Пуассона, интегральное преобразование распределения процесса, граничное распределение.