Н.Ткаченко. Оцінка платоспроможності страховиків на основі комплексного врахування ризиків / Н.Ткаченко // Галицький економічний вісник. — 2010. — № 1(26).— С. 141-153. — (фінансово-кредитне забезпечення діяльності господарюючих суб'єктів)

УДК 368

Наталія ТКАЧЕНКО

ОЦІНКА ПЛАТОСПРОМОЖНОСТІ СТРАХОВИКІВ НА ОСНОВІ КОМПЛЕКСНОГО ВРАХУВАННЯ РИЗИКІВ

Резюме. *В статті наведено перелік та структуру основних ризиків страхового бізнесу, розглянуто взаємозв'язки між ними. На основі використання зарубіжного досвіду запропоновано підходи до оцінки платоспроможності страховий компаній з урахуванням страхового, ринкового, кредитного та операційного ризиків.*

The summary. *The article listed structure of the basic insurance business risks, consider the relationship between them. On the basis of foreign experience suggested approaches to assessing the solvency of insurance companies including insurance, market, credit and operational risks*

Ключові слова: *страхова компанія, платоспроможність, страховий ризик, ринковий ризик, кредитний ризик, операційний ризик.*

Постановка проблеми. В більшості країн світу від страхових компаній, зазвичай, вимагається визначення маржі платоспроможності. Нині європейська концепція визначення платоспроможності страховиків базується на правилах, в основу яких покладено розрахунок мінімальних вимог до розміру капіталу, а також визначення фактичної величини капіталу страхових компаній, який не повинен бути нижчим від встановленого нормативного рівня. Однак, враховуючи зміни які спостерігаються в економіці країн Євроспільности і викликані різними причинами, основними з яких є євроінтеграція та спроби протидії коливанням на ринках, Європейська комісія активно веде роботу над новим поколінням директив в галузі контролю за платоспроможністю страхових компаній, які називаються Solvency II. До того ж, аналіз платоспроможності страхових компаній Євросоюзу, проведений в середині 1990-х років, засвідчив, що вимоги до цього показника повинні стати жорсткішими, в першу чергу, для забезпечення інтересів страхувальників. Особливістю системи Solvency II є зміна підходів до оцінки такого показника як платоспроможність, який, згідно з новими вимогами повинен визначатися на основі індивідуальних ризиків, властивих конкретному страховику.

В зв'язку з цим необхідно підкреслити, що підходи до визначення платоспроможності страхових компаній, подібні до новітніх європейських, з часом обов'язково будуть упроваджені в практику вітчизняного страхування. Саме тому, дослідження сучасних тенденцій стосовно питання оцінки платоспроможності страхових компаній нині є особливо актуальним.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Серед наукових розробок вітчизняних вчених і вчених близького зарубіжжя, які стосуються підходів щодо визначення платоспроможності страхових компаній, відзначимо праці А.М. Єрмошенко, І.Б. Котлобовського, В.В. Поплавської, А.Є. Сметаніна, Т.А. Федорової та інших. Разом з тим, зауважимо, що розгляду питань переходу до нової системи оцінювання платоспроможності страховиків – на основі врахування індивідуальних ризиків, на жаль, приділяється недостатньо уваги, що вимагає подальшого комплексного дослідження цього питання.

Слід підкреслити, що хоча кінцевим терміном запровадження Solvency II визначено 2012 рік, наглядові органи ряду європейських країн, не очікуючи повсюдного його впровадження, паралельною займаються розробкою систем, заснованих на ринковій оцінці активів і зобов'язань, числовому вираженні всіх основних ризиків і використанні внутрішніх моделей. Входження України до глобальної фінансової системи вимагає поступового переходу до визначення платоспроможності страхових компаній за міжнародними принципами. Тому, наразі, актуальним є дослідження зарубіжних підходів до визначення платоспроможності страховиків згідно з вимогами Solvency II, зокрема на увагу заслуговують напрацювання Е. Сандстрема з цього питання.

Постановка завдання. Метою статті є розробка підходів до визначення платоспроможності страхових компаній на основі комплексного врахування страхового, ринкового, кредитного та операційного ризиків за рахунок адаптації досягнень зарубіжної практики, з цього питання, до реалій діяльності українських страхових компаній.

Виклад основного матеріалу. Спочатку розглянемо стандартний підхід. Припустимо, що величина зобов'язань страховика X має щільність розподілу $p(x)$. Тоді оптимальна оцінка розміру зобов'язань визначається за формулою:

$$\mu = M(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot p(x)\, dx \qquad (1)$$

де $M(\cdot)$ – символ математичного сподівання. Саме на цьому рівні встановлюється величина технічних резервів.

Єдина причина для введення ризикової надбавки над рівнем технічних резервів є врахування невизначеності у параметрах моделі в часових рамках, що перевищують 1 рік. Цю ризикову надбавку називають нормативна маржа платоспроможності (SCR)). Сума технічних резервів μ та величини SCR забезпечують рівень капіталу, що гарантує платоспроможність страхової компанії (SCL) (рис. 1).

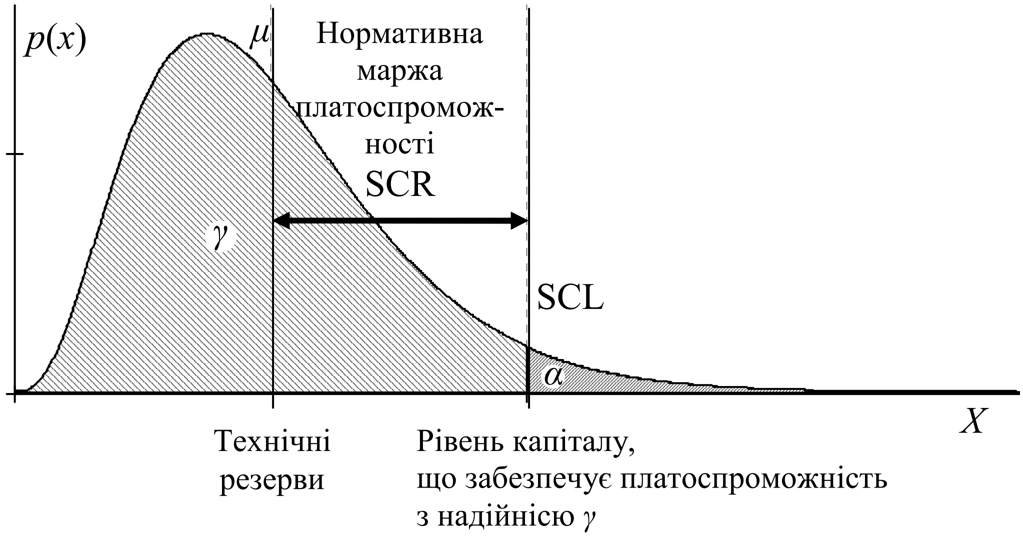

Рис. 1. Функція щільності розподілу величини зобов'язань, що відображає невизначеність межі платоспроможності

Пряма $x = \text{SCL}$ поділяє площу під графіком функції $p(x)$ на дві частини. Площа α праворуч від прямої є характеристикою рівня значимості. Вона визначає ймовірності того, чи вистачить резервів капіталу для покриття зобов'язань за страховими виплатами. Площа γ, зліва від прямої, характеризує надійність $\gamma = 1 - \alpha$. Рішення щодо вибору рівня надійності 0,99 чи 0,995 прерогатива актуаріїв.

Характеристична функція випадкової величини X може бути записана у вигляді ряду (2):

$$\varphi(t) = \exp\left(\kappa_1 t + \kappa_2 \frac{t^2}{2!} + \kappa_3 \frac{t^3}{3!} + \kappa_4 \frac{t^4}{4!} + \ldots\right) = \exp\left(\mu t + \sigma^2 \frac{t^2}{2!} + \kappa_3 \frac{t^3}{3!} + \kappa_4 \frac{t^4}{4!} + \ldots\right) \qquad (2)$$

де $\kappa_1 = \mu$, $\kappa_2 = \sigma^2$, κ_3, κ_4, … – кумулянти випадкової величини X.

Перші два кумулянти мають спеціальні назви: $\mu = \kappa_1$ називають математичним сподіванням, а $\sigma^2 = \kappa_2$ – дисперсією величини X і позначають відповідно $\text{var}(X)$ або $D(X)$. За означенням:

$$\sigma^2 = D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - M(X))^2 \cdot p(x)\, dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot p(x)\, dx - \mu^2 \qquad (3)$$

а саму величину $\sigma = \sqrt{D(X)}$ називають середньоквадратичним відхиленням випадкової величини X.

Обрізаючи вказаний ряд на перших двох доданках, отримаємо функцію (4):

$$\varphi(t) = \exp\left(\mu t + \sigma \frac{t^2}{2!}\right) \quad (4)$$

Ця функція характеризує нормальний розподіл випадкової величини, щільність розподілу якої має вигляд (5):

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right) \quad (5)$$

Такий підхід називають нормальною апроксимацією випадкової величини X. Він дозволяє суттєво спростити всі подальші обчислення, оскільки нормально розподілена випадкова величина повністю характеризується своїм математичним сподіванням μ та середньоквадратичним відхиленням σ при незначних (як правило) втратах точності розрахунків (рис. 2). Крім того, μ і σ піддаються легкому статистичному оцінюванню при побудові моделі для конкретної страхової компанії.

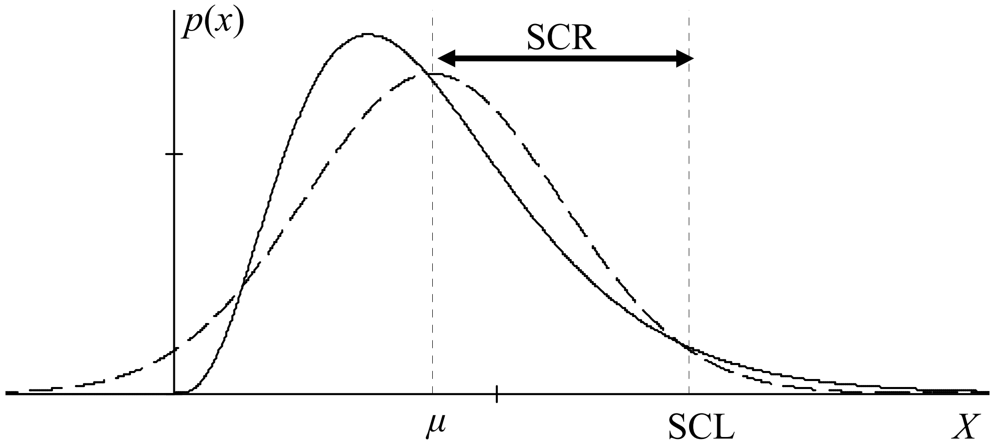

Рис. 2. Нормальна апроксимація щільності розподілу величини зобов'язань

З урахуванням нормальної апроксимації величини X значення ризикової надбавки SCR може бути обчислене дуже просто (6):

$$C = k_\gamma \cdot \sigma \quad (6)$$

де k_γ – критична точка розподілу Стьюдента при заданій надійності γ та односторонній критичній області (наприклад, $k_{0,99} = 2{,}33$, $k_{0,995} = 2{,}58$).

В реальних умовах діяльність страхової компанії залежить від багатьох випадкових факторів, які, як правило, мають складну ієрархічну структуру. В такому випадку, резерви капіталу за кожним з компонентів ризику з включених у модель, об'єднуються в загальні потреби або резерви капіталу.

Спершу розглянемо порядок розрахунку загальних резервів капіталу при об'єднанні ризиків на одному рівні ієрархії.

Нехай загальні зобов'язання компанії X представлені як сума випадкових величин:

$$X = X_1 + X_2 + ... + X_n \quad (7)$$

для яких μ_1, μ_2, …, μ_n – математичні сподівання, а σ_1, σ_2, …, σ_n – середньоквадратичні відхилення.

З теорії ймовірностей відомо, що в такому випадку оптимальна оцінка величини зобов'язань $\mu = M(X)$, а значить і розмір технічних резервів буде обчислюватись за формулою 8:

$$\mu = \sum_{i=1}^{n} \mu_i \tag{8}$$

дисперсія σ^2 величини X обчислюватиметься за формулою 9:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j = \sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2 + \sum_{i\neq j}^{n}\sum^{n} \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j \tag{9}$$

де $\rho_{ij} = \mathrm{corr}(X_i, X_j)$ – коефіцієнт кореляції величин X_i та X_j.

За означенням коефіцієнт кореляції обчислюється за формулою 10:

$$\rho_{ij} = \frac{r_{ij}}{\sigma_i\sigma_j} \tag{10}$$

де коваріація $r_{ij} = \mathrm{cov}(X_i, X_j)$ визначається за формулою 11:

$$\begin{aligned} r_{ij} &= M((X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)) = M(X_i X_j) - \mu_i\mu_j = \\ &\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} x_i x_j p(x_i, x_j)\, dx_i\, dx_j - \mu_i\mu_j \end{aligned} \tag{11}$$

Коефіцієнт кореляції може набувати значень в межах від –1 до 1. Якщо $|\rho_{ij}| = 1$, то це означає, що величини X_i та X_j пов'язані функціональною лінійною залежністю виду $X_j = \alpha X_i + \beta$. Якщо величини X_i та X_j незалежні, то $\rho_{ij} = 0$.

Оскільки $\rho_{ij} = \rho_{ji}$, то кореляційна матриця (12) симетрична.

$$\mathrm{Corr}(X_1, X_2, ..., X_n) = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & ... & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & ... & \rho_{2n} \\ ... & ... & ... & ... \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & ... & 1 \end{pmatrix} \tag{12}$$

З урахуванням цього факту формула (9) запишеться у вигляді:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + ... + \sigma_n^2 + 2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 + 2\rho_{13}\sigma_1\sigma_3 + ... + 2\rho_{1n}\sigma_1\sigma_n + \\ &+ 2\rho_{23}\sigma_2\sigma_3 + ... + 2\rho_{2n}\sigma_2\sigma_n + ... + 2\rho_{n-1,n}\sigma_{n-1}\sigma_n. \end{aligned} \tag{13}$$

Враховуючи співвідношення (6) та формулу (13) можемо записати формулу для визначення загального рівня ризикової надбавки SCR:

$$\begin{aligned} C &= k_\gamma \cdot \sigma = k_\gamma \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + ... + \sigma_n^2 + 2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 + ... + 2\rho_{n-1,n}\sigma_{n-1}\sigma_n} = \\ &= \sqrt{C_1^2 + C_2^2 + ... + C_n^2 + 2\rho_{12}C_1C_2 + ... + 2\rho_{n-1,n}C_{n-1}C_n}, \end{aligned} \tag{14}$$

де $C_1, C_2, ..., C_n$ – окремі компоненти ризикової надбавки.

Оскільки більш-менш точне оцінювання коефіцієнтів кореляції є складним завданням, то в подальшому будемо використовувати дещо спрощений підхід до обчислення виразу (14). Якщо рівень кореляції між величинами X_i та X_j великий, вважатимемо, що $\rho_{ij} = 1$, а якщо низький, то $\rho_{ij} = 0$.

Тоді, якщо всі величини, наприклад, корельовані слабко, то формулу (14) можна представити у вигляді:

$$C = \sqrt{C_1^2 + C_2^2 + ... + C_n^2} \tag{15}$$

а якщо величини корельовано сильно, формула (14) матиме вигляд:

$$C = \sqrt{(C_1 + C_2 + ... + C_n)^2} = C_1 + C_2 + ... + C_n \tag{16}$$

Розглянувши загальні підходи, опишемо структуру основних ризиків страхового бізнесу та введемо відповідні позначення:

1. Страховий ризик – C_{IR}: 1.1.Гарантійний ризик – C_{ur}; 1.2. Біометричний ризик – C_{br}; 1.3. Ризик відношення ціна / витрати – C_{er}.
2. Ринковий ризик (ризик невідповідності активів та пасивів) – C_{MR}.
3. Кредитний ризик – C_{CR}: 3.1. Ризик кредитного дефолту – C_{dcr}; 3.2. Ризик концентрації – C_{cor}; 3.3. Ризик перестрахування – C_{rr}.
4. Операційний ризик – C_{OR}.

Розглянемо зв'язки між ризиками та отримаємо вираз для загального ризику.

З урахуванням вказаного вище спрощеного підходу до визначення кореляції між ризиками, для ризиків верхнього рівня маємо кореляційну матрицю (табл. 1).

Таблиця 1

Кореляційна матриця ризиків верхнього рівня

Кореляційна матриця	C_{IR}	C_{MR}	C_{CR}	C_{OR}
C_{IR}	1	1	1	1
C_{MR}	1	1	1	1
C_{CR}	1	1	1	1
C_{OR}	1	1	1	1

Тоді, відповідно до формули 14, загальний резерв капіталу визначається за формулою:

$$C_{TOT} = C_{IR} + C_{MR} + C_{CR} + C_{OR} \tag{17}$$

Для страхового ризику C_{IR} залежності другого рівня описуються матрицею (табл. 2).

Таблиця 2

Кореляційна матриця ризиків другого рівня

Кореляційна матриця	C_{ur}	C_{br}	C_{er}
C_{ur}	1	1	1
C_{br}	1	1	0
C_{er}	1	0	1

Відповідно:

$$C_{IR} = \sqrt{C_{ur}^2 + C_{br}^2 + C_{er}^2 + 2C_{ur}C_{br} + 2C_{ur}C_{er}} = \sqrt{(C_{ur} + C_{br} + C_{er})^2 - 2C_{br}C_{er}} \tag{18}$$

З певним рівнем наближення відповідну формулу в літературі іноді записують таким чином:

$$C_{IR} = C_{ur} + \sqrt{C_{br}^2 + C_{er}^2} \tag{19}$$

Для кредитного ризику маємо таку матрицю (табл. 3):

Таблиця 3

Кореляційна матриця ризиків другого рівня

Кореляційна матриця	C_{dcr}	C_{cor}	C_{rr}
C_{dcr}	1	0	0
C_{cor}	0	1	0
C_{rr}	0	0	1

Таким чином:

$$C_{CR} = \sqrt{C_{dcr}^2 + C_{cor}^2 + C_{rr}^2} \tag{20}$$

Отже, підставляючи (19) і (20) в рівність (17), остаточно отримаємо:

$$C_{TOT} = \sqrt{C_{ur}^2 + C_{br}^2 + C_{er}^2 + 2C_{ur}C_{br} + 2C_{ur}C_{er}} + C_{MR} + \sqrt{C_{dcr}^2 + C_{cor}^2 + C_{rr}^2} + C_{OR} \tag{21}$$

Далі розглянемо методику оцінки ризиків за реальними статистичними даними.

Спершу з'ясуємо методику статистичної оцінки параметрів випадкових величин. Нехай X – випадкова величина, а вектор $(x_1, x_2, ..., x_n)$ – є вибіркою з цієї величини об'єму n. Будемо відмічати рискою над символом статистичну оцінку відповідного параметра випадкової величини X.

Тоді, для математичного сподівання (першого початкового моменту) оптимальна оцінка є середнє вибіркове:

$$\overline{M}(X) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \tag{22}$$

Для другого початкового моменту:

$$\overline{M}(X^2) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 \tag{23}$$

Для дисперсії:

$$\overline{D}(X) = \overline{M}\Big((X - \overline{M}(X))^2\Big) = \overline{M}(X^2) - \overline{M}^2(X) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2 \tag{24}$$

Для середньоквадратичного відхилення:

$$\overline{\sigma}(X) = \sqrt{\overline{D}(X)} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2} \tag{25}$$

Якщо досліджується пара випадкових величин (X, Y), то за вибіркою $((x_1, y_1), (x_2, y_2), ..., (x_n, y_n))$ розглядають також оцінку другого сумісного моменту:

$$\overline{M}(XY) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i y_i \tag{26}$$

коваріації:

$$\overline{r}(X,Y) = \overline{M}(XY) - \overline{M}(X)\overline{M}(X) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i \tag{27}$$

та коефіцієнта кореляції:

$$\overline{\rho}(X,Y) = \frac{\overline{r}(X,Y)}{\overline{\sigma}(X)\overline{\sigma}(Y)} = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2}\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i\right)^2}} \tag{28}$$

Далі послідовно наведемо підходи до розрахунку основних ризиків, на які наражається в процесі діяльності страхова компанія.

За означенням **гарантійний ризик** дорівнює:

$$C_{ur} = k_\gamma \sigma_{ur} \tag{29}$$

а

$$\sigma_{ur} = \sigma(P - X) \tag{30}$$

де P – сума чистих страхових премій, що надходить до компанії протягом року; X – сума чистих виплат, здійснених компанією за рік.

З офіційного сайту Інтернет-журналу «Про страхування» [1] доступні дані щодо річного надходження страхових премій деяких страхових компаній за період з 2002 по 2008 рік. Крім того, маємо суми премій, переданих перестраховикам та суми виплат компаній за цей період (див. табл. 3).

Обчисливши різницю між сумою премій та часткою премій, переданою перестраховикам знайдемо суму чистих премій P_i, $i = 1,2,...,n$ (для даного проміжку спостережень $n = 7$). Маючи в розпорядженні суму виплат X_i, $i = 1,2,...,n$, обчислимо величину різниці:

$$Y_i = P_i - X_i,\ i = 1,2,...,n.$$

Після цього можемо обчислити оцінку $\overline{\sigma}_{ur1} = \overline{\sigma}(Y)$ (табл. 4).

Відповідно до висновків Е. Сандстрема [2, с. 308], σ_{ur} можна оцінити за допомогою формули:

$$\sigma_{ur} = \left(\sum_{l=1}^{L} \left((1 + b_{url})\beta_{stl} + D(LR_l) \right) M^2(X_l) + \sum^{L} \sum_{l \neq j}^{L} r(LR_l, LR_j) M(X_l) M(X_j) \right)^{\frac{1}{2}}. \qquad (31)$$

В цьому випадку $M(X_l)$ – математичне сподівання різної суми виплат по виду страхування номер l, $LR_l = X_l / P_l$ – рівень виплат по l-му виду страхування, $D(LR_l)$ – дисперсія рівня виплат, $r(LR_l, LR_j)$ – коваріація між рівнями виплат по видах страхування номер l та j, b_{url} – прогнозний коефіцієнт масштабу бізнесу (з урахуванням коефіцієнта інфляції), β_{stl} – структурний коефіцієнт.

Таблиця 3

Вихідні дані для розрахунку гарантійного ризику, тис. грн.

i / Роки	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Оранта							
Страхові премії	177309,6	226775,5	192141,2	391853,2	479568,7	693642,0	1010149,6
Перестрахування	14407,0	52496,3	31931,7	31648,5	31669,6	56494,0	236823,9
Чисті премії (P)	162902,6	174279,2	160209,5	360204,7	447899,1	637148,0	773325,7
Страхові виплати (X)	96832,1	85040,7	92610,9	164959,7	194272,3	240138,3	399534,9
Різниця (P-X)	66070,5	89238,5	67598,6	195245,0	253626,8	397009,7	373790,8
Рівень виплат (X/P)	0,594	0,488	0,578	0,458	0,434	0,377	0,517
СГ «ТАС»							
Страхові премії	84234,1	110115,2	72828,9	90262,2	162694,3	257087,9	380297,7
Перестрахування	23946,8	18111,5	10721,2	17919,0	27950,5	28474,5	76923,8
Чисті премії (P)	60287,3	92003,7	62107,7	72343,2	134743,8	228613,4	303373,9
Страхові виплати (X)	6514,6	16145,4	20095,0	20015,6	39689,0	89742,5	141528,0
Різниця (P-X)	53772,7	75858,3	42012,7	52327,6	95054,8	138870,9	161845,9
Рівень виплат (X/P)	0,108	0,175	0,324	0,277	0,295	0,393	0,467
Вексель							
Страхові премії	30794,4	47290,6	46131,2	99014,4	158921,1	252577,3	316967,0
Перестрахування	5708,4	6581,3	5589,2	8160,9	4530,2	8128,6	18146,0
Чисті премії (P)	25086,0	40709,3	40542,0	90853,5	154390,9	244448,7	298821,0

Страхові виплати (X)	1449,3	2872,9	5043,9	27932,6	34419,7	77309,8	121520,0
Різниця (P-X)	23636,7	37836,4	35498,1	62920,9	119971,2	167138,9	177301,0
Рівень виплат (X/P)	0,058	0,071	0,124	0,307	0,223	0,316	0,407

Зауважимо, що страховій компанії при такому підході досить обчислити $\overline{M}(X_i)$, всі інші параметри визначаються на рівні ЄС [2, с. 260] .

Одразу відмітимо, що розподіл даних по видах страхування із загальнодоступних джерел невідомий. Тому обчислення другого доданка формули (31) неможливе. Замість величин $M(X_l)$ використаємо величину X_n – суму виплат за останній період спостереження ($n=7$ для нашого дослідження), інші параметри виберемо з таблиць. В результаті отримаємо оцінку:

$$\overline{\sigma}_{ur2}=\left((1+b_{ur})\beta_{st}+D(LR)\right)^{1/2}X_n. \qquad (42)$$

Третій підхід полягає у використанні статистичних оцінок для параметрів β_{st} та $D(LR)$.

Замість β_{st} використаємо оцінку:

$$\overline{\beta}_{st}=\frac{\overline{M}(X^2)}{X_n\cdot\overline{M}(X)}\beta_m \qquad (33)$$

де $\beta_m=0{,}175$, а замість $D(LR)$ – величину $\overline{D}(LR)$, де $LR_i=\dfrac{X_i}{P_i}$, $i=1,2,...,n$. Тоді

$$\overline{\sigma}_{ur3}=\left((1+b_{ur})\overline{\beta}_{st}+\overline{D}(LR)\right)^{1/2}X_n. \qquad (34)$$

У вказаних вище формулах вибрано наступні значення постійних параметрів:

$$b_{ur}=0{,}08,\ \beta_{st}=0{,}015,\ D(LR)=0{,}11,\ k_\gamma=2{,}58,$$

а результати обчислень наведено в таблиці 4.

Таблиця 4

Вихідні дані для розрахунку гарантійного ризику, тис. грн.

Компанія	$\overline{\sigma}_{ur1}$	X_7	$\overline{\sigma}_{ur2}$	$\overline{\beta}_{st}$	$\overline{D}(LR)$	$\overline{\sigma}_{ur3}$	$\overline{C}_{ur1}$	$\overline{C}_{ur2}$	$\overline{C}_{ur3}$
Оранта	141062,0	399534,9	141933,3	0,1101	0,0061	141230,9	363939,8	366188,0	364375,6
СГ «ТАС»	46179,2	141528,0	50277,3	0,1232	0,0149	54426,4	119142,4	129715,5	140420,0
Вексель	64928,6	121520,0	43169,5	0,1320	0,0182	48722,7	167515,9	111377,4	125704,7

Як видно з таблиці 4, отримані за вказаними трьома методиками значення ризиків $\overline{C}_{ur1}$, $\overline{C}_{ur2}$ і $\overline{C}_{ur3}$ добре узгоджуються один з одним і можуть бути використані для оцінки гарантійного ризику.

Однак, при обробці великого масиву даних, найпростішою у використанні є оцінка:

$$\overline{C}_{ur2}=k_\gamma\overline{\sigma}_{ur2}=k_\gamma\sqrt{(1+b_{ur})\beta_{st}+D(LR)}X_n. \qquad (35)$$

Оцінка біометричного ризику. За формулою, наведеною Е. Сандстремом [2, с. 311] біометричний ризик обчислюється за формулою:

$$C_{br}=k_\gamma\sigma_{br}=k_\gamma\left(\sum_{l=1}^{L}{}_M\,\sigma_{VOL\,l}+0.5\sum_{l=1}^{L}{}_M\,b_l\sigma_{VOL\,l}+\sum_{l=1}^{L}{}_S\,\sigma_{VOL\,l}+0.5\sum_{l=1}^{L}{}_S\,b_l\sigma_{VOL\,l}\right) \qquad (36)$$

Для компаній, що не займаються страхуванням життя, перші два доданки в дужках, які відповідають випадкам смерті, не відіграють ніякої ролі. Крім того, лише один вид страхування має цей ризик – це страхування здоров’я. Тому дану формулу для «нелайфових» компаній можна спростити:

$$C_{br} = k_\gamma \sigma_{br} = \left(1 + \frac{1}{2} b_{br}\right) \sigma_{VOL}$$

де параметр b_{br}, що відповідає крутизні тренду захворюваності, встановлений на рівні $b_{br} = 0{,}015$.

Значення σ_{VOL} обчислюється компанією за формулою:

$$\sigma_{VOL} = \sqrt{\frac{(C_R - E)E}{n}} \qquad (37)$$

де C_R – сума ризикового капіталу; E – фактичні виплати; n – кількість укладених договорів страхування.

Обчислення за цією формулою можуть бути здійсненими лише за внутрішніми статистичними даними компанії.

Однак для компаній, що не мають прямої спеціалізації на страхуванні здоров'я, даний ризик не є надзвичайно суттєвим і може бути випущеним з розрахунків.

Оцінка ризику відношення ціна / витрати. Для оцінки цього ризику можна скористатися наступною формулою [2, с. 318] в практично незмінному вигляді:

$$C_{er} = k_\gamma \sigma_{er} = k_\gamma \left(\sum_{l=0}^{L} c_l^2 (1 + p_l)^2 E^2 (X_l) \right)^{\frac{1}{2}} \qquad (38)$$

де p_l – фактори навантаження на премії; c_l – цінове відношення.

В праці Е. Сандстрема [2] вказано, що $p_l = 0{,}1$ для всіх видів страхування, а c_l має значення від 0,09 до 0,22.

Оскільки при використанні загальнодоступних даних витрати не поділяються по видах страхування, то покладемо $p = 0{,}1$; $c = 0{,}155$; $k_\gamma = 2{,}58$ і розрахуємо ризик за спрощеною формулою (39):

$$\overline{C}_{er} = k_\gamma \overline{\sigma}_{er} = k_\gamma c (1 + p) X_n \qquad (39)$$

Результати розрахунків занесемо до таблиці 5.

Таблиця 5

Розрахунок ризику ціна / витрати, тис. грн.

Компанія	$\overline{\sigma}_{er}$	$\overline{C}_{er}$
Оранта	68120,70	175751,40
СГ «ТАС»	24130,52	62256,75
Вексель	20719,16	53455,43

Оцінка ринкового ризику. Капітал, необхідний для покриття ринкового ризику обчислюється за формулою [2, с. 326]:

$$C_{MR} = k_\gamma \sigma_{MR} =$$

$$= k_\gamma \left(\sum_{k=1}^{8} A_{01}^2 (d_k) \sigma^2 (d_k) + \sum_{j=2}^{c} A_{0j}^2 \sigma^2 (j) + \sum_{j \neq l}^{c} \sum^{c} A_{0j} A_{0l} \rho(j,l) \sigma(j) \sigma(l) \right)^{\frac{1}{2}}, \qquad (40)$$

Середньоквадратичні відхилення $\sigma(d_k)$, $\sigma(j)$ та коефіцієнти кореляції $\rho(j,l)$ обчислені на рівні ЄС.

Перший доданок цієї формули описує ризик, який виникає при невідповідності термінів активів і зобов'язань. Звернемо увагу на те, що при розрахунку цього доданку розглядається лише та частина активів, яка покриває зобов'язання.

Час до погашення облігацій поділено на 8 проміжків:

d_1 [0-1] рік (середня тривалість: md_1=0,5); d_2 [1-2] роки (середня тривалість: md_2=1,5); d_3 [2-5] роки (середня тривалість: md_3=3,5); d_4 [5-8] роки (середня тривалість: md_4=6,5); d_5 [8-12]

роки (середня тривалість: md_5=10,0); d_6 [12-16] роки (середня тривалість: md_6=14,0); d_7 [16-24] роки (середня тривалість: md_7=20,0); d_8 [24-] роки (середня тривалість: md_8=28).

Відповідно до вказаних термінів відбувається поділ облігацій: $B_0(d_s)$, $s = 1,2,...,8$. До проміжку d_4 відносять також акції $S_0(d_4)$, а до d_5 – власність $P_0(d_5)$.

Зобов'язання також поділяються на вісім частин $V_0(d_s)$, $s = 1,2,...,8$ відповідно до термінів d_s.

Після цього обчислюємо невідповідності: $A_{01}(d_s) = md_s\left(B_0(d_s) - V_0(d_s)\right), s = 1,2,3,6,7,8;$
$A_{01}(d_4) = md_4\left(B_0(d_4) + S_0(d_4) - V_0(d_4)\right), s = 4;$ $A_{01}(d_5) = md_5\left(B_0(d_5) + P_0(d_5) - V_0(d_5)\right), s = 5.$

Другий доданок формули відображає змінний характер вартості активів, а третій враховує кореляцію між ними.

В цьому випадку A_{0j} – поточна вартість активу j-го типу. Вважають, що активи 1-го типу – це облігації. Облігації в цих доданках не враховуються, тому нумерація розпочинається з 2.

A_{02} – акції, A_{03} – власність, для цих активів прийнято $\sigma(2) = 0{,}17$ та $\sigma(3) = 0{,}13$ відповідно.

За оприлюдненими даними [1] розподіл зобов'язань за термінами встановити неможливо. Тому доступним для розрахунку є лише другий доданок:

$$\overline{C}_{MR} = k_\gamma \overline{\sigma}_{MR} = k_\gamma \sqrt{\sum_{j=2}^{c} A_{0j}^2 \sigma^2(j)} \qquad (41)$$

Вихідні дані та результати обчислень наведено в таблиці 6.

Таблиця 6

Розрахунок ринкового ризику, тис. грн.

A_{0j} / Компанія	Основні засоби	Довгострокові інвестиції	Поточні інвестиції	Грошові засоби	Інше	$\overline{\sigma}_{MR}$	$\overline{C}_{MR}$
Оранта	227652,0	143119,0	23,0	140364,0	358205,0	114086,7	294343,8
СГ«ТАС»	46714,7	284766,6	0,0	161299,2	59079,1	51909,25	133925,9
Вексель	47866,0	51970,0	0,0	58379,0	31555,0	14366,3	37065,05
$\sigma(j)$	0,13	0,17	0,007	0,00	0,3		

Оцінка ризику концентрації. Ризик концентрації пов'язаний із збільшенням небезпеки втрат від інвестицій (концентрація активів), від катастрофічних подій (концентрація зобов'язань) тощо.

Розмір капіталу, необхідний для покриття даного ризику відповідно до обчислюється за формулою [2, с. 335]:

$$C_{cor} = k_\gamma \left(A^{*2}\left(\max\left(a_i^*\right)\overline{a}^* - \overline{a}^{*2}\right) + \left(M_X \overline{X}^* - \overline{X}^{*2}\right)\right)^{\frac{1}{2}} \qquad (42)$$

Перший доданок цієї формули відповідає ризику концентрації активів, а другий ризику концентрації зобов'язань.

У формулі A^* – загальна сума активів, що покривають зобов'язання. Подамо цю величину як суму окремих інвестицій A_i^*, $i = 1,2,...,n$, тобто

$$A^* = \sum_{i=1}^{n} A_i^*$$

Позначимо $a_i^* = \frac{A_i^*}{A^*}$, $i = 1,2,...,n$ відносний розмір окремих інвестицій. Тоді $\max(a_i^*)$ – максимум відносних розмірів інвестицій, $\overline{a}^*$ – середнє значення даних величин.

Величина X^* означає загальну суму зобов’язань, поділених на категорії X_i^*, $i = 1,2,...,m$, що можуть викликатися різними катастрофічними подіями. Тоді:

$$X^* = \sum_{i=1}^{m} X_i^*$$

Позначимо $\overline{X}^*$ – середнє значення величин X_i^*; M_X – максимальний розмір чистих виплат.

Використовуючи загальнодоступні дані немає можливості розрахувати капітал, необхідний для покриття даного ризику.

Оцінка ризику перестрахування. Кожному перестраховику, який функціонує на теренах ЄС, надається бал ω_i, який відповідає його рейтингу. Даний бал змінюється в межах від 0 до 1.

Капітал, необхідний для покриття даного ризику обчислюється за формулою [2, с.337]:

$$C_{rr} = k_\gamma \sigma_{rr} = k_\gamma \left(\sum_{i=1}^{r} (1-\omega_i)\sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{r} (1-\omega_i) P_{i,rr}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \qquad (43)$$

де σ_i – середньоквадратичне відхилення розміру дебіторської заборгованості від i-го перестраховика; $P_{i,rr}$ – розмір переданих даному перестраховику премій.

Вибираючи значення кредитного рейтингу всіх перестраховиків на рівні загальнодержавного рейтингу, який встановлений на рівні B (з 30 жовтня 2009 року), можемо дати оцінку ризику перестрахування за публічними даними. Отримаємо

$$\overline{C}_{rr} = k_\gamma \overline{\sigma}_{rr} = k_\gamma \sqrt{1-\omega} \cdot P_{rr} \qquad (44)$$

де $1-\omega = 0{,}2382$; P_{rr} – сума премій переданих перестраховикам.

Результати розрахунків наведено в таблиці 7.

Таблиця 7

Розрахунок ризику перестрахування, тис. грн.

Компанія	$\overline{\sigma}_{rr}$	$\overline{C}_{rr}$
Оранта	236823,9	298205,8
СГ «ТАС»	76923,8	96861,5
Вексель	18146,0	22849,2

Оцінка ризику кредитного дефолту. Для даного типу ризику запропоновано використовувати підхід стандартний для банківської сфери. Тоді необхідний капітал складатиме [2, с. 340]:

$$C_{dcr} = \left(0.08 \sum_{j,c} r_{jc} A_{jc} \right)^{\frac{1}{2}} = \left(\sum_{j} \omega_{jc} A_{jc} \right)^{\frac{1}{2}} \qquad (45)$$

де r_{jc} – ваговий коефіцієнт ризику визначений на рівні ЄС; A_{jc} – розмір ризикового капіталу j-ої групи.

Даний розрахунок не може бути проведено за загальнодоступними даними.

Оцінка операційного ризику. Відповідно капітал, необхідний для покриття операційного ризику обчислюється за формулою [2, с. 340]:

$$C_{OR} = \sum_{i=1}^{L} \overline{B} i{,}3\beta_i \qquad (46)$$

де $\overline{B}_{i,3}$ – середній розмір валових премій за останні 3 роки по i-му виду бізнесу; β_i – коефіцієнт, який встановлений ЄС на рівні 0,01.

Оскільки на даному етапі коефіцієнт β встановлений на однаковому рівні для всіх видів страхування, то можемо провести обчислення за спрощеною формулою:

$$\overline{C}_{OR} = \overline{B}_3\beta \tag{47}$$

де $\overline{B}_3$ – середнє значення валових страхових премій за останні три роки (параметр обчислений за даними табл. 3).

Результати проведених розрахунків наведені в таблиці 8.

Таблиця 8

Розрахунок ризику ціна / витрати, тис. грн.

Компанія	$\overline{B}_3$	$\overline{C}_{OR}$
Оранта	727786,8	7277,868
СГ «ТАС»	266693,3	2666,933
Вексель	242821,8	2428,218

Отже, останні два ризики оцінюються за алгоритмами прийнятими в банківській сфері.

Загальна оцінка нормативної маржі платоспроможності (SCR). Враховуючи, що C_{br}, C_{dcr} і C_{cor} не можуть бути розраховані за публічними даними, покладемо $\overline{C}_{br} = 0$, $\overline{C}_{dcr} = 0$ і $\overline{C}_{cor} = 0$.

В результаті формула (21) набуде деяких спрощень і матиме вигляд:

$$\overline{C}_{TOT} = \sqrt{\overline{C}_{ur}^2 + \overline{C}_{er}^2 + 2\overline{C}_{ur}\overline{C}_{er}} + \overline{C}_{MR} + \sqrt{\overline{C}_{rr}^2} + \overline{C}_{OR} =$$
$$= \overline{C}_{ur} + \overline{C}_{er} + \overline{C}_{MR} + \overline{C}_{rr} + \overline{C}_{OR}.$$

Підставимо в цей вираз результати, подані в (35)-(47). Отримаємо загальну факторну модель:

$$\overline{C}_{TOT} = k_\gamma\left(\left(\sqrt{(1+b_{ur})\beta_{st} + D(LR)} + c(1+p)\right)X_n + \sqrt{\sum_{j=2}^{c} A_{0j}^2\sigma^2(j)} + \sqrt{1-\omega}\cdot P_{rr}\right) +$$
$$+\overline{B}_3\beta.$$

Враховуючи поточні значення коефіцієнтів $k_\gamma = 2{,}58$; $b_{ur} = 0{,}08$; $\beta_{st} = 0{,}015$; $D(LR) = 0{,}11$; $p = 0{,}1$; $c = 0{,}155$; $\sigma(\text{основні засоби}) = 0{,}13$; $\sigma(\text{довгострокові інвестиції}) = 0{,}17$; $\sigma(\text{поточні інвестиції}) = 0{,}007$; $\sigma(\text{інше}) = 0{,}3$; $1-\omega = 0{,}2382$; $\beta = 0{,}01$,

загальну факторну модель можна записати так:

$$\overline{C}_{TOT} = 2{,}58\cdot\left(0{,}52575\cdot X_n + \sqrt{0{,}0169\cdot P_n^2 + 0{,}0289\cdot S_n^2 + 0{,}000049\cdot I_n^2 + 0{,}09\cdot A_n^2} +\right.$$
$$\left. + 0{,}488057\cdot P_{rr}\right) + 0{,}01\cdot\overline{B}3.$$

де X_n – сума страхових виплат за останній рік; P_n – основні засоби; S_n – довгострокові інвестиції; I_n – короткострокові інвестиції; A_n – інше; P_{rr} – сума премій переданих перестраховикам; $\overline{B}_3$ – середній розмір валових премій за останні 3 роки.

Висновки. Отримані за цією формулою результати та розмір нормативної платоспроможності, розрахований за методикою прийнятою на даний час в Україні, наведено в таблиці 9.

Таблиця 9

Розрахунок загальної величини ризикової надбавки, тис. грн.

Компанія	Величина ризикової надбавки		Відношення, %
	на основі індивідуальної оцінки ризиків	згідно з чинним законодавством України	
Оранта	1141766,9	160512,8	711,3
СГ «ТАС»	425426,5	61530,4	691,4
Вексель	227175,3	55420,9	409,9

Аналіз даних таблиці 9 свідчить, що за новим підходом до визначення нормативної платоспроможності, який базується на врахуванні комплексу ризиків (страхового, ринкового, кредитного та операційного) вимоги до фактичного капіталу страхової компанії є набагато вищими. Так, для страхової компанії «Оранта» та страхової групи «ТАС» необхідний запас капіталу має бути в сім разів вищим, ніж той, що розрахований за чинною методикою, а для страхової компанії «Вексель» цей показник повинен бути вищим у чотири рази.

Отже, перевагою наведеного підходу до оцінки платоспроможності є числова оцінка різних економічних ризиків, що дозволяє якісно покращити ризик-менеджмент страховика, надійніше контролювати ризикову позицію компанії, ефективніше управляти страховою діяльністю та забезпечувати фінансову стійкість страховика.

Використана література.

1. Офіційний сайт Інтернет-журналу Про страхування [Електрон. ресурс]. – Режим доступу: http://forinsurer.com.

2. Sandström *A.* Solvency. Models, Assessment and Regulation / A. Sandström // Francis Group, LLC, 2006. – 423 p.