А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина

Финансовые риски в страховом бизнесе: модели и методы оценки

УДК 368.1 + 336.71 + 519.8

В статье исследуются вопросы, связанные с оценкой и регулированием рисков, возникающих в деятельности страховых компаний. Проведен анализ моделей определения размера вероятности неразорения страховой организации как условия ее финансовой устойчивости. Предложена модель оценки совокупного размера финансовых рисков страховщика на основе комплексного подхода к их детерминированию и анализу.

Ключевые слова: финансовая устойчивость страховой организации, финансовые риски, страховые риски, модели оценки и минимизации.

В условиях преодоления негативных последствий глобального финансового кризиса, поразившего мировую экономическую систему, роль страхования как финансового механизма компенсации ущерба от реализации различных рисков, безусловно, трудно переоценить. Именно подверженность риску (riskexposure) служит предпосылкой для создания и деятельности страховых компаний.

Как известно, главным условием эффективного функционирования страхового рынка является надежность его участников-страховщиков. Поддержание способности каждого страховщика, действующего на рынке, своевременно и в полном объеме выполнять взятые на себя обязательства, т. е. его финансовой устойчивости, является отправной точкой для фактического проявления и реализации функций страхования.

При этом современное состояние финансов страховых организаций требует поиска новых форм и методов повышения их конкурентоспособности и финансовой устойчивости, поэтому сейчас становится очевидной необходимость создания систем более эффективной оценки финансового состояния страховой компании и повышения уровня ее финансовой устойчивости.

Многообразие форм проявления риска, частота и тяжесть последствий его реализации вызывают необходимость углубленного анализа рисков и экономико-математического обоснования финансовой политики страховой компании. Использование экономико-математических методов в первую очередь позволяет получить более обоснованные и достоверные оценки основополагающих характеристик финансовой устойчивости, к которым относятся такие показатели, как вероятность разорения, маржа платежеспособности, собственный капитал, страховые тарифы и др.

Нахождение вероятности разорения страховой компании является одной из важнейших задач страховой математики, на основе которой строятся основные актуарные концепции оценки финансовой устойчивости, понимаемой не только как отсутствие банкротства, но и как его недопущение. Знание вероятности разорения позволяет найти оптимальную (т. е. рациональную, справедливую) величину страховой премии.

Различие актуарных моделей состоит в том, какие предположения о распределении страховых выплат (и их размере) и интервалов времени между выплатами положены в основу построения модели. Выплаты могут иметь одинаковые распределения с известной функцией распределения, с произвольной функцией распределения, неодинаковые эрланговские распределения [2]; интервалы между выплатами могут иметь неодинаковые показательные распределения, последовательность выплат также может быть описана с помощью пуассоновского процесса. Некоторые модели позволяют учитывать дополнительные возможности, например выплату дивидендов учредителям (участникам).

Такое рассмотрение финансовой устойчивости, безусловно недостаточно полное с точки зрения многогранности данной проблемы, однако оно позволяет использовать формальные экономико-математические модели для получения обоснованных оценок, которые должны ложиться в основу принятия решений менеджерами страховых компаний.

Для практики чрезвычайно важно дать достоверную качественную оценку финансовой устойчивости страховой компании. Однако эта проблема довольно сложная, в первую очередь из-за того, что используемые экономико-математические модели не могут учесть все факторы, влияющие на уровень финансовой устойчивости. Кроме того, их влияние на результирующий показатель часто не может быть выражено аналитическими зависимостями, в связи с чем для получения оценок уровня финансовой устойчивости приходится использовать приближенные методы решения. Вместе с тем применение экономико-математического аппарата все же позволяет значительно повысить обоснованность принятия решений по управлению финансовой устойчивостью в рамках основных ее характеристик — вероятности разорения, величины начального капитала, маржи платежеспособности, оптимизации тарифной и перестраховочной политики.

Математические модели рисков в страховании

Методы математического анализа страховых рисков и финансовой устойчивости страховых компаний основываются на теории индивидуального и коллективного риска, которые могут быть использованы как для краткосрочных, так и для долгосрочных видов страхования, требующих учета влияния временнуго фактора.

Модель индивидуального риска базируется на анализе влияния каждого отдельного риска, принятого на страхование, на совокупный объем страховых выплат. С математической точки зрения совокупный объем страховых выплат по каждому риску рассматривается как сумма случайных величин, принимающих либо нулевое значение, либо значение, соответствующее фактическим выплатам.

Иными словами, рассматривается совокупность объектов страхования (страховой портфель), сформированная единовременно; страховые премии собраны в момент формирования портфеля; срок действия всех договоров страхования одинаков; и в течение этого срока происходят страховые события, приводящие к страховым выплатам (искам).

Модель индивидуального риска — это простейшая модель функционирования страховой компании, предназначенная для расчета вероятности разорения. Она строится на основе следующих упрощающих предположений:

1)анализируется фиксированный относительно короткий промежуток времени (так чтобы можно было пренебречь инфляцией и не учитывать доход от инвестирования активов), обычно это один год;

2)число договоров страхования N фиксировано и неслучайно;

3)премия полностью вносится в начале анализируемого периода; никаких поступлений в течение этого периода нет;

4)наблюдается каждый отдельный договор страхования, при этом известны статистические свойства связанных с ним индивидуальных потерь X.

Достаточность резерва оценивается с помощью пороговой вероятности того, что собранных средств хватит для покрытия совокупных выплат в течение исследуемого периода. При этом в зависимости от имеющейся информации эта оценка может делаться как на основе вида функции распределения, так и на основе неравенства Чебышева [3].

Достоинством данного подхода является то, что в ряде случаев оценить параметры распределения таких случайных величин проще для каждого отдельного страхового риска, особенно в имущественном страховании, где риски часто уникальны.

Риск по страховому портфелю в целом можно оценить как сопоставлением случайной величины обязательств с полученной премией и резервами, так и анализом случайной величины дисконтного превышения доходов страховой компании (полученными премиями) над расходами (обязательствами).

Теория коллективного риска исходит из рассмотрения всех принятых на страхование рисков, определяющих совокупный объем страховых выплат. С математической точки зрения совокупный объем страховых выплат по каждому риску рассматривается как сумма случайных величин, соответствующих фактическим выплатам.

При этом рассматривают статические и динамические модели, отличие которых состоит в том, что в динамических моделях учтена зависимость от времени (динамика риска) по сборам и выплатам страховой компании.

Обычно статическую модель финансового состояния страховой компании записывают в форме равенства [1]:

(1)

Q 1 = u + D — X

где Q — страховой фонд на конец рассматриваемого периода; u — начальный капитал страховой компании (в различных источниках именуемый также как начальный резерв страховой компании); D = d · N , где d — страховая премия, выплаченная компании одним страхователем, при условии равенства величины премии по всем договорам страхования, или в более общем случае

Суммарная величина выплат по договорам страхования определяется суммой

(2)

Обычно предполагается, что в модели индивидуального риска случайные величины X 1 ..., X N независимы (т. е. исключаются события, когда одновременно по нескольким договорам наступают страховые случаи), неотрицательны и ограничены, и, кроме того, все страхователи однородны, т. е. X 1 ..., X N одинаково распределены. Поскольку страховые случаи происходят не по всем договорам, то некоторые из случайных величин X 1 ..., X N , где X i — потери по i -му договору, равны нулю.

Динамическая модель финансового состояния страховой компании записывается в форме равенства, аналогичного (1) [9]:

(3)

где П( t ) — величина премии, полученной к моменту t > 0.

Или, иначе,

(4)

где W ( t ) — случайная величина превышения доходов над расходами, определяется как техническая прибыль; N ( t ) — случайный процесс количества страховых случаев, произошедших к моменту времени t ; при неубывающей последовательности случайных величин t 0 = 0 ≤ t 1 ≤..., характеризующей моменты наступления отдельных исков; T n = t n – t n –1 , n ≥ 0, — время между наступлениями исков; общее количество поданных исков к моменту t 0 составит N ( t ) = sup { n : t n ≤ t }. Между случайными величинами N ( t ) и последовательностью { t n } имеется взаимосвязь { N ( t ) = n } = t n ≤ t ≤ t n + 1 }; С — норма рисковой премии, получаемой по всем договорам в каждый момент времени; X i ( t ) — случайный процесс величины ущерба по i -му страховому случаю, произошедшему до момента времени t . При N ( t ) = 0 очевидно, что X ( t ) = 0.

Случайный процесс

(5)

в экономико-математических исследованиях называют процессом риска [4].

Традиционной мерой риска и ключевым понятием задачи о разорении в страховании считается вероятность разорения ( ruin ) .

Для статической модели финансовой устойчивости страховщика указанная вероятность с учетом равенства (1) формально может быть определена как

(6)

т. е. как вероятность того, что совокупные выплаты превысят активы компании.

Для динамической модели устойчивости страховщика вероятность разорения может быть представлена следующим выражением:

(7)

φ ( u ) = P [ᴲ t 0 < ∞ : t 0 = min{ t : u + W ( t ) < 0}]

т. е. как вероятность того, что имеющихся средств в какой-либо момент времени бесконечного промежутка не хватит для осуществления страховых выплат, или для конечного интервала [0,T]

(8)

φ ( u , T ) = P [ᴲ t 0 : 0 ≤ t 0 ≤ T , t 0 = min{ t : u + W ( t ) < 0}]

где T — некоторый временной «горизонт».

Оценка вероятности разорения страховщика для конечного периода времени в большей степени соответствует практике, в то же время для бесконечного интервала получить аналитическую оценку проще.

О величинах N ( t ) , определяющих количество требований (исков), предполагается, что:

(9)

1) N ( t ) = 0;

2) N ( t ) є {0, 1, 2, ...};

3) N ( t ) < N ( t + h ) .

Таким образом, величина N ( t + h ) – N ( t ) определяет число исков, поступивших в промежутке времени ( t , t + h ).

Графически достаточно упрощенный временной процесс предъявления исков страхователей изображен на рис. 1.

Обычно предполагается, что скачки имеют величину 1 и поэтому возможность одновременной подачи нескольких исков исключена. Введем распределение N ( t ) :

(10)

Вероятности P ( t ) могут быть вычислены при дополнительных предположениях относительно последовательности Т n .

Если случайные величины Тn независимы и одинаково распределены с соответствующей функцией распределения, то последовательность { t n } называется процессом восстановления .

Типичный пример процесса восстановления — пуассоновский , когда Т n распределены по экспоненциальному закону с параметром λ > 0, и, следовательно, распределение N ( t ) имеет вид

(11)

При этом EN ( t ) = λ · t , N ( t ) = λ · t .

На рис. 2 приведены значения этих вероятностей для λ = 2 с точностью до 0,0001.

Из графиков видно, что вероятность разорения тем меньше, чем больше коэффициент k .

Выплаты по искам естественно предполагать случайными величинами , которые представляют одну из ключевых составляющих моделирования риска в страховании . В данной модели считается, что выплаты по искам производятся непосредственно в момент их подачи, хотя реально между подачей иска и его оплатой существует некоторая задержка, связанная с подсчетом ущерба, которая может оказаться существенной. Подобная ситуация характерна, например, для страхования от катастроф.

Точное распределение рисков обычно неизвестно, однако принимается, что оно принадлежит некоторому параметрическому семейству, и первичная задача — оценить его неизвестные параметры.

Обозначим функцию распределения страховых выплат процесса риска

(12)

Функция F X ( t ) ( x ) не может быть вычислена без дополнительных предположений. Обычно процессы { U n } и N ( t ) считаются независимыми, хотя в некоторых практически важных случаях это не так. Например, при страховании от дорожных происшествий известно, что зимой случается больше аварий, чем летом, ввиду худшего состояния дорожного покрытия, но ущерб от них может быть меньше, поскольку средняя скорость движения зимой ниже.

Если { Un } и N ( t ) независимы, то можно записать выражение для функции распределения процесса риска через распределения моментов и размеров исков:

(13)

где из условия финансовой устойчивости функция распределения риска

Экономический смысл условия неразорения страховой компании, т. е. ее финансовой устойчивости, который логично извлекается из приведенных выше формул, заключается в следующем: ни одна выплата не изымет из страхового фонда компании такую сумму, что оставшейся суммы начального резерва и страховых премий не хватит на следующую выплату.

Как правило, страховые премии поступают гораздо чаще, чем предъявляются требования, и их размер обычно намного меньше размера возмещений. Поэтому в рамках данной модели поступление премий считается непрерывным детерминированным процессом, характеризующимся одним параметром — скоростью поступления денежных средств с . То есть премия страховщика определяется равенством

(14)

П( t ) = c · t .

В динамической постановке задачи неразорение ставится в зависимость от двух параметров — начального (капитала) резерва и надбавки безопасности при расчете страховой премии.

Математические методы и принципы расчета страховой премии

Одним из основных параметров, определяющих финансовую устойчивость страховой компании и состояние ее активов, является размер тарифных ставок. Расчет премий , или нахождение процесса П( T ) , — одна из сложных и практически необходимых задач. Тарифная ставка (премия) для страховой компании — это определенная цена неопределенного обязательства. Как уже отмечалось, с одной стороны, премии должны гарантировать выплаты по искам, с другой — в них желательно учитывать условия конкуренции, когда другие компании могут привлечь клиентов теми же гарантиями, но более низкими премиями.

Расчет тарифных ставок, как правило, проводится на основе накопленной статистики [5]. В отличие от этого метода существует метод расчета ставок на основе функции полезности [8]. В его основе лежат не столько статистические характеристики портфеля, сколько соотношения денежных предпочтений компании и страхователя. Для применения данного метода необходимо иметь четкую систему оценки компанией предпочтительности одной суммы денег по сравнению с другой, что не представляется возможным в реальных условиях развития страхового рынка в РФ. Поэтому далее рассматриваются методы расчета тарифных ставок на основе имеющейся у компании статистики.

Страховые премии П на временном промежутке [0, t ] вычисляются следующим образом:

(15)

П( t ) = (1 + θ ) · EN ( t ) · EU ,

где U имеет то же распределение, что и U i ; θ — константа, называемая коэффициентом нагрузки .

Такая структура премии вытекает из принципов эквивалентности отношений страховщика и страхователя и финансовой устойчивости страховой компании. Приведенная формула (15) означает, что в среднем общие премии должны быть больше, чем кумулятивные выплаты по искам (в случае равенства премия называется нетто-премией , а сам принцип исчисления нетто-премии — принципом эквивалентности ).

Есть и другие принципы формирования премий, например bonus - malus система , когда держатели страховых полисов распределены на несколько групп в зависимости от предыстории подач исков и могут быть перемещены из одной группы в другую. Типичный пример — автомобильное страхование: если автовладелец в течение определенного «страхового» времени не предъявлял исков, то он может быть переведен в группу клиентов, платящих меньшую премию.

Вычисление адекватной премии состоит в построении процесса П( t ) по функции распределения процесса риска F x ( t ) . При этом важно стремиться вычислить премию по возможно более простым характеристикам процесса x : математическому ожиданию и дисперсии. Чтобы подчеркнуть определяющее влияние риска на формирование премий, обозначим зависимость премий от риска X через П( Х ) или же П( F x ), где F x — функция распределения x .

Отметим общие свойства премий:

П( а ) = а для любой константы а , если отсутствует коэффициент

нагрузки;

П( а · Х ) = а · П( Х ) для любой константы а ;

П( X + Y ) < П( X ) + П( Y );

П( Х + а ) = П( Х ) + а для любой константы а ;

Приведем следующие традиционные актуарные принципы формирования премий :

П( Х ) = (1 + а ) · ЕХ , а > 0 (принцип математического ожидания);

П( Х ) = EX + a · DX (принцип дисперсии);

П( X ) = EX + a · k x , (принцип абсолютного отклонения).

Для заданной функции полезности V часто используется принцип нулевой полезности , означающий, что премия определяется из отношения Е ( V (П( Х ) — Х )) = V ( 0 ).

Рассмотрим индивидуальную модель риска . Пусть портфель состоит из n полисов с выплатами («рисками») U 1 , U 2 , ..., U n , представляющими независимые неотрицательные случайные величины. Тогда процесс риска имеет распределение F U 1 · ... · F Un .

Допустим, что страховая компания заключает n договоров страхования с фиксированным сроком действия, например 1 год. По одному договору страхования допускается не более одного иска. Выплаты по i -му иску — случайная величина U i , которая может оказаться равной нулю. Тогда сумма, которую компания выплачивает клиентам в конце этого года, и есть в данном случае процесс риска: . Предполагается, что возмещение ущерба по искам производится в момент окончания срока действия полиса. Соответственно вероятностью разорения следует считать p { X ind > u + П}, где u — начальный капитал; П — собранные за этот срок премии.

Рассмотрим модель индивидуального риска с достаточно большим числом договоров n . Точный расчет вероятности разорения представляет существенные технические трудности, поэтому используют ее приближение на основе центральной предельной теоремы.

Принцип нетто-премии приводит к равенству П = EX ind . Тогда для вероятности разорения находим, что

(16)

Таким образом, принцип нетто-премии в данном случае неприемлем , так как с позиции финансовой устойчивости неприемлема величина вероятности разорения страховой компании. То есть необходимо введение рисковой надбавки с целью выполнения условия финансовой устойчивости, заключающегося в том, что собранных премий должно хватить на выплату возмещений с вероятностью, близкой к единице.

Согласно принципу стандартного отклонения

(17)

Далее, для фиксированного уровня риска ε из специальных таблиц можно найти параметр а \* такой, что Ф( а \*)=1– ε. Тогда, полагая а = а \*, находим такую премию с нагрузкой, при которой обеспечивается вероятность разорения P { X ind > П} ≈ε.

Таким образом, определение нетто-премии является обратной задачей к условию финансовой устойчивости, т. е. неразорения.

Методы вычисления вероятности разорения страховой компании

В моделях индивидуального риска, рассмотренных выше, исследуются отдельные договоры и связанные с ними возможные выплаты. Для получения характеристик портфеля в целом суммируются характеристики отдельных договоров. С формальной точки зрения получается простая модель в том случае, если любой из договоров портфеля может привести только к одному требованию о выплате или не привести к нему. Только такие договоры и связанные с ними риски рассматривает модель индивидуального риска. Тем не менее известно, что в большинстве видов имущественного страхования один договор может привести к нескольким требованиям. Такие договоры и связанные с ними риски исследуются в моделях коллективного риска.

Пусть теперь количество полисов N , которые могут быть предъявлены к оплате, неизвестно. При этом выделим два типа контрактов — статический и динамический. Статический контракт характеризуется тем, что оплата иска происходит в конце контракта и поэтому N — целочисленная случайная величина. При рассмотрении динамических моделей N = N ( t ) — случайный процесс, считающий количество исков на промежутке [0, t ]. Величины выплат по i -му поступившему иску U i положительны и не зависят от N . Тогда процесс риска имеет вид

Ситуация, в которой момент поступления очередного иска заранее неизвестен, в большей степени отражает реальные явления в страховании, и с помощью этой модели можно добиться большей динамики при управлении риском компании. Поступление исков моделируется пуассоновским процессом N ( t ) с интенсивностью λ. Размеры выплат — независимые одинаково распределенные случайные величины, которые также не зависят от N ( t ) . Накопленные к моменту t премии являются линейной функцией времени в соответствии с равенством (14). Процесс риска в этом случае называется сложным пуассоновским процессом .

Кроме того, компания получает страховые взносы от клиентов с интенсивностью с ( с — некоторая положительная постоянная). Начальный капитал равен u .

Процесс риска в данном случае . В силу независимости N ( t ) и X i имеем EX ( t ) = λ · t · μ . Премии, собранные к моменту t , П( t ) = c · t — линейная функция времени.

Выбирая коэффициент нагрузки

(18)

получаем равенство, определяющее скорость поступления премий:

(19)

с = (1 + θ) · λ · μ .

Коэффициент нагрузки θ задает долю превышения скорости поступления премий над скоростью выплаты страховых возмещений. В исследованиях некоторых авторов [1, 5] коэффициент нагрузки называется надбавкой безопасности.

Таким образом, определив по эмпирическим данным параметр θ и рассчитав затем поправочный коэффициент в зависимости от уровня начального резерва (капитала) u , можно оценить верхнюю границу разорения (19) и соответственно нижнюю границу вероятности неразорения.

Общим выводом приведенной модели является то, что вероятность неразорения тем больше, чем больше поправочный коэффициент. То есть поправочный коэффициент, учитывающий скорость поступления требований, скорость поступления премий, распределения размеров убытков, является интегральной характеристикой возможности выполнения страховой компанией своих обязательств. Следует отметить, что данная модель имеет существенную особенность. В ней исследуется динамический процесс, который составляют поступления премий по вновь заключенным договорам и выплаты страховых возмещений по всем действующим на данный момент договорам. Поэтому рассматриваемая модель ориентирована скорее не на замкнутую солидарную раскладку ущерба, а на ликвидность компании на данный конкретный момент. Применение этой конкретной модели корректно в условиях достаточно стабильного функционирования страховой компании. Надо отметить, что недопустимо осуществление выплат по ранее заключенным договорам за счет поступления премий по вновь заключенным, так как этот процесс фактически соответствует финансовой пирамиде. Поэтому применение неравенства Крамера–Лундберга имеет смысл при неухудшающемся финансовом положении компании. При этом следует четко различать разницу между вероятностью выполнения обязательств на момент завершения всех договоров портфеля и на момент предъявления любого требования о выплате из-за разных принципов, положенных в основу этих методов. Первый ориентирован на принцип замкнутого страхового фонда, второй — на вычисление текущей ликвидности компании.

На наш взгляд, недостатком рассмотренных выше моделей является то, что в качестве существенного и, по сути, единственного условия неразорения, отождествляемого с финансовой устойчивостью страховой организации, в них принимается достаточность суммы собранных за определенный период страховых премий и собственных средств для полного выполнения обязательств перед страхователями, т. е. для покрытия возмещений убытков по страховым событиям, произошедшим за этот период. Таким образом, из всей совокупности рисков, влияющих на деятельность страховой компании, рассматриваются и оцениваются только риски, принимаемые по различным договорам страхования, сострахования, перестрахования, т. е. чужие риски. Хотя очевидно, что для адекватной оценки и повышения уровня финансовой устойчивости страховщика необходим комплексный анализ всех видов рисков, оказывающих как негативное, так и позитивное влияние на его деятельность.

Следует отметить, что такие финансовые институты, как страховые организации, подвержены влиянию и негативному воздействию рисков фактически с двух сторон: с одной стороны, они принимают на себя чужие риски, которые им передаются по различным договорам страхования и перестрахования, а с другой — в процессе инвестиционной и иной деятельности у страховщика возникают его собственные финансовые риски, связанные с невозвратом вложенных средств или недополучением прибыли.

Таким образом, характерной особенностью страхового бизнеса является то, что, с одной стороны, страхование, как основной вид услуг страховой компании, выступает одним из методов управления риском, а с другой — страховая компания, как субъект рынка, сама потенциально подвержена целому ряду рисков.

Вообще, риски, возникающие в таких финансовых институтах, как страховые компании, учитывая их двустороннюю подверженность различным рискам (о чем было сказано выше), можно классифицировать следующим образом (рис. 3) [6, 7]:

— риски, связанные со страховой деятельностью, которые, в свою очередь, подразделяются на риски, принимаемые по договорам страхования, и риски, возникающие при обслуживании договоров;

— риски, не связанные со страховой деятельностью, которые, как правило, проявляются в рисках внешней рыночной среды, а именно природные, политические и экономические риски.

На наш взгляд, наибольшего эффекта в управлении рисками можно достичь, используя комплексный подход к их оценке и анализу, т. е. рассматривая различные группы рисков, возникающих в деятельности страховой организации (и изображенные на рис. 1), не абстрагированно друг от друга, а в совокупности, учитывая их взаимное влияние и динамику изменений.

Тогда совокупный размер риска, принимаемого по договорам страхования (абсолютный риск), будет вычисляться как сумма всех относительных рисков, связанных с обслуживанием договоров страхования, а также рисков внешней рыночной среды (риски внутренней рыночной среды не оказывают значительного влияния на деятельность страховой организации, поэтому ими в рамках предлагаемой методики оценки риска имеет смысл пренебречь), взвешенных с учетом влияния на оцениваемый абсолютный риск.

То есть если обозначить:

R 1 — абсолютный риск, принимаемый по договорам страхования;

R 2 — абсолютный риск, связанный с обслуживанием договоров;

R 3 — абсолютный риск внешней рыночной среды;

r 1 — относительный риск, принимаемый по договорам страхования;

r 2 — относительный риск, связанный с обслуживанием договоров, причем r 2 = a 1 · r 21 + a 2 · r 22 + a 3 · r 23 , где r 21 — риск андеррайтинга; r 22 — риск неэффективного перестрахования; r 23 — риск формирования страховых резервов; r 3 — относительный риск внешней рыночной среды, причем

r 3 = b 1 · r 31 + b 2 · r 32 + b 3 · r 33 , где r 31 — риск ликвидности; r 32 — процентный риск; r 33 — валютный риск;

то получим следующие формулы для вычисления абсолютных рисков:

R1 = c11 · r1 + c12 · r2 + c13 · r3,

R2 = c21 · r1 + c22 · r2 + c23 · r3,

R3 = c31 · r1 + c32 · r2 + c33 · r3.

Весовые коэффициенты a i , b i , c ij ( i , j = 1, 2, 3) определяются степенью влияния конкретных относительных рисков на вычисляемый абсолютный или относительный риски, т. е., например, c 12 — это численное выражение влияния относительного риска r 2 , связанного с обслуживанием договоров страхования, на величину абсолютного риска R 1 , принимаемого по договорам страхования; a 1 — численное выражение влияния относительного риска андеррайтинга на общее значение относительного риска, связанного с обслуживанием договоров страхования.

В заключение следует отметить, что применение изложенной методики оценки размеров различных видов абсолютных рисков в сочетании с экономико-математическими моделями, по нашему мнению, позволит страховщикам корректировать стратегии управления рисками таким образом, чтобы достигнуть наилучшего результата в смысле наиболее оптимального сочетания уровней риска и доходности, что, безусловно, крайне важно в любом бизнесе, и в особенности в страховом.

Литература

1. Бенинг В. Е., Королев В. Ю., Шоргин С. Я. Введение в математическую теорию актуарных расчетов. М., 2000.

2. Дубров A . M ., Лагоша Б. А., Хрусталев Е. Ю. Моделирование рисковых ситуаций в экономике и бизнесе : учеб. пособие / под ред. Б. А. Лагоша. М., 2000.

3. Кремер Н. Ш. Теория вероятностей и математическая статистика. М., 2000.

4. Матвеев О. В. Некоторые математические модели определения оптимальной величины страховой премии // Страховое дело. 2001. № 11.

5. Салин В. Н., Абламовская Л. В., Ковалев О. Н . Математико-экономическая методология анализа рисковых видов страхования. М., 1997.

6. Слепухина Ю. Э. Финансовая устойчивость страховых организаций: теория, модели и методы управления рисками. Екатеринбург, 2006.

7. Слепухина Ю. Э. Финансовые механизмы управления рисками в страховом бизнесе // Управление в страховой компании. 2009. № 1.

8. Фишберн П. Теория полезности // Методологические основы и математические методы: сб. / под ред. Дж. Моудер, С. Элмаграби; пер. с англ. М., 1981.

9. Bowers N. L., Gerber H. U., Hickman J. C. et al. ActuarialMathematics. Itasca, Illinois, 1986.

Рукопись поступила в редакцию 16 декабря 2009 г.

 Текст статьи в формате PDF

© А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина, 2010

Казак А. Ю. Финансовые риски в страховом бизнесе: модели и методы оценки / А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина // Известия Уральского государственного университета. – 2010. – № 2(77). – С. 75-89. А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина

Финансовые риски в страховом бизнесе: модели и методы оценки

УДК 368.1 + 336.71 + 519.8

В статье исследуются вопросы, связанные с оценкой и регулированием рисков, возникающих в деятельности страховых компаний. Проведен анализ моделей определения размера вероятности неразорения страховой организации как условия ее финансовой устойчивости. Предложена модель оценки совокупного размера финансовых рисков страховщика на основе комплексного подхода к их детерминированию и анализу.

Ключевые слова: финансовая устойчивость страховой организации, финансовые риски, страховые риски, модели оценки и минимизации.

В условиях преодоления негативных последствий глобального финансового кризиса, поразившего мировую экономическую систему, роль страхования как финансового механизма компенсации ущерба от реализации различных рисков, безусловно, трудно переоценить. Именно подверженность риску (riskexposure) служит предпосылкой для создания и деятельности страховых компаний.

Как известно, главным условием эффективного функционирования страхового рынка является надежность его участников-страховщиков. Поддержание способности каждого страховщика, действующего на рынке, своевременно и в полном объеме выполнять взятые на себя обязательства, т. е. его финансовой устойчивости, является отправной точкой для фактического проявления и реализации функций страхования.

При этом современное состояние финансов страховых организаций требует поиска новых форм и методов повышения их конкурентоспособности и финансовой устойчивости, поэтому сейчас становится очевидной необходимость создания систем более эффективной оценки финансового состояния страховой компании и повышения уровня ее финансовой устойчивости.

Многообразие форм проявления риска, частота и тяжесть последствий его реализации вызывают необходимость углубленного анализа рисков и экономико-математического обоснования финансовой политики страховой компании. Использование экономико-математических методов в первую очередь позволяет получить более обоснованные и достоверные оценки основополагающих характеристик финансовой устойчивости, к которым относятся такие показатели, как вероятность разорения, маржа платежеспособности, собственный капитал, страховые тарифы и др.

Нахождение вероятности разорения страховой компании является одной из важнейших задач страховой математики, на основе которой строятся основные актуарные концепции оценки финансовой устойчивости, понимаемой не только как отсутствие банкротства, но и как его недопущение. Знание вероятности разорения позволяет найти оптимальную (т. е. рациональную, справедливую) величину страховой премии.

Различие актуарных моделей состоит в том, какие предположения о распределении страховых выплат (и их размере) и интервалов времени между выплатами положены в основу построения модели. Выплаты могут иметь одинаковые распределения с известной функцией распределения, с произвольной функцией распределения, неодинаковые эрланговские распределения [2]; интервалы между выплатами могут иметь неодинаковые показательные распределения, последовательность выплат также может быть описана с помощью пуассоновского процесса. Некоторые модели позволяют учитывать дополнительные возможности, например выплату дивидендов учредителям (участникам).

Такое рассмотрение финансовой устойчивости, безусловно недостаточно полное с точки зрения многогранности данной проблемы, однако оно позволяет использовать формальные экономико-математические модели для получения обоснованных оценок, которые должны ложиться в основу принятия решений менеджерами страховых компаний.

Для практики чрезвычайно важно дать достоверную качественную оценку финансовой устойчивости страховой компании. Однако эта проблема довольно сложная, в первую очередь из-за того, что используемые экономико-математические модели не могут учесть все факторы, влияющие на уровень финансовой устойчивости. Кроме того, их влияние на результирующий показатель часто не может быть выражено аналитическими зависимостями, в связи с чем для получения оценок уровня финансовой устойчивости приходится использовать приближенные методы решения. Вместе с тем применение экономико-математического аппарата все же позволяет значительно повысить обоснованность принятия решений по управлению финансовой устойчивостью в рамках основных ее характеристик — вероятности разорения, величины начального капитала, маржи платежеспособности, оптимизации тарифной и перестраховочной политики.

Математические модели рисков в страховании

Методы математического анализа страховых рисков и финансовой устойчивости страховых компаний основываются на теории индивидуального и коллективного риска, которые могут быть использованы как для краткосрочных, так и для долгосрочных видов страхования, требующих учета влияния временнуго фактора.

Модель индивидуального риска базируется на анализе влияния каждого отдельного риска, принятого на страхование, на совокупный объем страховых выплат. С математической точки зрения совокупный объем страховых выплат по каждому риску рассматривается как сумма случайных величин, принимающих либо нулевое значение, либо значение, соответствующее фактическим выплатам.

Иными словами, рассматривается совокупность объектов страхования (страховой портфель), сформированная единовременно; страховые премии собраны в момент формирования портфеля; срок действия всех договоров страхования одинаков; и в течение этого срока происходят страховые события, приводящие к страховым выплатам (искам).

Модель индивидуального риска — это простейшая модель функционирования страховой компании, предназначенная для расчета вероятности разорения. Она строится на основе следующих упрощающих предположений:

1)анализируется фиксированный относительно короткий промежуток времени (так чтобы можно было пренебречь инфляцией и не учитывать доход от инвестирования активов), обычно это один год;

2)число договоров страхования N фиксировано и неслучайно;

3)премия полностью вносится в начале анализируемого периода; никаких поступлений в течение этого периода нет;

4)наблюдается каждый отдельный договор страхования, при этом известны статистические свойства связанных с ним индивидуальных потерь X.

Достаточность резерва оценивается с помощью пороговой вероятности того, что собранных средств хватит для покрытия совокупных выплат в течение исследуемого периода. При этом в зависимости от имеющейся информации эта оценка может делаться как на основе вида функции распределения, так и на основе неравенства Чебышева [3].

Достоинством данного подхода является то, что в ряде случаев оценить параметры распределения таких случайных величин проще для каждого отдельного страхового риска, особенно в имущественном страховании, где риски часто уникальны.

Риск по страховому портфелю в целом можно оценить как сопоставлением случайной величины обязательств с полученной премией и резервами, так и анализом случайной величины дисконтного превышения доходов страховой компании (полученными премиями) над расходами (обязательствами).

Теория коллективного риска исходит из рассмотрения всех принятых на страхование рисков, определяющих совокупный объем страховых выплат. С математической точки зрения совокупный объем страховых выплат по каждому риску рассматривается как сумма случайных величин, соответствующих фактическим выплатам.

При этом рассматривают статические и динамические модели, отличие которых состоит в том, что в динамических моделях учтена зависимость от времени (динамика риска) по сборам и выплатам страховой компании.

Обычно статическую модель финансового состояния страховой компании записывают в форме равенства [1]:

(1)

Q 1 = u + D — X

где Q — страховой фонд на конец рассматриваемого периода; u — начальный капитал страховой компании (в различных источниках именуемый также как начальный резерв страховой компании); D = d · N , где d — страховая премия, выплаченная компании одним страхователем, при условии равенства величины премии по всем договорам страхования, или в более общем случае

Суммарная величина выплат по договорам страхования определяется суммой

(2)

Обычно предполагается, что в модели индивидуального риска случайные величины X 1 ..., X N независимы (т. е. исключаются события, когда одновременно по нескольким договорам наступают страховые случаи), неотрицательны и ограничены, и, кроме того, все страхователи однородны, т. е. X 1 ..., X N одинаково распределены. Поскольку страховые случаи происходят не по всем договорам, то некоторые из случайных величин X 1 ..., X N , где X i — потери по i -му договору, равны нулю.

Динамическая модель финансового состояния страховой компании записывается в форме равенства, аналогичного (1) [9]:

(3)

где П( t ) — величина премии, полученной к моменту t > 0.

Или, иначе,

(4)

где W ( t ) — случайная величина превышения доходов над расходами, определяется как техническая прибыль; N ( t ) — случайный процесс количества страховых случаев, произошедших к моменту времени t ; при неубывающей последовательности случайных величин t 0 = 0 ≤ t 1 ≤..., характеризующей моменты наступления отдельных исков; T n = t n – t n –1 , n ≥ 0, — время между наступлениями исков; общее количество поданных исков к моменту t 0 составит N ( t ) = sup { n : t n ≤ t }. Между случайными величинами N ( t ) и последовательностью { t n } имеется взаимосвязь { N ( t ) = n } = t n ≤ t ≤ t n + 1 }; С — норма рисковой премии, получаемой по всем договорам в каждый момент времени; X i ( t ) — случайный процесс величины ущерба по i -му страховому случаю, произошедшему до момента времени t . При N ( t ) = 0 очевидно, что X ( t ) = 0.

Случайный процесс

(5)

в экономико-математических исследованиях называют процессом риска [4].

Традиционной мерой риска и ключевым понятием задачи о разорении в страховании считается вероятность разорения ( ruin ) .

Для статической модели финансовой устойчивости страховщика указанная вероятность с учетом равенства (1) формально может быть определена как

(6)

т. е. как вероятность того, что совокупные выплаты превысят активы компании.

Для динамической модели устойчивости страховщика вероятность разорения может быть представлена следующим выражением:

(7)

φ ( u ) = P [ᴲ t 0 < ∞ : t 0 = min{ t : u + W ( t ) < 0}]

т. е. как вероятность того, что имеющихся средств в какой-либо момент времени бесконечного промежутка не хватит для осуществления страховых выплат, или для конечного интервала [0,T]

(8)

φ ( u , T ) = P [ᴲ t 0 : 0 ≤ t 0 ≤ T , t 0 = min{ t : u + W ( t ) < 0}]

где T — некоторый временной «горизонт».

Оценка вероятности разорения страховщика для конечного периода времени в большей степени соответствует практике, в то же время для бесконечного интервала получить аналитическую оценку проще.

О величинах N ( t ) , определяющих количество требований (исков), предполагается, что:

(9)

1) N ( t ) = 0;

2) N ( t ) є {0, 1, 2, ...};

3) N ( t ) < N ( t + h ) .

Таким образом, величина N ( t + h ) – N ( t ) определяет число исков, поступивших в промежутке времени ( t , t + h ).

Графически достаточно упрощенный временной процесс предъявления исков страхователей изображен на рис. 1.

Обычно предполагается, что скачки имеют величину 1 и поэтому возможность одновременной подачи нескольких исков исключена. Введем распределение N ( t ) :

(10)

Вероятности P ( t ) могут быть вычислены при дополнительных предположениях относительно последовательности Т n .

Если случайные величины Тn независимы и одинаково распределены с соответствующей функцией распределения, то последовательность { t n } называется процессом восстановления .

Типичный пример процесса восстановления — пуассоновский , когда Т n распределены по экспоненциальному закону с параметром λ > 0, и, следовательно, распределение N ( t ) имеет вид

(11)

При этом EN ( t ) = λ · t , N ( t ) = λ · t .

На рис. 2 приведены значения этих вероятностей для λ = 2 с точностью до 0,0001.

Из графиков видно, что вероятность разорения тем меньше, чем больше коэффициент k .

Выплаты по искам естественно предполагать случайными величинами , которые представляют одну из ключевых составляющих моделирования риска в страховании . В данной модели считается, что выплаты по искам производятся непосредственно в момент их подачи, хотя реально между подачей иска и его оплатой существует некоторая задержка, связанная с подсчетом ущерба, которая может оказаться существенной. Подобная ситуация характерна, например, для страхования от катастроф.

Точное распределение рисков обычно неизвестно, однако принимается, что оно принадлежит некоторому параметрическому семейству, и первичная задача — оценить его неизвестные параметры.

Обозначим функцию распределения страховых выплат процесса риска

(12)

Функция F X ( t ) ( x ) не может быть вычислена без дополнительных предположений. Обычно процессы { U n } и N ( t ) считаются независимыми, хотя в некоторых практически важных случаях это не так. Например, при страховании от дорожных происшествий известно, что зимой случается больше аварий, чем летом, ввиду худшего состояния дорожного покрытия, но ущерб от них может быть меньше, поскольку средняя скорость движения зимой ниже.

Если { Un } и N ( t ) независимы, то можно записать выражение для функции распределения процесса риска через распределения моментов и размеров исков:

(13)

где из условия финансовой устойчивости функция распределения риска

Экономический смысл условия неразорения страховой компании, т. е. ее финансовой устойчивости, который логично извлекается из приведенных выше формул, заключается в следующем: ни одна выплата не изымет из страхового фонда компании такую сумму, что оставшейся суммы начального резерва и страховых премий не хватит на следующую выплату.

Как правило, страховые премии поступают гораздо чаще, чем предъявляются требования, и их размер обычно намного меньше размера возмещений. Поэтому в рамках данной модели поступление премий считается непрерывным детерминированным процессом, характеризующимся одним параметром — скоростью поступления денежных средств с . То есть премия страховщика определяется равенством

(14)

П( t ) = c · t .

В динамической постановке задачи неразорение ставится в зависимость от двух параметров — начального (капитала) резерва и надбавки безопасности при расчете страховой премии.

Математические методы и принципы расчета страховой премии

Одним из основных параметров, определяющих финансовую устойчивость страховой компании и состояние ее активов, является размер тарифных ставок. Расчет премий , или нахождение процесса П( T ) , — одна из сложных и практически необходимых задач. Тарифная ставка (премия) для страховой компании — это определенная цена неопределенного обязательства. Как уже отмечалось, с одной стороны, премии должны гарантировать выплаты по искам, с другой — в них желательно учитывать условия конкуренции, когда другие компании могут привлечь клиентов теми же гарантиями, но более низкими премиями.

Расчет тарифных ставок, как правило, проводится на основе накопленной статистики [5]. В отличие от этого метода существует метод расчета ставок на основе функции полезности [8]. В его основе лежат не столько статистические характеристики портфеля, сколько соотношения денежных предпочтений компании и страхователя. Для применения данного метода необходимо иметь четкую систему оценки компанией предпочтительности одной суммы денег по сравнению с другой, что не представляется возможным в реальных условиях развития страхового рынка в РФ. Поэтому далее рассматриваются методы расчета тарифных ставок на основе имеющейся у компании статистики.

Страховые премии П на временном промежутке [0, t ] вычисляются следующим образом:

(15)

П( t ) = (1 + θ ) · EN ( t ) · EU ,

где U имеет то же распределение, что и U i ; θ — константа, называемая коэффициентом нагрузки .

Такая структура премии вытекает из принципов эквивалентности отношений страховщика и страхователя и финансовой устойчивости страховой компании. Приведенная формула (15) означает, что в среднем общие премии должны быть больше, чем кумулятивные выплаты по искам (в случае равенства премия называется нетто-премией , а сам принцип исчисления нетто-премии — принципом эквивалентности ).

Есть и другие принципы формирования премий, например bonus - malus система , когда держатели страховых полисов распределены на несколько групп в зависимости от предыстории подач исков и могут быть перемещены из одной группы в другую. Типичный пример — автомобильное страхование: если автовладелец в течение определенного «страхового» времени не предъявлял исков, то он может быть переведен в группу клиентов, платящих меньшую премию.

Вычисление адекватной премии состоит в построении процесса П( t ) по функции распределения процесса риска F x ( t ) . При этом важно стремиться вычислить премию по возможно более простым характеристикам процесса x : математическому ожиданию и дисперсии. Чтобы подчеркнуть определяющее влияние риска на формирование премий, обозначим зависимость премий от риска X через П( Х ) или же П( F x ), где F x — функция распределения x .

Отметим общие свойства премий:

П( а ) = а для любой константы а , если отсутствует коэффициент

нагрузки;

П( а · Х ) = а · П( Х ) для любой константы а ;

П( X + Y ) < П( X ) + П( Y );

П( Х + а ) = П( Х ) + а для любой константы а ;

Приведем следующие традиционные актуарные принципы формирования премий :

П( Х ) = (1 + а ) · ЕХ , а > 0 (принцип математического ожидания);

П( Х ) = EX + a · DX (принцип дисперсии);

П( X ) = EX + a · k x , (принцип абсолютного отклонения).

Для заданной функции полезности V часто используется принцип нулевой полезности , означающий, что премия определяется из отношения Е ( V (П( Х ) — Х )) = V ( 0 ).

Рассмотрим индивидуальную модель риска . Пусть портфель состоит из n полисов с выплатами («рисками») U 1 , U 2 , ..., U n , представляющими независимые неотрицательные случайные величины. Тогда процесс риска имеет распределение F U 1 · ... · F Un .

Допустим, что страховая компания заключает n договоров страхования с фиксированным сроком действия, например 1 год. По одному договору страхования допускается не более одного иска. Выплаты по i -му иску — случайная величина U i , которая может оказаться равной нулю. Тогда сумма, которую компания выплачивает клиентам в конце этого года, и есть в данном случае процесс риска: . Предполагается, что возмещение ущерба по искам производится в момент окончания срока действия полиса. Соответственно вероятностью разорения следует считать p { X ind > u + П}, где u — начальный капитал; П — собранные за этот срок премии.

Рассмотрим модель индивидуального риска с достаточно большим числом договоров n . Точный расчет вероятности разорения представляет существенные технические трудности, поэтому используют ее приближение на основе центральной предельной теоремы.

Принцип нетто-премии приводит к равенству П = EX ind . Тогда для вероятности разорения находим, что

(16)

Таким образом, принцип нетто-премии в данном случае неприемлем , так как с позиции финансовой устойчивости неприемлема величина вероятности разорения страховой компании. То есть необходимо введение рисковой надбавки с целью выполнения условия финансовой устойчивости, заключающегося в том, что собранных премий должно хватить на выплату возмещений с вероятностью, близкой к единице.

Согласно принципу стандартного отклонения

(17)

Далее, для фиксированного уровня риска ε из специальных таблиц можно найти параметр а \* такой, что Ф( а \*)=1– ε. Тогда, полагая а = а \*, находим такую премию с нагрузкой, при которой обеспечивается вероятность разорения P { X ind > П} ≈ε.

Таким образом, определение нетто-премии является обратной задачей к условию финансовой устойчивости, т. е. неразорения.

Методы вычисления вероятности разорения страховой компании

В моделях индивидуального риска, рассмотренных выше, исследуются отдельные договоры и связанные с ними возможные выплаты. Для получения характеристик портфеля в целом суммируются характеристики отдельных договоров. С формальной точки зрения получается простая модель в том случае, если любой из договоров портфеля может привести только к одному требованию о выплате или не привести к нему. Только такие договоры и связанные с ними риски рассматривает модель индивидуального риска. Тем не менее известно, что в большинстве видов имущественного страхования один договор может привести к нескольким требованиям. Такие договоры и связанные с ними риски исследуются в моделях коллективного риска.

Пусть теперь количество полисов N , которые могут быть предъявлены к оплате, неизвестно. При этом выделим два типа контрактов — статический и динамический. Статический контракт характеризуется тем, что оплата иска происходит в конце контракта и поэтому N — целочисленная случайная величина. При рассмотрении динамических моделей N = N ( t ) — случайный процесс, считающий количество исков на промежутке [0, t ]. Величины выплат по i -му поступившему иску U i положительны и не зависят от N . Тогда процесс риска имеет вид

Ситуация, в которой момент поступления очередного иска заранее неизвестен, в большей степени отражает реальные явления в страховании, и с помощью этой модели можно добиться большей динамики при управлении риском компании. Поступление исков моделируется пуассоновским процессом N ( t ) с интенсивностью λ. Размеры выплат — независимые одинаково распределенные случайные величины, которые также не зависят от N ( t ) . Накопленные к моменту t премии являются линейной функцией времени в соответствии с равенством (14). Процесс риска в этом случае называется сложным пуассоновским процессом .

Кроме того, компания получает страховые взносы от клиентов с интенсивностью с ( с — некоторая положительная постоянная). Начальный капитал равен u .

Процесс риска в данном случае . В силу независимости N ( t ) и X i имеем EX ( t ) = λ · t · μ . Премии, собранные к моменту t , П( t ) = c · t — линейная функция времени.

Выбирая коэффициент нагрузки

(18)

получаем равенство, определяющее скорость поступления премий:

(19)

с = (1 + θ) · λ · μ .

Коэффициент нагрузки θ задает долю превышения скорости поступления премий над скоростью выплаты страховых возмещений. В исследованиях некоторых авторов [1, 5] коэффициент нагрузки называется надбавкой безопасности.

Таким образом, определив по эмпирическим данным параметр θ и рассчитав затем поправочный коэффициент в зависимости от уровня начального резерва (капитала) u , можно оценить верхнюю границу разорения (19) и соответственно нижнюю границу вероятности неразорения.

Общим выводом приведенной модели является то, что вероятность неразорения тем больше, чем больше поправочный коэффициент. То есть поправочный коэффициент, учитывающий скорость поступления требований, скорость поступления премий, распределения размеров убытков, является интегральной характеристикой возможности выполнения страховой компанией своих обязательств. Следует отметить, что данная модель имеет существенную особенность. В ней исследуется динамический процесс, который составляют поступления премий по вновь заключенным договорам и выплаты страховых возмещений по всем действующим на данный момент договорам. Поэтому рассматриваемая модель ориентирована скорее не на замкнутую солидарную раскладку ущерба, а на ликвидность компании на данный конкретный момент. Применение этой конкретной модели корректно в условиях достаточно стабильного функционирования страховой компании. Надо отметить, что недопустимо осуществление выплат по ранее заключенным договорам за счет поступления премий по вновь заключенным, так как этот процесс фактически соответствует финансовой пирамиде. Поэтому применение неравенства Крамера–Лундберга имеет смысл при неухудшающемся финансовом положении компании. При этом следует четко различать разницу между вероятностью выполнения обязательств на момент завершения всех договоров портфеля и на момент предъявления любого требования о выплате из-за разных принципов, положенных в основу этих методов. Первый ориентирован на принцип замкнутого страхового фонда, второй — на вычисление текущей ликвидности компании.

На наш взгляд, недостатком рассмотренных выше моделей является то, что в качестве существенного и, по сути, единственного условия неразорения, отождествляемого с финансовой устойчивостью страховой организации, в них принимается достаточность суммы собранных за определенный период страховых премий и собственных средств для полного выполнения обязательств перед страхователями, т. е. для покрытия возмещений убытков по страховым событиям, произошедшим за этот период. Таким образом, из всей совокупности рисков, влияющих на деятельность страховой компании, рассматриваются и оцениваются только риски, принимаемые по различным договорам страхования, сострахования, перестрахования, т. е. чужие риски. Хотя очевидно, что для адекватной оценки и повышения уровня финансовой устойчивости страховщика необходим комплексный анализ всех видов рисков, оказывающих как негативное, так и позитивное влияние на его деятельность.

Следует отметить, что такие финансовые институты, как страховые организации, подвержены влиянию и негативному воздействию рисков фактически с двух сторон: с одной стороны, они принимают на себя чужие риски, которые им передаются по различным договорам страхования и перестрахования, а с другой — в процессе инвестиционной и иной деятельности у страховщика возникают его собственные финансовые риски, связанные с невозвратом вложенных средств или недополучением прибыли.

Таким образом, характерной особенностью страхового бизнеса является то, что, с одной стороны, страхование, как основной вид услуг страховой компании, выступает одним из методов управления риском, а с другой — страховая компания, как субъект рынка, сама потенциально подвержена целому ряду рисков.

Вообще, риски, возникающие в таких финансовых институтах, как страховые компании, учитывая их двустороннюю подверженность различным рискам (о чем было сказано выше), можно классифицировать следующим образом (рис. 3) [6, 7]:

— риски, связанные со страховой деятельностью, которые, в свою очередь, подразделяются на риски, принимаемые по договорам страхования, и риски, возникающие при обслуживании договоров;

— риски, не связанные со страховой деятельностью, которые, как правило, проявляются в рисках внешней рыночной среды, а именно природные, политические и экономические риски.

На наш взгляд, наибольшего эффекта в управлении рисками можно достичь, используя комплексный подход к их оценке и анализу, т. е. рассматривая различные группы рисков, возникающих в деятельности страховой организации (и изображенные на рис. 1), не абстрагированно друг от друга, а в совокупности, учитывая их взаимное влияние и динамику изменений.

Тогда совокупный размер риска, принимаемого по договорам страхования (абсолютный риск), будет вычисляться как сумма всех относительных рисков, связанных с обслуживанием договоров страхования, а также рисков внешней рыночной среды (риски внутренней рыночной среды не оказывают значительного влияния на деятельность страховой организации, поэтому ими в рамках предлагаемой методики оценки риска имеет смысл пренебречь), взвешенных с учетом влияния на оцениваемый абсолютный риск.

То есть если обозначить:

R 1 — абсолютный риск, принимаемый по договорам страхования;

R 2 — абсолютный риск, связанный с обслуживанием договоров;

R 3 — абсолютный риск внешней рыночной среды;

r 1 — относительный риск, принимаемый по договорам страхования;

r 2 — относительный риск, связанный с обслуживанием договоров, причем r 2 = a 1 · r 21 + a 2 · r 22 + a 3 · r 23 , где r 21 — риск андеррайтинга; r 22 — риск неэффективного перестрахования; r 23 — риск формирования страховых резервов; r 3 — относительный риск внешней рыночной среды, причем

r 3 = b 1 · r 31 + b 2 · r 32 + b 3 · r 33 , где r 31 — риск ликвидности; r 32 — процентный риск; r 33 — валютный риск;

то получим следующие формулы для вычисления абсолютных рисков:

R1 = c11 · r1 + c12 · r2 + c13 · r3,

R2 = c21 · r1 + c22 · r2 + c23 · r3,

R3 = c31 · r1 + c32 · r2 + c33 · r3.

Весовые коэффициенты a i , b i , c ij ( i , j = 1, 2, 3) определяются степенью влияния конкретных относительных рисков на вычисляемый абсолютный или относительный риски, т. е., например, c 12 — это численное выражение влияния относительного риска r 2 , связанного с обслуживанием договоров страхования, на величину абсолютного риска R 1 , принимаемого по договорам страхования; a 1 — численное выражение влияния относительного риска андеррайтинга на общее значение относительного риска, связанного с обслуживанием договоров страхования.

В заключение следует отметить, что применение изложенной методики оценки размеров различных видов абсолютных рисков в сочетании с экономико-математическими моделями, по нашему мнению, позволит страховщикам корректировать стратегии управления рисками таким образом, чтобы достигнуть наилучшего результата в смысле наиболее оптимального сочетания уровней риска и доходности, что, безусловно, крайне важно в любом бизнесе, и в особенности в страховом.

Литература

1. Бенинг В. Е., Королев В. Ю., Шоргин С. Я. Введение в математическую теорию актуарных расчетов. М., 2000.

2. Дубров A . M ., Лагоша Б. А., Хрусталев Е. Ю. Моделирование рисковых ситуаций в экономике и бизнесе : учеб. пособие / под ред. Б. А. Лагоша. М., 2000.

3. Кремер Н. Ш. Теория вероятностей и математическая статистика. М., 2000.

4. Матвеев О. В. Некоторые математические модели определения оптимальной величины страховой премии // Страховое дело. 2001. № 11.

5. Салин В. Н., Абламовская Л. В., Ковалев О. Н . Математико-экономическая методология анализа рисковых видов страхования. М., 1997.

6. Слепухина Ю. Э. Финансовая устойчивость страховых организаций: теория, модели и методы управления рисками. Екатеринбург, 2006.

7. Слепухина Ю. Э. Финансовые механизмы управления рисками в страховом бизнесе // Управление в страховой компании. 2009. № 1.

8. Фишберн П. Теория полезности // Методологические основы и математические методы: сб. / под ред. Дж. Моудер, С. Элмаграби; пер. с англ. М., 1981.

9. Bowers N. L., Gerber H. U., Hickman J. C. et al. ActuarialMathematics. Itasca, Illinois, 1986.

Рукопись поступила в редакцию 16 декабря 2009 г.

 Текст статьи в формате PDF

© А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина, 2010

Казак А. Ю. Финансовые риски в страховом бизнесе: модели и методы оценки / А. Ю. Казак, Ю. Э. Слепухина // Известия Уральского государственного университета. – 2010. – № 2(77). – С. 75-89.