

них етапах діяльності підприємства треба моделювати стратегіями фінансування оборотних активів з метою отримання максимальної доходності із дотриманням мінімальних ризиків.

Література

1. Бланк И.А. Основы финансового менеджмента. – В 2-х т. – К. : Изд-во Эльга, Ника-Центр, 2007. – Т. 1. – 624 с.
2. Ван Хорн Дж. Основы финансового менеджмента / Дж. Ван Хорн, Дж. Ввхович. – М. : ООО "И.Д. Вильямс", 2008. – 1232 с..
3. Загородній А.Г. Фінансово-економічний словник / А.Г. Загородній, Г.Л. Вознюк. – К. : Знання, 2007. – 1072 с.

Нашкерская М.М., Кусяк А.Р. Влияние объема и источников финансирования оборотного капитала на доходность предприятия

Рассмотрен вопрос управления оборотным капиталом с точки зрения влияния на доходность и риски предприятия. Исследованы особенности избрания предприятием стратегии финансирования оборотных активов.

Nashkerska M.M., Kusiak A.R. Size and sources influence of floating capital on profit enterprises

The question of management a floating capital from point of vision influence on profit and risks of enterprise is considered. The features of electing of strategy of financing of circulating assets an enterprise are investigational.

УДК 336:330.131.7

Здобувач О.С. Папка – Львівська КА

ВПЛИВ СТРАХОВОЇ ПРЕМІЇ НА ФІНАНСОВУ СТІЙКІСТЬ СТРАХОВОЇ КОМПАНІЇ

Наведено формулу для обчислення ймовірності настання страхового випадку, що дасть змогу знизити величину очікуваного рівня недоотримання нетто-премії, а відтак сприятиме підвищенню конкурентоздатності страхової компанії, не зменшуючи при цьому її фінансової надійності.

Ключові слова: нетто-премія, ймовірність настання страхового випадку, надійність.

Постановка проблеми. У сучасних умовах ринкових відносин підвищуються вимоги до фінансової стійкості страхової компанії, яка є однією із найважливіших характеристик її фінансово-економічного стану та поведінки щодо зовнішніх і внутрішніх змін. Значний вплив на фінансову стійкість в умовах ринкової конкуренції для ризикових видів страхування, крім страхування на випадок смерті, має страхова премія, найважливіше значення для правильності розрахунку якої має обґрунтованість величини нетто-премії. Саме її правильне визначення є гарантією забезпечення фінансової стабільності страховика.

Проблема полягає у визначенні точного значення ймовірності настання страхового випадку на основі статистичних даних стосовно кількості укладених договорів і числа настання страхових випадків, яка відіграє визначальну роль для визначення величини нетто-премії.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Ймовірність настання страхового випадку визначається відповідно до досвіду минулих років. У

класичній теорії її оцінкою служить відносна частота ω , яка дорівнює відношенню кількості страхових випадків m , що сталися за деякий період часу (наприклад, за рік), до загальної кількості укладених за цей період договорів страхування n [1]. З метою уникнення ризику заниження величини нетто-премії в роботі І.А. Корнілова [2] для розрахунку ймовірності настання страхового випадку запропоновано використовувати не середнє значення відносної частоти ω , а праву границю довірчого інтервалу для багатьох укладених договорів страхування.

У роботі М.В. Сороківської [3] наведено формулу для обчислення правої границі довірчого інтервалу та розраховано рівень недоотримання ризикових премій, ризикових надбавок та нетто-премій страховими компаніями для різних за обсягом портфелів договорів страхування. Зауважимо, що наведена [3] формула не враховує загального обсягу N договорів страхування, з якого вибирається вибірка для знаходження значення відносної частоти ω .

Мета дослідження. За допомогою методів теорії ймовірностей та математичної статистики:

- подати формулу для визначення величини ймовірності настання страхового випадку, яка враховує загальний обсяг N договорів страхування;
- на її основі розрахувати рівень недоотриманих ризикових премій, ризикових надбавок та нетто-премій внаслідок змін ймовірності настання страхового випадку;
- обґрунтувати доцільність застосування запропонованої нами формули для визначення величини очікуваного рівня недоотримання нетто-премії.

Виклад основного матеріалу. Зазвичай, під час визначення величини ризикової премії в якості оцінки ймовірності настання страхового випадку p

бралася відносна частота $\omega = \frac{m}{n}$, яку обчислювали на основі статистичних даних страхових компаній. У [3] показано, що ймовірність настання страхового випадку потрібно обчислювати за формулою

$$p_1 = \omega + t_\gamma \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}}. \quad (1)$$

Якщо ж є можливість встановити обсяг генеральної сукупності договорів страхування N , з якої береться вибірка обсягом n , то ми для обчислення ймовірності настання страхового випадку пропонуємо формулу

$$p_2 = \omega + t_\gamma \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \cdot \frac{(N-n)}{N}}. \quad (2)$$

Нам надалі буде потрібний розрахунок ймовірностей p_1 і p_2 , для надійностей $\gamma = 0,95$ і $\gamma = 0,99$ та значень відносної частоти $\omega = 0,3$ і $\omega = 0,5$, який подано у табл. 1.

Використовуючи дані табл. 1, зробимо розрахунок очікуваних рівнів недоотримання ризикової премії у випадку, коли величина збитку X є фіксованою величиною, а замість ймовірностей p_1 і p_2 бралася б для розрахунків значення відносної частоти ω . У цьому випадку величина ризикової премії $T_0 = p_i X$, $i = \overline{1, 2}$.

Табл. 1. Розрахунок ймовірностей p_1 і p_2 , для надійностей $\gamma = 0,95$ і $\gamma = 0,99$ та значень відносної частоти

n	$\omega = 0,3$				$\omega = 0,5$			
	$\gamma = 0,95$		$\gamma = 0,99$		$\gamma = 0,95$		$\gamma = 0,99$	
	p_1	p_2	p_1	p_2	p_1	p_2	p_1	p_2
1000	0,3284	0,3269	0,3374	0,3355	0,5310	0,5294	0,5408	0,5387
2000	0,3201	0,3180	0,3264	0,3236	0,5219	0,5196	0,5288	0,5258
3000	0,3164	0,3137	0,3216	0,3181	0,5179	0,5150	0,5236	0,5197
4000	0,3142	0,3110	0,3187	0,3145	0,5155	0,5120	0,5204	0,5158
5000	0,3127	0,3090	0,3167	0,3118	0,5139	0,5098	0,5182	0,5129
6000	0,3116	0,3073	0,3153	0,3097	0,5127	0,5080	0,5167	0,5105
7000	0,3107	0,3059	0,3141	0,3077	0,5117	0,5064	0,5154	0,5084
8000	0,3100	0,3045	0,3132	0,3059	0,5110	0,5049	0,5144	0,5065
9000	0,3095	0,3030	0,3125	0,3039	0,5103	0,5033	0,5136	0,5043
10000	0,3090	0,3000	0,3118	0,3000	0,5098	0,5000	0,5129	0,5000

Джерело: розрахував автор

Надалі очікуваним рівнем недоотримання ризикової премії називатимемо вираз $\frac{p_i - \omega}{\omega} \cdot 100\%$, $i = \overline{1,2}$. Через L_1 позначатимемо очікуваний рівень недоотримання ризикової премії, коли для обчислення ймовірності настання страхового випадку користувалися б формулою (1), а через L_2 – формулою (2), а $\Delta L = L_1 - L_2$

Отримані розрахунки для різних за обсягом вибірок, надійності $\gamma = 0,95$ і $\gamma = 0,99$ та значень відносних частот $\omega = 0,3$ і $\omega = 0,5$ подано у табл. 2.

Табл. 2. Очікуваний рівень недоотриманих ризикових премій

n	$\omega = 0,3$						$\omega = 0,5$					
	$\gamma = 0,95$			$\gamma = 0,99$			$\gamma = 0,95$			$\gamma = 0,99$		
	L_1	L_2	ΔL	L_1	L_2	ΔL	L_1	L_2	ΔL	L_1	L_2	ΔL
1000	9,5	9,0	0,5	12,5	11,8	0,7	6,2	5,9	0,3	8,2	7,7	0,5
2000	6,7	6,0	0,7	8,8	7,9	0,9	4,4	3,9	0,5	5,8	5,2	0,6
3000	5,5	4,6	0,9	7,2	6,0	1,2	3,6	3,0	0,6	4,7	3,9	0,8
4000	4,7	3,7	1	6,2	4,8	1,4	3,1	2,4	0,7	4,1	3,2	0,9
5000	4,2	3,0	1,2	5,6	3,9	1,7	2,8	2,0	0,8	3,6	2,6	1
6000	3,9	2,4	1,5	5,1	3,2	1,9	2,5	1,6	0,9	3,3	2,1	1,2
7000	3,6	2,0	1,6	4,7	2,6	2,1	2,3	1,3	1	3,1	1,7	1,4
8000	3,3	1,5	1,8	4,4	2,0	2,4	2,2	1,0	1,2	2,9	1,3	1,6
9000	3,2	1,0	2,2	4,2	1,3	2,9	2,1	0,7	1,4	2,7	0,9	1,8
10000	3,0	0,0	3	3,9	0,0	3,9	2,0	0,0	2	2,6	0,0	2,6

Джерело: розрахував автор.

На основі даних табл. 2 можна зробити такі висновки:

- для різних значень надійності γ , відносних частот ω величина очікуваного рівня недоотримання ризикової премії спадає із зростанням обсягу вибірки n ;
- для однакових значень обсягів вибірки n і відносної частоти ω величина очікуваного рівня недоотримання ризикової премії зростає із зростанням надійності γ ;

- для однакових значень відносної частоти ω , надійностей $\gamma_2 = 0,99$ і $\gamma_1 = 0,95$ різниця $\Delta(\gamma_2 - \gamma_1)$ між очікуваними рівнями недоотримання ризикової премії спадає із зростанням обсягу вибірки n , причому ця різниця є меншою для більшого значення відносної частоти ω ;
- величина очікуваного рівня недоотримання ризикової премії у випадку, коли замість ймовірності p_1 бралось значення ймовірності p_2 , є дещо меншою за однакових надійності γ і обсягу n вибірки;
- із зменшенням відносної частоти ω зростає величина очікуваного рівня недоотримання ризикової премії.

Якщо $\omega = 0,01$, $\gamma = 0,95$ $n = 1000$, $N = 10000$, $p_1 = 0,0161664$, $p_2 = 0,015847$, то значення очікуваних рівнів недоотримання величини ризикової премії відповідно дорівнюють:

$$\frac{p_1 - \omega}{\omega} \cdot 100\% = 61,66\%, \quad \frac{p_2 - \omega}{\omega} \cdot 100\% = 58,47\%.$$

Таким чином, використання значення ймовірності p_2 дасть змогу на $61,66\% - 58,47\% = 3,19\%$ знизити рівень недоотримання величини ризикової премії, ніж у разі використання значення p_1 , за тієї ж надійності.

Зауважимо, що за аналогічних умов при $\omega = 0,3$ це зниження становить лише $0,5\%$, а при $\omega = 0,5 - 0,3\%$.

Як зазначалося раніше, для того, щоб страховик виконав свої зобов'язання у випадку, коли фактичне число страхових випадків перевищить його середнє значення, використовується ризикова надбавка, яку обчислюють за формулою $T_{pn} = t_\gamma \sqrt{np(1-p)}S$.

$$\text{Тоді нетто-премія } T_n = T_{0n} + T_{pn} = npS + t_\gamma \sqrt{np(1-p)}S.$$

Назвемо очікуваним рівнем недоотримання ризикової надбавки величину $\frac{\sqrt{p(1-p)} - \sqrt{\omega(1-\omega)}}{\sqrt{\omega(1-\omega)}} \cdot 100\%$. Поклавши в рівняння

$$\sqrt{p(1-p)n} - \sqrt{\omega(1-\omega)n} = 0 \text{ значення ймовірності (2) } p = \omega + t_\gamma \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \cdot \frac{(N-n)}{N}},$$

$$\text{отримаємо, що } \omega_{1,2} = \frac{1}{2} \pm \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}{4 + \frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}}.$$

Таким чином, при значеннях ω із інтервалу

$$\left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}{4 + \frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}}; \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}{4 + \frac{t_\gamma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N}}} \right) \quad (3)$$

очікуваний рівень недоотримання ризикової надбавки є від'ємною величиною. Зокрема, при $t_\gamma = 1,96$; $n = 1000$; $N = 10000$ довірчий інтервал матиме вигляд $(0,4854; 0,5146)$.

На основі зазначеного стверджуємо, що при значеннях ω із довірчого інтервалу (3) використання для обчислення очікуваного рівня недоотримання ризикової надбавки ймовірності p_2 замість відносної частоти ω є недоцільним, оскільки величина ризикової надбавки є дещо завищеною. Цей висновок підтверджується даними, наведеними в табл. 2.

Назвемо очікуваним рівнем недоотримання нетто-премії вираз

$$\frac{np + t_\gamma \sqrt{np(1-p)} - n\omega - t_\gamma \sqrt{\omega(1-\omega)n}}{n\omega + t_\gamma \sqrt{\omega(1-\omega)n}} \cdot 100\%,$$

який є від'ємним для відносної частоти ω з інтервалу (3).

Через L_{p1} , L_{n1} та L_{p2} , L_{n2} позначатимемо величини очікуваних рівнів недоотримання ризикової надбавки та нетто-премії, які відповідають ймовірностям p_1 і p_2 , відповідно.

Користуючись наведеними формулами, розрахуємо рівень недоотримання ризикової надбавки та нетто-премії для відносних частот $\omega = 0,3$ і $\omega = 0,5$ (табл. 3), надійності $\gamma = 0,95$ та різних за обсягом вибірок.

Табл. 3. Очікуваний рівень недоотриманих ризикових надбавок та нетто-премій

n	$\omega = 0,3$						$\omega = 0,5$					
	L_1	L_{p1}	L_{n1}	L_2	L_{p2}	L_{n2}	L_1	L_{p1}	L_{n1}	L_2	L_{p2}	L_{n2}
1000	9,5	2,48	8,86	9,0	2,37	8,41	6,2	-0,19	5,83	5,9	-0,17	5,53
2000	6,7	1,80	6,39	6,0	1,62	5,71	4,4	-0,10	4,19	3,9	-0,08	3,75
3000	5,5	1,49	5,26	4,6	1,25	4,40	3,6	-0,06	3,45	3,0	-0,04	2,89
4000	4,7	1,30	4,58	3,7	1,01	3,55	3,1	-0,05	3,00	2,4	-0,03	2,33
5000	4,2	1,16	4,11	3,0	0,83	2,91	2,8	-0,04	2,70	2,0	-0,02	1,91
6000	3,9	1,07	3,76	2,4	0,68	2,38	2,5	-0,03	2,47	1,6	-0,01	1,56
7000	3,6	0,99	3,49	2,0	0,55	1,91	2,3	-0,03	2,29	1,3	-0,01	1,25
8000	3,3	0,93	3,27	1,5	0,42	1,46	2,2	-0,02	2,14	1,0	0,00	0,96
9000	3,2	0,88	3,09	1,0	0,28	0,98	2,1	-0,02	2,02	0,7	0,00	0,64
10000	3,0	0,83	2,93	0,0	0,00	0,00	2,0	-0,02	1,92	0,0	0,00	0,00

Джерело: розрахував автор.

З табл. 3 можна зробити такі висновки:

- для різних значень надійності γ і відносних частот ω величини очікуваних рівнів недоотримання ризикової надбавки і нетто-премії спадають із зростанням обсягу вибірки n ;
- за значень відносної частоти ω , які не належать довірчому інтервалу (3), величина очікуваного рівня недоотримання ризикової надбавки є додатньою, а при тих ω , які належать – від'ємною;
- при значеннях ω , які не належать довірчому інтервалу (3), величини очікуваних рівнів недоотримання ризикової надбавки і нетто-премії у випадку, коли замість ймовірності p_1 , бралось значення ймовірності p_2 , є дещо меншою за однакової надійності γ і обсягу вибірки n .

У випадку, коли $\omega = 0,01$, $\gamma = 0,95$ $n = 1000$, $N = 10000$, $p_1 = 0,0161664$ і $p_2 = 0,015847$, використання ймовірності p_2 замість ймовірності p_1 дає зниження величини очікуваного рівня недоотримання ризикової надбавки на

$26,75 \% - 25,51 \% = 1,24 \%$, а нетто-премії – на $48,34 \% - 45,75 \% = 2,59 \%$ за надійності $\gamma = 0,95$.

Висновки. Використання в якості ймовірності настання страхового випадку відносної частоти може призвести до встановлення дещо заниженої величини ризикової та нетто-премії, що негативно відіб'ється на надійності функціонування компанії на страховому ринку. Запропонована в [3] формула для обчислення ймовірності настання страхового випадку p_1 дасть змогу визначити такі величини ризикової та нетто-премії, які забезпечували би надійність γ . Отримані нами значення ризикової та нетто-премії з використанням ймовірності p_2 є дещо меншими за тієї ж надійності. Зокрема, для надійності $\gamma = 0,95$, відносної частоти $\omega = 0,3$ різниця між очікуваними рівнями недоотримання ризикової премії становить $0,5 \%$ і зростає із збільшенням обсягу вибірки n . Аналогічну ситуацію спостерігаємо для очікуваних рівнів недоотримання ризикової надбавки та нетто-премії. Це свідчить про доцільність використання ймовірності p_2 під час їхнього обчислення, що дасть змогу встановити менші обсяги страхових премій, що, своєю чергою, сприятиме підвищенню конкурентоспроможності страхової компанії.

Література

1. Казанцев С.К. Основы страхования : учебн. пособ. / С.К. Казанцев. – Е. : Изд-во ИПК УГТУ, 1998. – 101 с.
2. Корнилов И.А. Основы страховой математики : учебн. пособ. / И.А. Корнилов. – М. : Изд-во "ЮНИТИ – ДАНА", 2004. – 400 с.
3. Сороківська М.В. Роль ймовірності настання страхового випадку у визначенні величини нетто-премії / М.В. Сороківська // Науковий вісник НЛТУ України : зб. наук.-техн. праць. – Львів : РВВ НЛТУ України. – 2010. – Вип. 20.11. – С. 223-228.

Папка О.С. Влияние страховой премии на финансовую стойкость страховой компании

Приведена формула для вычисления вероятности наступления страхового случая, которая способствует снижению величины ожидаемого уровня недополучения нетто-премии, а затем будет оказывать содействие повышению конкурентоспособности страховой компании, не уменьшая при этом ее финансовой надежности.

Ключевые слова: нетто-премия, вероятность наступления страхового случая, надежность.

Papka O.S. Influence of the insurance premium on financial firmness of the insurance company

The formula for computation of probability of insured event approach that gives an opportunity to lower size of expectation level of net premium short-reception, and as consequence promotes increase of the insurances company competitiveness, without reducing its financial reliability is offered.

Keywords: net premium, probability of insured event approach, reliability.

УДК 338.24:330.341.1

Викл. О.Є. Паук – НУ "Львівська політехніка"

СТРАТЕГІЇ ІНВЕСТИВАННЯ ПРОМИСЛОВИХ ПІДПРИЄМСТВ

Уточнено сутність поняття "стратегія інвестування промислового підприємства", запропоновано класифікацію стратегій інвестування, яка характерна для промислових підприємств. З позиції особливостей інвестиційної діяльності промислових