

## ВЛИЯНИЕ МСФО 17 И ИЗМЕНЕНИЙ В МЕХАНИЗМЕ РАСЧЕТА РЕГУЛЯТОРНЫХ РЕЗЕРВОВ НА ПРАКТИКУ ИНТЕРВАЛЬНОЙ ОЦЕНКИ РЕЗЕРВОВ

© 2020 Козлов Михаил Леонидович

кафедра банков, финансовых рынков и страхования  
Санкт-Петербургский государственный экономический университет (СПбГЭУ),  
Россия, Санкт-Петербург  
E-mail: nerevar111@gmail.com

Страховой рынок России является в достаточной мере волатильным. Данный факт во многом обусловлен периодическими трансформациями нормативной базы. Одним из наиболее значимых с точки зрения влияния на трансформацию процесса функционирования страховой компании является введение в действие МСФО 17. Ключевым аспектом трансформации является то, что МСФО 17 предписывает отражать в отчетности не только наилучшую оценку страховых обязательств как денежных потоков, но и поправку за нефинансовый риск. Данный факт потребует от страховых компаний значительной трансформации процесса расчета резервов, в частности с математической точки зрения. В рамках данной статьи подробно рассматриваются методы калькуляции величины страховых резервов, их использование в контексте расчета поправки за нефинансовый риск, а также специфика формирования отклонений.

*Ключевые слова:* МСФО 17, страховые резервы, поправка за нефинансовый риск, методы калькуляции страховых резервов.

Текущие стандарты бухгалтерского учета (МСФО 6 и Положение 491-П) Банка России не требуют интервальной оценки резервов — в отчетности фигурируют точечные оценки резервов. Не требуется интервальный расчет и для расчета регуляторных резервов, применяемых для целей установления требований к платежеспособности страховщиков.

Однако в ближайшее время ожидается ряд нововведений, существенно повышающих ценность интервальной оценки резервов. В первую очередь, это касается вводимого в действие с 1 января 2023 г. Помимо иных важнейших нововведений, касающихся, например, отражения в отчетности не резервов как таковых, а оценки денежных потоков по обязательствам и формирование при первоначальном признании не прибыли, а маржи за предусмотренные договором услуги, МСФО 17 предписывает отражать в отчетности не только наилучшую оценку страховых обязательств как денежных потоков, но и поправку за нефинансовый риск.

По сути, указанная поправка является рискованной надбавкой, отражающей колебание страховых обязательств, неизбежное в силу самой их сути. Схожая надбавка, например, предусмотрена Федеральными актуарными стандартами по

тарификации. С точки зрения расчета резервов важен не только факт наличия поправки за нефинансовый риск, но и то, что поправка должна отражать колебания величины страховых обязательств с определенным уровнем вероятности, этот уровень явным образом должен быть раскрыт в отчетности. Очевидно, что такое требование делает необходимым формирование предположений не о точечной оценке резервов, но о функции их распределения.

В чем-то аналогичные требования начинают внедряться и в целях расчета регуляторных резервов, а также иных показателей платежеспособности страховых организаций. Как уже достаточно широко известно, в странах Европы, а также в некоторых других странах (ЮАР, Мексика) внедрена концепция финансовой устойчивости Solvency II, или ее достаточно близкие аналоги. Согласно ей, капитал страховой компании должен быть достаточным для покрытия негативного сценария развития внутренних и внешних факторов (катастроф, валютных, кредитных, рыночных шоков и т.п.) с вероятностью раз в 200 лет, то есть 99,5%. Таким образом, требования к капиталу в рамках Solvency II схожи с требованиями к поправке за нефинансовый риск МСФО 17 с той разницей, что Solvency II учитывает все ри-

ски, а не только страховой, а также явным образом устанавливает доверительную вероятность на уровне 99,5%. Аналогичный уровень в рамках МСФО 17 остается на усмотрении страховой организации. Предполагается, что этот уровень будет ниже 99,5%, соответственно поправка за нефинансовый риск ожидается ниже, чем требования к капиталу в расчете на страховой риск в рамках Solvency II.

Концепция содержит вариативные подходы к расчету необходимой величины собственного капитала (точнее, Экономического капитала). Основой является так называемая стандартная формула, откалиброванная по данным пула страховых организаций Европы. Допустимо также использование внутренних или частично-внутренних моделей. Если страховая организация идет по пути использования внутренних моделей, для всех релевантных типов риска, в том числе страхового, как правило, в явном виде строится кривая распределения потерь, на которой фиксируется объем потерь при вероятности 99,5%. Конкретная схема реализации внутренней модели может существенно варьироваться, однако, так или иначе, имеет место интервальная оценка страховых резервов для целей оценки страхового риска. В случае использования стандартной формулы периодическая интервальная оценка не требуется, однако это обусловлено лишь тем, что такая оценка проведена централизованно для страхового рынка Европы в целом. Следует при этом отметить, что пересмотр Технической спецификации, основного документа, определяющего расчет Экономического капитала по стандартной формуле, происходит раз в 2–3 года.

Что касается России, здесь регулятор страхового рынка — Банк России, в целом пошел по европейскому пути. В 2020 г. вступает в силу Положение 710-П Банка России [1], в котором прописан новый механизм расчета требований к капиталу страховой организации. Это документ является первым этапом масштабной реформы требований к капиталу, расчет капитала для страхового риска сейчас по-прежнему базируется на старом механизме (сравнение фиксированного процента от начисленных премий с фиксированным процентов от произведенных выплат за 3 года), однако в отношении иных видов риска (валютный, рыночный, кредитный) установлены новые механизмы расчета, приближенные (хотя и не всегда совпадающие)

к Solvency II. Применены достаточно новаторские в области регулирования в России подходы, например расчет кредитного риска методом Монте-Карло симуляции.

В части же страхового риска изменения только грядут. В частности, выпущена концепция замены Положения 558-п новым нормативно-правовым актом, меняющим подход к расчету регуляторных резервов, применяемым для целей установления требований к платежеспособности страховщика. Предполагается, что с 1 января 2023 г. на уровне каждой учетной группы (а не всего страхового портфеля, как сейчас) преобладающей для регуляторных целей будет наилучшая актуарная оценка, хотя и ограниченная снизу несколько модифицированной регуляторной формулой. Резерв незаработанной премии, сейчас рассчитываемый чисто технически пропорционально неистекшему периоду действия договоров страхования, сменится оценкой денежных потоков по обслуживанию страховых обязательств, в основном — выплат по будущим страховым случаям.

Вслед за нововведением в механизме расчета технических резервов, логично предполагать изменение и подхода к необходимой величине капитала на покрытие колебаний страховых обязательств, то есть замены фиксированной доли от базовой величины вероятностной оценкой.

Таким образом, вопрос интервальной оценки страховых резервов приобретает в настоящее время особую актуальность и в силу регуляторных требований, и в силу требований достоверности отчетности. К этому прибавляются имевшие место и ранее соображения внутреннего риск-менеджмента и управленческого учета.

Важно обратить внимание на то, что интервальный расчет необходимо производить не только в отношении резервов убытков, сформированных на отчетную дату (риск резервов), но и в отношении событий, еще не наступивших, но относящихся к действующим договорам (риск премий). Стандарты Solvency II производят это разделение в явном виде, МСФО 17 предполагает отдельное указание поправки на нефинансовый риск для уже состоявшихся и будущих убытков. При этом логично, что размеры поправки для состоявшихся и будущих убытков могут отличаться, поскольку две категории имеют разную волатильность величин.

В целом наиболее очевидными выглядят

3 способа расчета поправки на нефинансовый риск для целей представления отчетности по МСФО 17, а также возможного использования в моделях расчета показателей финансовой устойчивости страховщиков. Следует заранее сделать оговорку, что приведенное ниже разделение методов является крайне условным, поскольку один из вариантов предполагает к использованию элементы другого. Вместе с тем некоторое разделение привести все же возможно на основе преобладающих механизмов в методе.

*Расчет с помощью аналитически выведенного распределения.*

Байесовские модели. Отличие расчета поправки по произошедшим страховым случаям отличается от поправки по текущим резервам убытков тем, что для резервов убытков уже сформирована «истинная» оценка в форме матожидания, вокруг которой ожидаются колебания сообразно показателям распределения убытков. Для будущих же убытков неопределенной является и величина матожидания, или, если обозначать в более общем виде, параметры самого распределения случайной величины размера убытков, сгенерированных в течение определенного периода.

Ситуации комбинаций распределений, в котором параметр (или параметры) основного распределения подчиняется еще одному закону распределения, описываются байесовскими моделями. Существенную сложность при этом представляет собой свертка распределений на аналитическом уровне, однако для ряда случаев (в т.ч. с использованием рекурсивных уравнений Пэйнджера) выведены функции для подобного сложного распределения.

При этом использование байесовского подхода затруднено тем, что ни для распределения случайной величины размера резервов (т.е. окончательного убытка), ни для случайной величины матожидания резервов (либо вообще какого-либо параметра распределения величины резервов, которым оно описывается) нельзя с большой долей уверенности определить не только конкретные параметры распределения, но даже его вид.

Несколько более легкой выступает проблема выявления вида распределения для колебания резервов на дату при фиксированной средней величине, поскольку точек данных в виде застрахованных объектов достаточно много. При

этом однако, все равно необходим какой-то метод определения параметров и вида распределения, либо данные параметры должны быть определены экспертно.

Например, возможно использовать метод Бустрепа, который будет рассмотрен далее. Однако, с другой стороны, несколько шатким является объяснение того, почему методу Бустрепа на треугольнике убытков, то есть выборки с повторениями из треугольников остатков с повторениями, отражает реальное распределение суммы резервов на дату части его формы.

Однако главной проблемой здесь все же является то, что, хотя имеющаяся статистика и бывает достаточной для оценки стандартного отклонения, оценить параметры распределения более точно редко представляется возможным. Практика расчета резервов в большинстве страховых компаний России состоит в том, что расчет РПНУ производится ежеквартально, а именно он предполагает актуарные методы оценки. Объективно, при расчете за меньшие промежутки времени (на месячных треугольниках) стабильность данных, как правило, выглядит очень низкой.

При ежеквартальном расчете за 5 лет появляется 20 точек данных, что ограничено пригодностью для определения несмещенной дисперсии, однако явно недостаточно для выявления вида распределения. Если же брать данные за больший период, то возникает иная проблема — ситуация на страховом рынке успеваешь существенно измениться (фактически период изменений даже существенно короче 5 лет, например, на рынке ОСАГО он исчисляется кварталами), поэтому выведение показателей средней величины и стандартного отклонения уровня убыточности теряет свой смысл.

В отношении будущих убытков также может быть допустимым применение модели коллективного риска, то есть выведение распределение совокупного распределения через распределение числа событий (принимается Пуассоновским или отрицательным биномиальным) и тяжести. Матожидание убытка определяется как произведение матожиданий числа и единичной тяжести, для совокупности применяется формула дисперсии случайного числа случайных величин. Данный механизм, однако, сопряжен с еще большим числом допущений — помимо аналитического задания распределений для частоты и тяжести, необходимо принять, что все рискованные

события распределения распределены одинаково. Кроме того, хотя для совокупного распределения были определены матожидание и дисперсия, необходимо также определить сам тип распределения. Обычно принимается нормальная или экспоненциальная аппроксимация, и с учетом этого находится квантиль для требуемой доверительной вероятности. С учетом, как минимум, трех уровней допущений, достоверность такой оценки может вызывать сомнения.

#### *Стохастическая симуляция.*

Как было упомянуто в настоящей статье выше, определение параметров и вида распределения для величины страховых резервов может быть заранее постулированным (экспертным), но может базироваться и на расчетных показателях. Проблемой, как также указано, является то, что вид распределения и тем более его параметры определить на реальных данных страховщика бывает достаточно сложно. Однако квантили распределения можно определить с помощью стохастических методов, несколько абстрагировавшись от того, насколько случайная симуляция отражает истинное распределение.

Для резервов по состоявшимся убыткам, как было указано, допустим и практически рекомендовал ряду компаний метод Бутстрапа (bootstrapping) на треугольнике оплаченных или (что реже) состоявшихся убытков. Коротко алгоритм применения данного метода описывается следующим образом:

- для треугольника классическими цепочно-лестничными методами определяются коэффициенты развития;
- фактические значения выплат или состоявшихся убытков заменяются на их «истинные», то есть рассчитанные с помощью коэффициентов развития значения;
- из разностей фактических и истинных значений собирается пул остатков, при этом возможны различные механизмы нормирования данного пула в зависимости от периода возникновения/развития;
- полученные значения остатков случайным образом распределяются в треугольнике;
- на новом треугольнике производится расчет резерва убытков, этот и предыдущий шаг многократно повторяются.

Следует отметить, что указанный алгоритм расчета целесообразно применять в отношении классических триангулярных методов рас-

чета. Методы, в которых присутствует встроенный стабилизатор оценки, например, метод Борнхьюттера-Фергюсона, при расчете будут давать существенно более узкое распределение по сравнению с чистой цепочной лестницей.

Следует предположить, что метод Бутстепа будет одним из основных при расчете поправки за нефинансовый риск в целях формирования отчетности по МСФО 17. На это указывают рекомендации консультантов, а также наличие этого метода как основного в основных пакетах программного обеспечения по расчету резервов среди стохастических методов.

Возможны и иные методы, непосредственно сопряженные с методом цепной лестницы, например, метод Мака [2].

Тем не менее, треугольник убытков и его вариация — элемент, имеющий отношение к состоявшимся убыткам. Для убытков следующих периодов необходимо избрать какой-то иной (дополнительный) метод расчета рисков поправки, если не приравнивать ее относительной значение равным таковому для состоявшихся убытков.

Можно, как указано в первом обобщенном методе, применить байесовские модели, при этом распределение случайно переменной средней убыточности не вполне ясно (при отсутствии дополнительных данных можно применить гипотезу о нормальном распределении).

Однако в принципе возможно рассчитать поправку и напрямую, используя Монте-Карло симуляцию Действовать в этом случае предлагается следующим образом:

- для каждого договора определить непрощедшую экспозицию;
- определить в отношении каждого договора вероятность наступления страхового случая на единицу экспозиции;
- для случая наступления страхового события определить распределение тяжести ущерба — задать аналитически либо использовать эмпирическую функцию распределения;
- для каждого застрахованного объекта смоделировать случайное событие наступления страхового случая с заданной вероятностью, для реализовавшихся событий смоделировать тяжесть согласно заданной функции распределения;
- многократно повторить предыдущий этап, для каждой итерации определить суммарный убыток, построить частотное распределение

размеров совокупного убытка.

Проблемой использования такой симуляции является то, что для каждого объекта в большом портфеле компании практически бывает невозможно достоверно задать функции частоты и тяжести убытка. В этом случае используются типизированные значения, что приближает результаты и эффективно Монте-Карло к аналитическому решению проблемы распределения.

#### *Калибровка на принципах Solvency II.*

Наконец, еще одним методом получения квантиля вероятности и интервального расчета резервов в целом является использование принципов калибровки, примененных для целей выведения стандартной формулы Solvency II.

Механизм калибровки указан в документе Solvency II Calibration paper. По сути, именно положения данного документа использовались в рамках количественных исследований Банка России в 2018–2019 гг., являющихся подготовительным этапом к внедрению дифференцированных требований по экономическому капиталу, собственно, по страховому риску. Следует обратить внимание, что поправкой за нефинансовый риск является аналог SCR для соответствующего вида риска, а не набавка к резервам в размере 6% от этой величины, поскольку в данном случае целью расчета является не определение стоимости передачи страхового портфеля, а выявление диапазона колебаний.

Существенным преимуществом данного подхода является детально разработанная методология, которую может воспроизвести с пригодным к практическому использованию результатом сотрудником страховой компании, имеющим приемлемую квалификацию. Еще одним важным преимуществом является то, что калибровка разделяет риск премий и резервов, то есть состоявшиеся и будущие убытки.

Вместе с тем калибровка содержит и некоторые недостатки. Во многом экспертными являются коэффициент корреляции между линиями бизнеса, выделяемыми стандартной формулой. Однако именно данная проблема не столь существенно влияет на расчет рисков поправки, поскольку МСФО 17 требует ее указания для управляемого единым образом портфеля договоров, что в большинстве случаев более узко, чем линия Solvency II.

Более острой является другая проблема — хотя калибровка по своей сути направлена на на-

хождение величин стандартных отклонений по величинам состоявшихся и будущих убытков, сама концепция предполагает нормальное распределение по обоим видам риска. Хотя в явном виде это не декларируется, для итоговой величины риска премий и резервов доверительный интервал установлен в размере 3 стандартных отклонений, что дает вероятность попадания в интервал как раз близкую 99,5% в случае нормального распределения. Таким образом, по существу, нахождение доверительной вероятности с помощью калибровки Solvency II и дальнейшее следование этой концепции близко к первому из описанных в статье способов — аналитическому заданию распределений.

С другой стороны, выбор нормального распределения облегчает выбор интервала в стандартных отклонениях. Как было отмечено выше, рискованная поправка МСФО 17 ожидается при уровне доверительной вероятности ниже, чем 99,5%. Таким образом, расчет стандартных отклонений по формулам калибровки и выбор доверительной вероятности в 68,27% дали бы диапазон отклонений в 1 СКО от матожидания.

В завершение статьи необходимо упомянуть еще об одном методе получения интервальной оценки страховых резервов, точнее, получения интервала разумных оценок. Это, в числе прочего, необходимо для вынесения мотивированного суждения о наилучшей оценке страховых резервов. По сути, любой расчет резервов, по наилучшей оценке, предполагает применение нескольких методов расчета, причем в рамках каждого метода могут варьироваться параметры — внешняя убыточность, усреднение коэффициентов развития и т.д. В ряде случаев трудно разделить анализ чувствительности в рамках одного метода и применение уже иного, схожего метода.

Таким образом, методы, формирующие различные оценки величины страховых резервов, формируют интервал разумных оценок. К сожалению, напрямую использовать такую интервальную оценку для выведения рискованной поправки не представляется возможным, поскольку само по себе применение различных методов не основано на вероятностном распределении истинной величины резервов.

Вместе с тем связь анализа чувствительности в классических актуарных методах и распределения величины резервов все же возможна. В частности, для самих параметров коэффици-

ентов развития и коэффициентов убыточности возможно определение средних величин и стандартных отклонений (что уже было указано выше). Это позволяет производить не произвольную, а взвешенную по распределению вариацию факторов. При этом возможна как изолированная вариация факторов, так и их совместное изменение в рамках стохастической симуляции.

В данном случае, однако, также встает ряд

практических проблем. Необходимо задать не только вид распределения отдельных факторов (если он не очевиден при наблюдении), но и определить взаимосвязи между ними — для таких величин, как убыточность, выплаты в квартале запаздывания и коэффициенты развития — это необходимо для получения разумного результата. Зачастую адекватное задание таких зависимостей возможно только с помощью ко- пул.

### Библиографический список

1. Положение Банка России от 10.01.2020 N 710-П «Об отдельных требованиях к финансовой устойчивости и платежеспособности страховщиков».
2. Mack, Thomas. Measuring the Variability of Chain Ladder Reserve Estimates. Casualty Actuarial Society 1994: Spring, Vol 1. 101–182 // <http://www.casact.org/pubs/forum/94spforum/94spf101.pdf>.
3. Мокейчев Е.В., Конников Е.А., Кравцова Н.И. Российское страхование на пути к риск-ориентированному подходу к регулированию // Научно-технические ведомости Санкт-Петербургского государственного политехнического университета. Экономические науки. 2017. Т. 10. № 5. С. 141–150.
4. Мокейчев Е.В., Конников Е.А. Риск финансовой несостоятельности страховой компании // В сборнике: Новая реальность: модели и инструменты стабилизации экономики. сборник научных трудов. под ред. В. Г. Шубаевой. Санкт-Петербург, 2015. С. 167–171.