

ПІДХОДИ ДО ВИЗНАЧЕННЯ ОСНОВНИХ ПРИНЦИПІВ І ПАРАМЕТРІВ ФОРМУВАННЯ МОДЕЛЕЙ ЗНИЖЕННЯ ВИТРАТ, ПОВ'ЯЗАНИХ З МАЙНОВИМИ РИЗИКАМИ ПІДПРИЄМСТВА

Пропонується методика визначення основних параметрів формування моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками. Під час формування моделей використовується експонентний розподіл для характеристики розподілу величини реально виникаючих збитків при реалізації майнових ризиків.

Ключові слова: оптимізаційні процедури, ресурси, відшкодування витрат, майнові ризики

Предлагается методика определения основных параметров формирования моделей снижения расходов, связанных с имущественными рисками. При формировании моделей используется экспонентное распределение для характеристики распределения величины реально возникающих убытков при реализации имущественных рисков.

Ключевые слова: оптимизационные процедуры, ресурсы, возмещение расходов, имущественные риски

The method of determination of basic parameters of forming of models of cutting of costs, related to the property risks is offered. For forming of models the exponential distribution is used for description of distributing of size of really nascent losses during realization of property risks.

Keywords: optimizing procedures, resources, reimbursement, property risks

Вступ

Питання встановлення ефективних способів організації управління майновими ризиками підприємства пропонується вирішувати шляхом розробки відповідних оптимізаційних процедур. Оптимізація майнового захисту підприємства в даному випадку визначає вибір більш ефективної моделі зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками для конкретних умов чи об'єктів ризиків окремого підприємства.

Оптимізаційні процедури доцільно розглядати в рамках застосування організаційно-економічного механізму управління майновими ризиками, який враховував би всі можливі способи мінімізації втрат від їх настання. Основні етапи застосування зазначеного механізму було розглянуто авторами в [1, 4].

Окрім того, авторами на «оптимізаційному етапі» використання організаційно-економічного механізму управління майновими ризиками запропоновано виділити два рівні процедур оптимізації майнового захисту [2, 10]:

1. Оптимізація на рівні вибору найбільш ефективного джерела компенсаційних ресурсів із потенційних можливостей підприємства (на

основі базових моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками).

2. Оптимізація на рівні конкретних параметрів формування моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками, в рамках обраного способу їх відшкодування з урахуванням можливості формування різних моделей змішаного відшкодування.

Постановка завдання

На першому рівні оптимізаційних процедур виявляються раціональні форми відшкодування характерних для підприємства ризиків з урахуванням встановлених умов побудови майнового захисту й потенціалу можливостей підприємства. Підсумком даного етапу є визначення ефективної базової моделі зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками за різними об'єктами й групами об'єктів ризику [1, 10].

Другий рівень оптимізаційних процедур припускає визначення параметрів побудови конкретних моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками підприємства. Метою при цьому є виявлення кращих умов залучення потенційних можливостей, що забезпечують мінімізацію витрат і втрат підприємства у рамках конкретної моделі при збере-

женні необхідного рівня надійності відшкодування ризиків.

Метод розв'язання

При використанні напряму відшкодування ризиків у вигляді відмови від відшкодування основною моделлю майнового захисту підприємства є модель відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком. Для даної моделі оптимізаційні процедури зводяться до вибору ефективного джерела фінансових ресурсів (цільовий критерій $W_{мз} \rightarrow \min$, з урахуванням того, що показник витрат $W_{мз}$ є прогнозною величиною, цільова функція має такий загальний вигляд $F = M(W_{мз} \rightarrow \min)$) при підтримці стійкого фінансового стану підприємства (для дотримання обмеження за надійністю відшкодування ризиків) [3, 4]. Фактично, з погляду проведення оптимізації, модель відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, має високу гнучкість в умовах обмежених можливостей. Оскільки залучення компенсаційних ресурсів є постподійним, підприємство має у своєму розпорядженні досить широкий вибір схем залучення ресурсів, у тому випадку якщо його поточні (або найближчі перспективні) фінансові можливості дозволяють покрити збиток, і навпаки, при недостатності даних можливостей розробка прийнятної схеми залучення компенсаційних ресурсів – досить проблемне питання. Це робить оптимізацію моделі відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, завданням неоднозначно складним. У найпростішому випадку, при достатності фінансового потенціалу підприємства раціональна побудова майнового захисту при застосуванні моделі відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, зводиться до вибору фінансово ефективної схеми відшкодування збитку. Дане завдання вже було розглянуто для основних варіантів відшкодування збитку при відмові від відшкодування [2, 10].

Слід зазначити, що якщо відмова від страхування є більш прийнятним напрямом відшкодування ризиків, встановленим на першому рівні процедур оптимізації майнового захисту (тобто модель відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, є первинно оптимізованою), то критерій обмеження за надійністю відшкодування ризиків не вимагає додаткового розгляду, оскільки основна умова його виконання за промовчанням закладена в загальний критерій доцільності – $K_{виб} \rightarrow \min$. Це робить фінансовий критерій (вибір схеми відш-

кодування збитку) достатнім для раціонального використання первинно оптимізованої моделі відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком.

Водночас у багатьох випадках підприємствами практично застосовується первинно (на рівні напряму відшкодування ризиків) не оптимізована модель відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, що використовується без урахування основних характеристик ризиків і майнових об'єктів. Це істотно ускладнює встановлення основних параметрів даної моделі, оскільки істотним стає обмеження за надійністю відшкодування ризиків. Як загальна рекомендація з підвищення ефективності використання моделі відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, у подібній ситуації може бути запропонована підтримка фінансового стану підприємства на стабільно високому рівні. У цьому випадку поточні фінансові можливості підприємства забезпечать досить високий ступінь надійності відшкодування збитків від проявів ризикових подій протягом періоду. Однак варто врахувати, що фінансовий стан підприємства – це комплексна категорія, що утворюється на основі великої кількості окремих факторів і має досить високий ступінь інертності. Це істотно обмежує можливості оперативного впливу з метою зміни фінансового стану підприємства.

Окремого розгляду потребує питання формування моделей змішаного відшкодування ризиків підприємства за участю відшкодування у вигляді відмови від відшкодування. Раніше, описуючи основні моделі зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками підприємства, можливість формування подібних моделей змішаного відшкодування до уваги не бралася. Тим часом, як правило, не існує принципових обмежень при виборі елементів потенційних можливостей підприємства для формування моделі змішаного відшкодування. Таким чином, відшкодування у вигляді відмови від відшкодування може бути складовою моделі змішаного відшкодування, входячи в неї поряд із зовнішнім страхуванням і самострахуванням або замінюючи кожен з даних компонент. Необхідно зауважити, однак, що для ефективного формування моделі змішаного відшкодування повинні ураховуватися принципи, аналогічні встановленим при вирішенні задачі вибору форми відшкодування. Це обмежує широту застосування моделі відмови від відшкодування втрат, пов'язаних з ризиком, при формуванні моделі змішаного відшкодування. Так, відмова

від відшкодування звичайно неприйнятна по ризиках, що ефективно покриваються комерційним страхуванням, через їх критичність для підприємства. Водночас, при формуванні моделі змішаного відшкодування відмова від відшкодування як форма утримання ризиків може конкурувати із самострахуванням, замінюючи або доповнюючи останнє.

У цьому випадку вибір форми відшкодування ризику повинен здійснюватися на основі критеріїв доцільності. Крім того, необхідний додатковий облік особливостей формування моделі змішаного відшкодування, що може внести корективи у вибір ефективної форми відшкодування ризиків.

Перш ніж перейти до розгляду наступних моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками підприємства, що мають повноцінні страхові характеристики, необхідно торкнутися ряду загальних теоретичних аспектів, пов'язаних із процесом майнового захисту. У першу чергу, повинний бути деталізований підхід до визначення величини очікуваного збитку, що виникає внаслідок реалізації ризикових подій протягом періоду. Найчастіше, для характеристики розподілу величини реально виникаючих збитків використовують такі види безперервного розподілу: рівномірний, експонентний, розподіл Парето, гамма-розподіл [5-9, 11, 12]. У нашому дослідженні стосовно майнових ризиків підприємства для математичного опису збитку пропонується використовувати експонентний розподіл, який визначається одним параметром γ , таким чином, має переваги, оскільки підприємство не є спеціалізованою страховою організацією і, як правило, не має відповідної статистичної, методологічної і технічної бази, а проведення оптимізаційних процедур для встановлення ефективного напряму формування майнового захисту (з позиції підприємства) вимагає застосування, можливо, більш простих методів. Щільність розподілу збитку (від одиничного прояву ризику) при використанні експонентного розподілу може бути визначена як:

$$f(Z) = \frac{1}{Y} \cdot e^{-\frac{Z}{Y}}, \quad (1)$$

де Y – математичне очікування розміру збитків, тис. грн.

Величина Y може бути практично встановлена на основі статистичних даних як середній розмір збитку, що відповідає даному майновому ризику (типові об'єктів ризику). При цьому може бути використана як власна статисти-

чна інформація підприємства, так, за її недостатності, і зведення по родинних підприємствах або галузевій статистиці в цілому.

Показаний вище взаємозв'язок величин Z і $f(Z)$ істотно змінюється під час розгляду сумарного збитку, що виникає в результаті кількарязового виникнення ризикової події. Математично щільність розподілу сумарного збитку від деякого числа ризикових подій може бути встановлена за допомогою застосування методу композиції (його докладний опис наведено, наприклад, у В. Є. Гмурмана [7, с. 144–145]). У даному випадку підсумкова формула для визначення щільності розподілу сумарного збитку має такий вигляд [7]:

$$f_{n_{\text{под}}} (Z_{\Sigma}) = \frac{Z_{\Sigma}^{n_{\text{под}}-1}}{(n_{\text{под}}-1)! * Y^{n_{\text{под}}}} * e^{-\frac{Z_{\Sigma}}{Y}}, \quad (2)$$

де $Z_{\Sigma} = \sum_{j=1}^{n_{\text{под}}} Z_j$ – сумарний збиток у резуль-

таті виникнення $n_{\text{под}}$ ризикових подій, тис. грн.

Необхідно зауважити, що у формулі (2) величини Z_{Σ} і Y є різномасштабними: перша стосується сумарного збитку по $n_{\text{под}}$ ризикових подіях, друга характеризує математичне очікування величини одиничного збитку.

У зв'язку з цим, у ряді випадків зручніше замість величини Y використовувати однамасштабну з Z_{Σ} величину Y_{Σ} , що відповідно показує математичне очікування сумарного збитку від $n_{\text{под}}$ ризикових подій. З уведенням даної величини формула (2) набуває такого вигляду:

$$f_{n_{\text{под}}} (Z_{\Sigma}) = \frac{Z_{\Sigma}^{n_{\text{под}}-1} * n_{\text{под}}^{n_{\text{под}}}}{(n_{\text{под}}-1)! * Y_{\Sigma}^{n_{\text{под}}}} * e^{-\frac{n_{\text{под}} * Z_{\Sigma}}{Y_{\Sigma}}}. \quad (3)$$

Можна констатувати, що зі збільшенням числа ризикових подій ($n_{\text{под}}$) очікувана величина сумарного збитку концентрується в області математичного очікування розміру збитків (Y_{Σ}). Таким чином, якщо прогнозоване число виникнень ризикових подій протягом періоду досить велике ($n_{\text{под}} = 10$ і більше), то очікуваний сумарний збиток може бути оцінений з високим ступенем точності (це особливо важливо для коректного формування моделей, що включають внутрішні потенційні можливості). Крім щільності розподілу збитку для характеристики

параметрів ризикових подій використовується функція розподілу ймовірностей збитку $F(Z)$, що являє собою первісну для щільності розподілу

$$F(Z) = \int_{-\infty}^Z f(Z) dZ. \quad (4)$$

Оскільки область виникнення збитків від ризикових подій обмежується позитивними значеннями, нижня межа інтегрування у формулі (4) може бути прийнята рівною 0. Щільності розподілу збитку від одиничного прояву ризиків, що описується формулою (1), відповідає такий вид функції розподілу:

$$F(Z) = 1 - e^{-\frac{Z}{Y}}. \quad (5)$$

Набагато складнішого вигляду функція розподілу ймовірностей збитку набуває при розгляді сумарних збитків від $n_{\text{под}}$ проявів майнових ризиків.

Основним застосуванням функції розподілу є оцінка імовірності влучення випадкової величини (у даному випадку – величини збитку від ризикових подій) у визначений інтервал. Ця імовірність може бути встановлена за такою формулою [7]:

$$p(Z_H \leq Z_{\Sigma} \leq Z_E) = F(Z_E) - F(Z_H), \quad (6)$$

де Z_H , Z_E – відповідно нижня і верхня границя величини збитку від ризикових подій, тис. грн.

Застосування функції розподілу дозволяє, зокрема, оцінити принципові можливості прогнозування розміру сумарного збитку протягом періоду залежно від очікуваного числа виникнень ризикових подій. Очевидно, що сумарний збиток (Z_{Σ}) може бути прогнозований тим точніше, чим краще він апроксимується значенням математичного очікування або, іншими словами, чим більше імовірність перебування його величини в близьких межах з математичним очікуванням розміру збитків (Y_{Σ}).

Результати, отримані в результаті розрахунків значення імовірності влучення величини сумарного збитку в інтервали, що базуються на відповідних значеннях математичного очікування, для різного числа ризикових подій [3], дозволяють зробити висновок про те, що зі збільшенням числа виникнень ризикових подій величина сумарного збитку зі зростаючою імовірністю виявляється у вузьких межах ($\pm 20\%$)

щодо математичного очікування розміру збитків. Це зменшує невизначеність стосовно можливих результатів періоду й позитивно позначається на імовірності їх прогнозування. Число виникнень ризикових подій, крім того, є одним з визначальних факторів надійності відшкодування ризиків, що прямо впливає на імовірність влучення реальної величини збитку у встановлений інтервал відшкодування (у даному випадку – $1,2 \cdot Y_{\Sigma}$) і дозволяє оцінити вимоги до необхідного обсягу компенсаційних ресурсів для забезпечення необхідної надійності відшкодування ризиків. Усе це є особливо істотним при формуванні параметрів внутрішньої складової системи майнового захисту.

Зроблені вище методичні напрацювання дозволяють перейти до детального розгляду процедур другого рівня оптимізації майнового захисту підприємства для моделей з повноцінними страховими характеристиками.

Використовуючи форми відшкодування ризиків у вигляді комерційного страхування, базовою моделлю майнового захисту підприємства є модель комерційного страхування – укладання договору страхування з професійним страховиком. Можливості використання даної моделі для відшкодування ризиків чітко регламентуються правилами страхування, прийнятими в страховій компанії, і, відповідно, є зовнішніми (незалежними) для підприємства. Це істотно обмежує потенціал оптимізаційних процедур у рамках моделі комерційного страхування. Практично здійсненні тільки два напрямки оптимізації: вибір страхової компанії з найкращими умовами пропозицій страхових послуг; формування на базі моделі зовнішнього страхування моделі змішаного відшкодування ризиків підприємства. При відносно високому рівні конкуренції на ринку страхових послуг оптимізація моделі комерційного страхування в рамках вибору страхової компанії дозволяє сформувати досить ефективну модель комерційного страхування, що поєднає необхідні характеристики відшкодування ризиків з помірним розміром страхового тарифу. Навпаки, якщо конкуренція невелика, даний напрям оптимізації моделі комерційного страхування може не принести відчутної віддачі. Крім того, варто врахувати критерій (обмеження) безпеки відшкодування ризиків, що визначається при застосуванні моделі комерційного страхування надійністю страхової компанії, її фінансовими можливостями, репутацією, досвідом діяльності на страховому ринку. Урахування даного критерію може додатково зменшити коло вибо-

ру страховиків (особливо стосовно великих майнових ризиків). Можливості ефективної організації моделі комерційного страхування на рівні вибору страхової компанії повинні бути виявлені на основі загального вивчення доступної пропозиції необхідних страхових послуг (по конкретних страховиках) і проаналізовані з погляду відповідності страхової послуги необхідним характеристикам і вартості її залучення. Загальним принципом є вибір страхової компанії, що забезпечує необхідний рівень якості та надійності відшкодування ризиків при мінімальних витратах.

Оптимізація моделі комерційного страхування шляхом формування моделі змішаного відшкодування дозволяє впливати на величину витрат на залучення відшкодування, використовуючи доступну в більшості випадків можливість власного утримання деякої частини майнових ризиків. Цей напрям оптимізації має значний потенціал і різні форми здійснення. Його детальний аналіз поданий нижче, при розгляді оптимізації майнового захисту підприємства в рамках моделей змішаного відшкодування.

При покритті ризиків з використанням самострахування базовою моделлю майнового захисту підприємства є модель самострахування. Забезпечити ефективність процесів самострахування на підприємстві дозволяє встановлення раціонального порядку формування фонду майнового ризику. Основною метою при цьому є визначення параметрів формування фонду майнового ризику, що має необхідний рівень надійності при мінімальних фінансових витратах для підприємства. Для досягнення зазначеної мети повинні бути встановлені: нормативний обсяг резервування коштів у фонд майнового ризику; кількість періодів резервування; рівень надлишкового загального резервування. Нормативний обсяг резервування у фонд майнового ризику (R_H) визначається загальним очікуваним збитком від прояву майнових ризиків, прийнятим на самострахування, і може бути знайдений за такою формулою:

$$R_H = \bar{n}_{\text{под}} \cdot Y. \quad (7)$$

Найпростішим способом формування фонду майнового ризику є однократне резервування (у нормативному обсязі) на початку періоду. Це найбільш надійний спосіб організації цільових резервів, оскільки всі збитки, що знаходяться в рамках можливостей власного утримання, можуть бути повноцінно компенсовані, незалежно від часу і частоти їх виникнення. Водночас, од-

нократне резервування пов'язано з максимальною тривалістю періоду відволікання коштів $\bar{T}_{\text{відвол}}$ і, відповідно, з максимальними непрямыми втратами $NV_{\text{ств}}$, обґрунтованими у [10].

Зниження величини непрямих втрат $NV_{\text{ств}}$ може бути досягнуте шляхом резервування коштів у вигляді періодичних внесків. При визначенні кількості періодів резервування коштів у фонд майнового ризику варто врахувати, що, в загальному випадку, надійність фонду майнового ризику, сформованого способом періодичного резервування, визначається ступенем відповідності графіка сплати внесків статистиці розподілу збитку в періоді. Надійним при цьому може вважатися фонд майнового ризику, що у всіх випадках виникнення збитку дозволяє забезпечити його повноцінне відшкодування, або, іншими словами, має достатній обсяг на момент виникнення будь-якого збитку. Отже, при формуванні фонду майнового ризику способом періодичного резервування тривалість періодів резервування повинна встановлюватися таким чином, щоб досягалася досить точна відповідність величин очікуваного й реального збитку. Залежно від характеристик конкретного підприємства необхідна тривалість періоду резервування може широко варіюватися: для одних підприємств досить точно прогнозується середньомісячний рівень збитків, для інших можливо одержання достовірної оцінки середньоквартального збитку, для третіх варто виходити із середньорічної величини збитку.

Потенційна точність оцінки очікуваного збитку визначається середнім числом виникнень прояву майнових ризиків за період і відповідно очікуваним числом ризикових подій протягом періоду резервування (за статистикою підприємства за кілька років). За розрахунками значення імовірності влучення величини сумарного збитку в інтервали, що базуються на відповідних значеннях математичного очікування, для різного числа ризикових подій було видно [3], що значне число прояву майнових ризиків збільшує імовірність прогнозування й дозволяє знизити вимоги до необхідної тривалості періоду резервування. Одиночні випадки виникнення збитків, навпаки, не забезпечують високої точності оцінки очікуваного збитку, не дають можливості надійно використовувати періоди резервування малої тривалості. Як мінімально припустиму тривалість періоду резервування пропонується прийняти тривалість відрізка періоду, для якого очікуване число виникнень ризикових подій становить не

менше 5–10. Виходячи з вищезазначеного, кількість періодів резервування коштів у фонд майнового ризику ($t_{рез}$) визначається за такою формулою:

$$t_{рез} = \frac{\bar{n}_{под}}{m_{под}}, \quad (8)$$

де $m_{под}$ – очікуване число ризикових подій протягом періоду резервування, встановлене відповідно до вимог забезпечення імовірності прогнозування збитку (рекомендується значення $m_{под}$ не менше 5).

Відповідно тривалість періоду резервування коштів у фонд майнового ризику визначається за формулою

$$T_{рез} = \frac{T_{пер}}{t_{рез}}, \quad (9)$$

де $T_{рез}$ – тривалість періоду резервування коштів, днів.

Із застосуванням періодичного резервування коштів надійність фонду майнового ризику може бути додатково збільшена шляхом використання надлишкового загального резервування. Інструментом забезпечення необхідного ступеня надійності відшкодування ризику з фонду майнового ризику є надлишкове загальне резервування, тобто здійснення внесків понад необхідний (нормативний) рівень, зумовлений очікуваним сумарним збитком. Надлишкове загальне резервування дозволяє компенсувати ймовірні відхилення збитковості періоду від прогнозованого (середнього) рівня, що є наслідком дії двох факторів: відхилення величини середнього збитку по ризиковій події від величини математичного очікування збитку (Y); відхилення реальної кількості виникнень ризикових подій від очікуваного значення ($\bar{n}_{под}$).

Вплив даних факторів породжує невизначеність стосовно підсумків періоду і тим самим істотно впливає на потенційну надійність відшкодування ризиків з фонду майнового ризику. Необхідний ступінь надійності відшкодування ризиків може бути забезпечений шляхом введення спеціального підвищувального коефіцієнта до нормативного рівня резервування коштів у фонд майнового ризику. Загальний обсяг резервування у фонд майнового ризику (R) при цьому визначається як:

$$R = R_H * k_{підв}, \quad (10)$$

де $k_{підв}$ – значення підвищувального коефіцієнта.

Відповідно величина надлишкового загального резервування встановлюється за такою формулою:

$$R_{надл} = R - R_H = R_H * (k_{підв} - 1), \quad (11)$$

де $R_{надл}$ – обсяг надлишкового загального резервування, тис. грн.

Надійність відшкодування ризиків у даному випадку може бути визначена як імовірність перебування сумарних збитків періоду за ризиками, прийнятими на самострахування, у рамках величини фонду майнового ризику, тобто

$$G = P(Z_{сумр} \leq R), \quad (12)$$

де G – показник надійності відшкодування ризиків з фонду майнового ризику;

$Z_{сумр}$ – сумарний збиток по ризиках, прийнятих на самострахування, за підсумками періоду, тис. грн.

Окреме значення G (для довільного числа виникнень ризикових подій $n_{под}$) устанавлюється за формулою [7, с. 144–145] як величина функції розподілу $F_{n_{под}}$ при значенні аргументу рівному R . Оскільки всі можливі числа виникнень прояву майнових ризиків являють собою повну групу подій, то загальне значення G , що характеризує надійність фонду майнового ризику в цілому, може бути визначене як сума окремих значень G , помножених на відповідну імовірність виникнення $n_{под}$ ризикових подій:

$$G = \sum_{j=0}^{\infty} p_j * F_j(R), \quad (13)$$

де p_j – імовірність виникнення j ризикових подій у періоді;

F_j – значення функції розподілу збитку за формулою [7, с. 144–145] при $n_{под} = j$.

У [3] наведені базові величини G для окремих значень підвищувального коефіцієнта $k_{підв}$ і очікуваного числа виникнень ризикових подій $\bar{n}_{под}$. Дані, представлені у [3], дозволяють зробити висновок про те, що існує певна закономірність у взаємозв'язку підвищувального коефіцієнта $k_{підв}$ і надійності фонду майнового ризику залежно від очікуваного числа виникнень ризикових подій $\bar{n}_{под}$. Вона виявляється в концентрації основного приросту значення G в

області, близькій до нормативного значення величини фонду майнового ризику, у якій відповідно $k_{\text{підв}}$ близьке до 1, зі збільшенням середнього числа ризикових подій у періоді. Це дає можливість зниження необхідного значення підвищувального коефіцієнта $k_{\text{підв}}$ при збереженні високого рівня надійності фонду майнового ризику зі зростанням значення $\bar{n}_{\text{под}}$. Крім того, зі збільшенням числа виникнень ризикових подій $\bar{n}_{\text{под}}$ різко зростає потреба у формуванні фонду майнового ризику, як мінімум, у нормативному обсязі ($k_{\text{підв}} = 1$).

Зниження розмірів фонду або його недофінансування може критичним чином позначитися на надійності відшкодування ризиків. Окремо слід зазначити випадки, що відрізняються малим значенням очікуваного виникнення ризикових подій ($\bar{n}_{\text{под}} < 5$). Характер взаємозв'язку $k_{\text{підв}}$ і G для них такий, що навіть значне збільшення підвищувального коефіцієнта не приводить до істотного зростання надійності відшкодування ризиків. Дана обставина пов'язана з високим ступенем невизначеності результатів періоду при малих розмірах вибірки ризикових подій, що перешкоджає досягненню максимального рівня надійності фонду майнового ризику.

Водночас, у подібній ситуації величина G , як правило, знаходиться в межах припустимого (не менш 0,5–0,6) навіть для невеликих значень підвищувального коефіцієнта (у т.ч. і при $k_{\text{підв}} < 1$), що дозволяє розраховувати на сприятливі результати за підсумками періоду в більшості випадків. Отже, при встановленні значення підвищувального коефіцієнта (і відповідно величини надлишкового загального резервування) потрібно виходити з необхідної надійності фонду майнового ризику. У заданих умовах формування фонду майнового ризику для встановлення базових значень $k_{\text{підв}}$ (за показниками $\bar{n}_{\text{под}}$ і G) може бути використана табл. 2.5. Більш точне значення підвищувального коефіцієнта може бути встановлене на основі формули (2.51) шляхом визначення розміру фонду майнового ризику (R), що забезпечує необхідну надійність відшкодування ризиків G . Значення $k_{\text{підв}}$ при цьому розраховується

$$\text{так: } k_{\text{підв}} = \frac{R}{Y * \bar{n}_{\text{под}}}.$$

Висновки

Рівнозначне використання всіх розглянутих

механізмів оптимізації при формуванні моделей зниження витрат, пов'язаних з майновими ризиками, дозволить коректно підійти до формування основних параметрів моделі самострахування, забезпечивши її відповідність вимогам з позиції цільового критерію фінансової доцільності й критерію обмеження за надійністю відшкодування ризиків. За таких умов здійснюється реалізація оптимізаційних процедур другого рівня для даного напрямку відшкодування, що виражається в досягненні мінімально ефективного розміру непрямих втрат NV при збереженні високого ступеня надійності відшкодування ризиків.

БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК

1. Аберніхіна, І. Г. Необхідність розробки організаційно-економічного механізму захисту підприємства від майнових ризиків [Текст] / І. Г. Аберніхіна // Трансформаційні процеси в економіці держави та регіонів: 2-га Міжнар. наук.-практ. конф. (Запоріжжя, 19-20 жовт. 2006 р.) – Запоріжжя, 2006. – С. 17.
2. Аберніхіна, І. Г. Підходи до встановлення ефективних способів організації покриття майнових ризиків підприємства [Текст] / І. Г. Аберніхіна // Управління проектами та розвиток виробництва: зб. наук. пр. – Луганськ: Вид-во СЛУ ім. В. Даля, 2006. – № 4(20). – С. 122-127.
3. Аберніхіна, І. Г. Система управління майновими ризиками підприємства як складова його економічної безпеки [Текст] : монографія / І. Г. Аберніхіна, Л. М. Савчук. – Д.: Пороги, 2009. – 153 с.
4. Аберніхіна, І. Г. Урахування потенційних можливостей підприємства при формуванні моделей покриття майнових ризиків [Текст] / І. Г. Аберніхіна // «Соціально-економічні проблеми регіонального розвитку»: 5 регіональна наук.-практ. конф. (Павлоград, 24 квітня 2003 р.) – Павлоград: ЗПНЕУ, 2003. – С. 117-120.
5. Бирючев, О. И. Франшиза как один из методов оптимизации расходов на страхование [Текст] / О. И. Бирючев // Финансы. – 2001. – № 10. – С. 51-57.
6. Бурроу, К. Основы страховой статистики [Текст] / К. Бурроу. – М.: Анкил, 1997. – 185 с.
7. Гмурман, В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика [Текст]: учеб. пособие для вузов / В. Е. Гмурман. – М.: Высш. шк., 2000. – 479 с.
8. Корнилов, И. А. Актуарные расчеты в имущественном страховании [Текст] / И. А. Корнилов. – М.: МЭСИ, 1998. – 103 с.
9. Кутуков, В. Б. Основы финансовой и страховой математики: Методы расчета кредитных, инвестиционных, пенсионных и страховых схем [Текст] / В. Б. Кутуков. – М.: Дело, 1998. – 304 с.

10. Савчук, Л. М. Обґрунтування методики визначення непрямих витрат при формуванні механізму страхового захисту підприємства від майнових ризиків [Текст] / Л. М. Савчук, І. Г. Аберніхіна // Управління проектами та розвиток виробництва: зб. наук. пр. – Луганськ: Вид-во СНУ ім. В. Даля, 2006. – № 3(19). – С. 129-138.

11. Фалин, Г. И. Математический анализ рисков в страховании [Текст] / Г. И. Фалин. – М.: Российский юридический изд. дом, 1994. – 273 с.

12. Штрауб, Э. Актуарная математика имущественного страхования [Текст] / Э. Штрауб. – М.: Анкил, 1994. – 148 с.

Надійшла до редколегії 28.10.2010.

Прийнята до друку 28.03.2011.