
СТАТИСТИКА И ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ИЗМЕРЕНИЕ

УДК 338.12, 338.5

УЧЕТ ЦИКЛА АНДЕРРАЙТИНГА В ФОРМИРОВАНИИ ТАРИФНОЙ ПОЛИТИКИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ¹

И.А. Тетин

Южно-Уральский государственный университет
(национальный исследовательский университет)

E-mail: ilya.tetin@susu.ru

В статье представлена методика учета волатильности результатов страховой деятельности при формировании тарифной политики страховой компании. Построена модель прогнозирования уровня убыточности страховой деятельности. Представлены формулы для определения рыночной тарифной ставки страховой компании с учетом сегментации рынка, а также в соответствии с представлениями актуария о риске страхового продукта. Предложен способ формирования объективных страховых тарифов, позволяющих компенсировать воздействие циклов андеррайтинга.

Ключевые слова: цикл андеррайтинга, тарифная политика, стратегия страховой компании.

THE FORMATION OF TARIFF POLICY SUBJECT TO THE UNDERWRITING CYCLE

I.A. Tetin

South Ural State University (National Research University)

E-mail: itetin.emms@yandex.ru

The article introduces the methodology that accounts insurance activity results for the formation of the tariff policy of insurance company. We present the model which predicts the level of loss ratio. Formulas to determine the market tariff rate of the insurance company taking into account market segmentation, as well as in accordance with the views of an actuary on the risk of the insurance product are given. The article contains the method to form an objective insurance rates which compensates the impact of underwriting cycles.

Keywords: underwriting cycle, tariff policy, insurance company strategy.

¹ Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 16-36-00024 мол_а.

ВВЕДЕНИЕ

Практика показывает, что на рынке страховых услуг наблюдаются отклонения фактических выплат от их запланированных величин, определенных в размерах тарифных ставок. Как следствие, страховые компании вынуждены держать значительный объем средств в ликвидных активах для компенсации неучтенной волатильности, что снижает эффективность страховой деятельности, либо увеличивать размер тарифных ставок, что сказывается на доступности страховых услуг.

Новой реальностью для страховых компаний стала стагнация страхового рынка. Экономический спад негативно влияет на объем кредитования, покупательную способность населения, активность реального сектора экономики. В текущих неблагоприятных экономических условиях руководство страховых компаний фокусирует свое внимание на сохранении рентабельности. И если крупные страховые компании имеют возможность спокойно переждать неблагоприятные времена, то многие мелкие игроки, не накопившие достаточно ресурсов, рискуют оказаться на грани банкротства и отзыва лицензии.

Поэтому в современных экономических реалиях, весьма актуальным становится способ определить и снизить неучтенную волатильность в результатах страховой деятельности. Это позволит страховым компаниям вести более взвешенную и обоснованную тарифную политику и увеличить рентабельность страховой деятельности.

В данной работе представлена методика формирования рациональных тарифных ставок с учетом цикла андеррайтинга.

Прогноз цикла андеррайтинга

Под циклом страховой деятельности (циклом андеррайтинга) в широком смысле понимают взлеты и падения цен и прибылей в страховом бизнесе. Цикл, в частности, относится к тем взлетам и падениям, которым свойственна повторяемость и которые движимы силами, исходящими как из страхового, так и из внешнего мира. Характеристики цикла, его длина, амплитуда и т.п. являются различными для разных рыночных сегментов, географических рынков, периода наблюдений, однако сама цикличность есть универсальное свойство страховых рынков [6].

Классической работой по определению цикличности страхового рынка считается статья [9], согласно которой синусоидальная цикличность уровней прибыльности может быть описана с помощью модели авторегрессии второго порядка. Для доказательства цикличности использовалась модель

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \omega_t, \quad (1)$$

где P_t – прибыль от андеррайтинга в период t ; ω_t – случайный член.

Прибыль от андеррайтинга – термин, которым обозначается превышение премии над убытками и издержками. Расчет значений цикла андеррайтинга производится с помощью относительного показателя, не включающего в себя издержки. Допустимость использования данного показателя при расчетах циклов андеррайтинга содержится в работе [7]. Уровень убы-

точности LR_t находится как отношение выплат к поступлениям от андеррайтинга, тогда модель записывается в виде:

$$LR_t = \beta_0 + \beta_1 LR_{t-1} + \beta_2 LR_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где β – параметры авторегрессионной модели; ε_t – некоррелированные случайные отклонения с нулевым средним.

В работе [4] нами статистически доказано присутствие цикличности андеррайтинга на страховом рынке России и определена длина циклов для различных линий бизнеса. Исследование причин возникновения цикличности на российском страховом рынке содержится в работе [5]. Представленные в данной статье расчеты могут рассматриваться как методика определения рациональной величины тарифных ставок. Для учета цикличности страхового бизнеса в значениях тарифных ставок необходимо осуществлять прогноз уровня убыточности. Осуществим этот прогноз на страховом рынке РФ на примере добровольного и обязательного страхования (кроме ОМС). Для осуществления расчетов понадобятся данные о совокупных поступлениях и выплатах. На рис. 1 представлен график значений уровней убыточности за 2005–2016 гг.

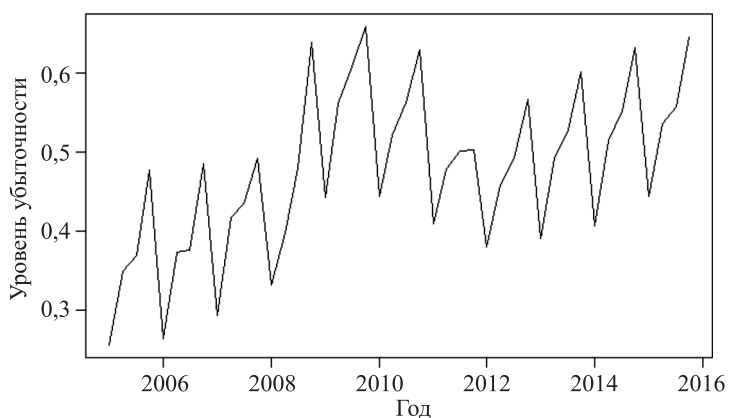


Рис. 1. Значения уровней убыточности на страховом рынке России

Статистика уровней убыточности на Российском страховом рынке по линиям добровольного и обязательного страхования приведена в табл. 1.

Таблица 1

Статистика уровней убыточности с 2005 по 2016 г.

Линия бизнеса	Уровень убыточности, %			Стандартное отклонение, %
	Минимум	Среднее	Максимум	
Добровольное и обязательное страхование (кроме ОМС)	25,66	47,59	65,77	10,25

Для учета цикла андеррайтинга при формировании тарифной политики вполне достаточен краткосрочный прогноз уровней убыточности на 1–2 квартала вперед, что возможно осуществить с помощью моделей ARIMA. На коротких интервалах точность прогноза с помощью ARIMA-моделей

высока. Следует отметить, что применение модели ARIMA для страховой компании, уже осуществляющей действия, компенсирующие воздействие цикла андеррайтинга, будет давать некорректные результаты. В этом случае для получения достоверного прогноза следует обратиться к эконометрической модели [5].

Исходя из графика видно, что данный временной ряд не стационарен и обладает сезонностью, поэтому для прогнозирования потребуется использовать сезонную форму ARIMA модели вида $(p, d, q)(P, D, Q)_m$, где m – число периодов сезонности. Для начала приведем ряд к стационарному виду. Введем нулевую гипотезу о том, что ряд не является стационарным и проведем расширенный тест Дики–Фуллера для трех лагов. Результаты расширенного теста Дики–Фуллера приведены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты ADF-теста для временного ряда уровней убыточности

Временной ряд	Значение тестовой статистики	p -значение
Исходный временной ряд (LR_t)	-1,096	0,916
Ряд первых разностей (dLR_t)	-2,418	0,409
Ряд вторых разностей (d_2LR_t)	-6,407	<0,01

Из табл. 2 следует, что ряд становится стационарным при двукратном дифференцировании, поэтому параметр d в ARIMA модели будет равен двум. Теперь обратимся к графикам автокорреляционной и частной автокорреляционной функции дважды дифференцированного ряда (рис. 2).

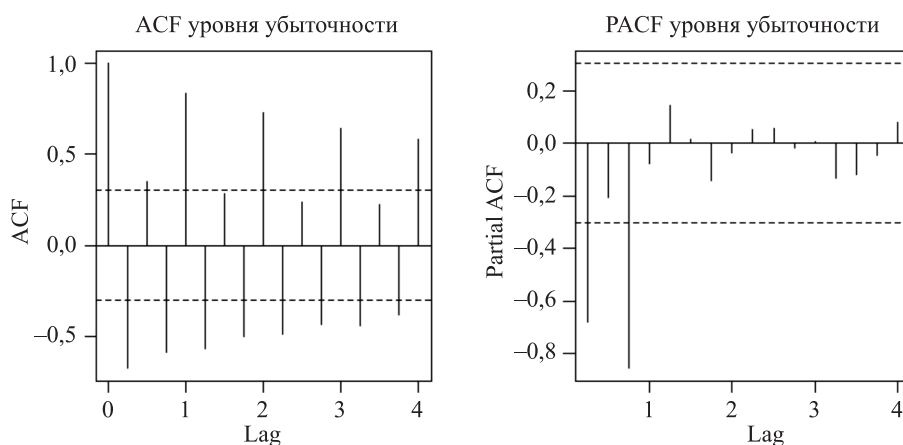


Рис. 2. Графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функции

Вид графиков характерен для авторегрессионной модели и также подтверждает гипотезу о присутствии сезонности. Выберем наилучшую модель (табл. 3). Также при выборе модели следует обращать внимание на значимость коэффициентов и нормальность остатков модели, в противном случае значения коэффициентов будут неправильными. Модель с меньшим значением информационного критерия Акаике будет лучшей. В табл. 3 приведены расчеты нескольких моделей. Среди них возмож-

Таблица 3

ARIMA модели

Коэффициенты	Модель			
	$(2, 2, 0)(1, 0, 0)_2$	$(1, 2, 0)(1, 0, 0)_2$	$(2, 2, 1)(1, 0, 0)_2$	$(1, 2, 0)(1, 0, 1)_2$
$AR(1)$	-1,1498 (0,1555)	-0,9932 (0,0088)	-0,2640 (0,1173)	-0,2640 (0,1173)
$AR(2)$	-0,1578 (0,1567)	–	0,7224 (0,1181)	–
$MA(1)$	–	–	-1,000 (0,0718)	–
$SAR(1)$	-0,9668 (0,0263)	-0,9654 (0,0272)	-0,9610 (0,030)	-0,9997 (0,0012)
$SAR(2)$	–	–	–	–
$SMA(1)$	–	–	–	0,9058 (0,1969)
AIC	-133,97	-134,97	-135,18	-136,16
Тест Жака-Бера	3,5378 (0,1705)	1,3603 (0,5065)	2,2987 (0,3168)	2,7022 (0,259)

Примечание. Под оценками коэффициентов в скобках указаны стандартные ошибки. В тесте Жака-Бера приведены значения статистики χ^2 , а в скобках p -значения.

но использовать как более простую модель $ARIMA(1, 2, 0)(1, 0, 0)_2$, так и модель $ARIMA(1, 2, 0)(1, 0, 1)_2$. Результаты прогноза, получаемые с помощью данных моделей, будут близки. С учетом требования о минимальном значении информационного критерия Акаике AIC , выберем наилучшую модель. Таковой является модель $ARIMA(1, 2, 0)(1, 0, 1)_2$. Значения статистики Льюнга-Бокса не приводятся в силу несостоятельности данного теста для авторегрессионных моделей. Вместо него следует использовать тест Бройша-Гюдфри на отсутствие автокорреляции или тест Жака-Бера на нормальность остатков. Сравнивая значение статистики теста Жака-Бера с критическим значением статистики, можем заключить, что нет оснований отклонить нулевую гипотезу о нормальном распределении остатков: p -значение значительно больше 5 %.

Данный вывод подтверждается графиком стандартизованных остатков (рис. 3). Стандартизованные остатки не образуют кластеров вола-

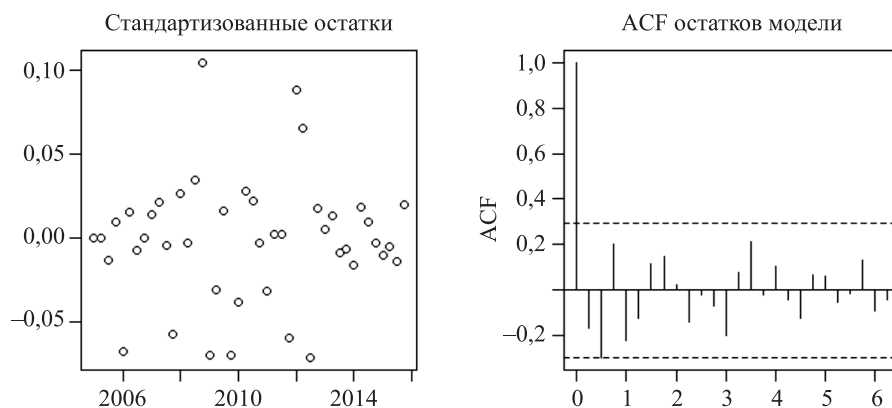


Рис. 3. График стандартизованных остатков прогнозной модели

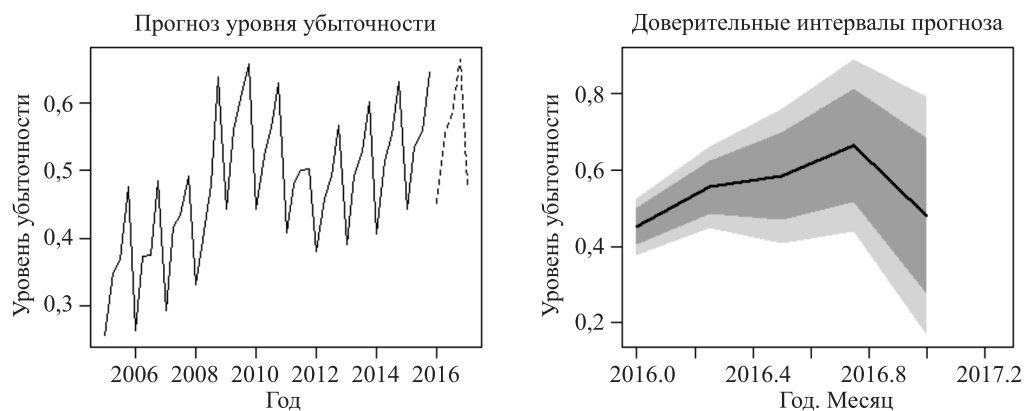


Рис. 4. Прогноз по модели ARIMA (1, 2, 0)(1, 0, 1)₂

тельности, а на графике автокорреляционной функции не наблюдается значимых автокорреляции между остатками. Таким образом, в модели была выделена необходимая информация, а в остатках модели содержатся только случайные составляющие.

На рис. 4 показан результат, полученный при прогнозировании по выбранной нами модели: темная область – 80 % доверительного интервала, а более светлая – 95 % доверительного интервала прогноза.

Интервалы прогноза быстро разрастаются, поэтому применение модели возможно лишь для построения прогноза на 1–2 квартала вперед. Перейдем к вопросу об использовании полученных результатов прогноза.

ФОРМИРОВАНИЕ ТАРИФНОЙ ПОЛИТИКИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ

Формирование тарифной политики страховой компании сильно зависит от ожиданий аналитиков, пределов краткосрочного видения владельцев бизнеса и императива роста компании. Невозможность страховщика определить действительную стоимость продаваемой услуги на конкретный момент времени является фундаментальным фактором, отличающим страховой рынок от других рынков. Опишем текущую ситуацию с формированием тарифных ставок на страховом рынке.

Для начала определим, как рассчитывается брутто-ставка. Пусть $k_{g,j}(t)$ – коэффициент для гарантии безопасности; $f_j(t)$ – доля нагрузки. Нагрузка покрывает расходы страховой компании по организации и проведению страхового дела, включает отчисления в запасные фонды, содержит элементы прибыли; $r_j(t)$ – рискованная надбавка; q – средняя частота страховых событий; \bar{u} – средняя величина убытка; \bar{S} – средняя страховая сумма; $j, j \in \{1, 2, \dots, J\}$ – страховая компания; t – время. В этих обозначениях запишем: основная часть нетто-ставки вычисляется как

$$T_{o,j}(t) = q \cdot \frac{\bar{u}}{\bar{S}}, \quad (3)$$

тогда рисковая надбавка находится по формуле [2]

$$r_j(t) = 1,2 \cdot k_{g,j}(t) \cdot T_{o,j}(t) \cdot \sqrt{\frac{1-q}{m_j(t) \cdot q}}, \quad (4)$$

где $m_j(t)$ – число рисков, принятых в страхование j -й компанией. Нетто-ставка состоит из основной части нетто-ставки и рискованной надбавки: $T_{n,j}(t) = T_{o,j}(t) + r_j(t)$. Брутто-ставка увеличивает нетто-ставку на размер нагрузки $f_j(t)$ [2]

$$T_{b,j}(t) = \frac{T_{n,j}(t)}{1 - f_j(t)}. \quad (5)$$

Страховая компания j , $j \in \{1, 2, \dots, J\}$ находится в конкурентной среде и вынуждена формировать свою тарифную политику в зависимости от сегмента рынка, в котором она находится. Сегментацию рынка довольно легко можно провести по рыночным долям, которые занимают страховые компании. В зависимости от доли рынка, которую компания занимала в предыдущем периоде ($t-1$), она перейдет к одному из $N = \lceil 1 + 3,322 \cdot \log_{10}(J) \rceil$ сегментов. Ширина интервала сегмента рынка определяется как

$$\Delta(t) = \frac{\max_{j \in J} m_j(t-1) - \min_{j \in J} m_j(t-1)}{N}, \quad (6)$$

где m_j – рыночная доля j -й компании.

Компании, попавшие в сегмент $n \in \{1, 2, \dots, N\}$, образуют множество [1]

$$g_n(t) = \left\{ i : \min_{j \in J} m_j(t-1) + (n-1) \cdot \Delta(t) \leq m_i(t-1) \leq \min_{j \in J} m_j(t-1) + n \cdot \Delta(t) \right\}. \quad (7)$$

Средняя ставка по сегменту n равна отношению суммарной ставки по сегменту рынка к числу компаний в сегменте:

$$\bar{T}_{m,n}(t-1) = \frac{\sum_{j \in g_n(t)} T_{m,j}(t-1)}{|g_n(t)|}. \quad (8)$$

Компания сравнивает свою тарифную ставку со средней ставкой по сегменту рынка, в который она попала, и изменяет тарифную ставку в зависимости от текущей разницы, с учетом интенсивности конкуренции и конкурентного эффекта текущего периода [3]:

$$T_{m,j}(t) = T_{b,j}(t) \cdot \left[k_{1,j}(t) \cdot \left(\frac{T_{m,j}(t-1)}{\bar{T}_{m,n}(t-1)} \right)^{-h_1} + (1 - k_{1,j}(t)) \right], \quad (9)$$

где $T_{m,j}(t)$ – рыночная (конкурентная) тарифная ставка; $T_{b,j}(t)$ – брутто-ставка; $k_{1,j}(t) \in [0;1]$ – конкурентный эффект, коэффициент, который определяет, насколько важен текущий уровень конкуренции для модифицирования ставки; $h_1(t) \in [0;1]$ – коэффициент интенсивности конкуренции, который можно определить, например, с помощью индекса Херфиндаля–Хиршмана (HHI), тогда $h_1(t) = 1 - \frac{HHI}{10000}$.

Естественно, что страховая компания занимается несколькими видами страхования. Обозначим их через $l \in \{1, \dots, L\}$, поэтому для множества L страховых продуктов компания будет выводить на рынок множество тарифных ставок $\{T_{m,j}(t)\}_l$. Более того, реальное значение тарифной ставки зависит и от субъективной характеристики актуария, который модифицирует тарифную ставку в соответствии с его представлениями о риске данного продукта и производит корректировку тарифной ставки на некоторую величину $y_l(t)$:

$$\left\{ T_{m,j}^C(t) = [T_{b,j}(t) + \psi_l(t)] \cdot \left[k_{1,j}(t) \cdot \left(\frac{T_{m,j}^C(t-1)}{\bar{T}_{m,n}(t-1)} \right)^{-h_1} + (1 - k_{1,j}(t)) \right] \right\}_l, \quad (10)$$

здесь $T_{m,j}^C(t)$ – рыночная тарифная ставка с учетом корректировки брутто-ставки.

Итак, мы рассмотрели текущую ситуацию с формированием брутто-ставки и рыночной тарифной ставки. В субъективизме принимаемых актуарием решений относительно величины ψ кроется «корень зла». По мнению автора, пока страховые компании не начнут принимать состоятельные экономические решения, рационально оценивая каждый риск, который они страхуют, а также формировать рациональные решения по формированию страхового портфеля, то страховой рынок будет оставаться заложником цикла страховой деятельности. Из этого следует необходимость замены *субъективного* принятия решения актуарием на *объективное*. Такой заменой может стать информация о прогнозных значениях цикла андеррайтинга.

УЧЕТ ЦИКЛА АНДЕРРАЙТИНГА В ФОРМИРОВАНИИ ТАРИФНОЙ ПОЛИТИКИ

Наряду с самой природой страховых продуктов, невозможность определения корректной цены создает отличные условия для так называемого «проклятия победителя» [8]. «Проклятие победителя» – экономическая теория, в которой выдвинута гипотеза о том, что участники аукциона обычно платят слишком большую цену за предмет, выставленный на торги. В контексте страхования компания устанавливает слишком низкую процентную ставку для завоевания клиента, поскольку природа аукциона состоит в том, что покупатель судит слишком оптимистично о цене приобретаемого актива.

Именно в момент установления цены требуется максимальный контроль над субъективизмом в принятии решений. Обычное поведение страховой компании как любого бизнеса – стремление максимизировать доход от андеррайтинга и для выполнения этой цели мотивировать менеджмент и актуариев. Но этот путь ошибочен вследствие влияния цикла андеррайтинга. В реальных условиях цикл будет влиять на доходность, что не позволит достичь заданных результатов и это отрицательным образом скажется на уверенности в правильности принимаемых решений как управляющих, так и актуариев. В долгосрочном периоде компания потеряет уверенность в надежности продаваемого продукта. Поэтому она не должна концентриро-

ваться на доходности от андеррайтинга, но должна побуждать менеджмент и актуариев к принятию рациональных решений. Соблюдение высокой культуры андеррайтинга, работа с информацией, ограничение эмоций, дисциплина мышления, дисциплина бизнес-процессов и в целом основательный подход к бизнесу позволят снизить негативное влияние циклов андеррайтинга.

Итак, для учета объективных характеристик цикла андеррайтинга вместо величины y_i в формуле брутто-ставки будет присутствовать параметр

$$\theta_i(t) = \gamma \cdot \theta[LR(t+1)] + (1-\gamma) \cdot [LR(t+2)], \quad (11)$$

где $\theta_i(t)$ – параметр объективной корректировки, формируемый из прогнозных значений цикла андеррайтинга на периоде t и линии бизнеса l ; $\gamma \in (0;1]$ – весовой коэффициент, отражающий влияние прогноза на один квартал; $(1-\gamma)$ – влияние прогноза на два квартала. Вполне вероятны ситуации, когда для некоторых линий бизнеса цикличность может не наблюдаться. Для таких линий бизнеса регулирование тарифных ставок через величину $\theta_i(t)$ необходимо производить по среднему значению уровня цикла, найденного по всем линиям бизнеса. Также среди множества страховых продуктов есть такие продукты, тарифы на которые регулируются законодательно, например, ОСАГО. Изменение тарифов таких продуктов возможно лишь в определенных границах, но у компании остается возможность регулирования цен и условий на дополнительные услуги. Формирование тарифной ставки в этом случае должно определяться текущей стратегией поведения компании.

Для остальных страховых продуктов рационально формируемая рыночная тарифная ставка должна рассчитываться следующим образом:

$$\left\{ \begin{aligned} T_{m,j}^O(t) &= T_{b,j}^O(t) \cdot \left[k_{1,j}(t) \cdot \left(\frac{T_{m,j}^O(t-1)}{\bar{T}_{m,n}(t-1)} \right)^{-h} + (1-k_{1,j}(t)) \right] = \\ &= \left(\frac{T_{n,j}(t) + \theta_i(t)}{1-f_j(t)} \right) \cdot \left[k_{1,j}(t) \cdot \left(\frac{T_{m,j}^O(t-1)}{\bar{T}_{m,n}(t-1)} \right)^{-h} + (1-k_{1,j}(t)) \right] \end{aligned} \right\}, \quad (12)$$

здесь $T_{b,j}^O(t)$ – объективно скорректированная брутто-ставка; $T_{m,j}^O(t)$ – рационально формируемая рыночная тарифная ставка.

Для сравнения двух способов формирования тарифной ставки проведем модельный эксперимент на одной из линий бизнеса имущественного страхования – страхования недвижимости. Для исследования был выбран сегмент рынка, состоящий из 25 средних по размеру компаний. Среднее значение рыночной тарифной ставки 1,4 %, период моделирования 24 месяца. Для получения значимых результатов осуществлено имитационное моделирование (1000 прогонов модели). Результат эксперимента – кривые формируемых тарифных ставок.

На рис. 5 представлены усредненные значения тарифных ставок, полученных в ходе эксперимента по учету цикла андеррайтинга. На верхнем графике показаны две линии: сплошная линия – значения субъективно-



Рис. 5. Результаты модельного эксперимента по формированию тарифных ставок

формируемой тарифной ставки (T^c), прерывистая линия – значения рационально формируемой тарифной ставки (T^o), с учетом объективного фактора $\theta(t)$, соответствующего прогнозным значениям цикла андеррайтинга (нижний график на рис. 5).

Как видим, различия между объективной и субъективной ставками довольно существенны. Обратим внимание на первые 10 периодов – значения цикла андеррайтинга довольно стабильны, поэтому T^c и T^o тоже стабильны, однако в первой половине эксперимента T^c завышена, по мнению актуария, такое значение необходимо для накопления запаса финансовой устойчивости, значение T^o ниже, что делает компанию более привлекательной для клиентов. Реакция T^c на повышающий тренд (12–16 периоды) происходит с запаздыванием, в то время как значения T^o определяются на основе прогноза, поэтому компания уловила грядущее повышение убыточности и быстро адаптировала величину ставки к будущему повышению. Также хочется отметить прямую линию значений T^c после 20-го периода моделирования: актуарий считает, что этого значения достаточно для обеспечения рентабельности работы компании, а низкая вариативность значений тарифной ставки создает у клиентов уверенность в стабильности компании, между тем значения T^o довольно близки к T^c , но мы видим небольшие корректировки уровня ставки, что позволяет компании лучше конкурировать с остальными участниками исследуемого рыночного сегмента.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной статье представлена методика формирования рациональной тарифной ставки. Поскольку волатильность уровня убыточности вызвана силами, лежащими вне статистических оценок страхового риска, необхо-

димо выполнять действия, компенсирующие действие цикла на страховую компанию. Возможность учета подобных отклонений позволит страховым компаниям более взвешенно подходить к расчету страховых тарифов и эффективнее вести свою деятельность, что в конечном счете позитивно скажется на состоянии страховой индустрии и экономики страны в целом.

Для компенсации неучтенной волатильности предлагается исключить субъективный фактор при формировании размера тарифной ставки в пользу объективного. В текущих сложных условиях экономического кризиса, основные методы повышения рентабельности страхового бизнеса лежат в оптимизации бизнес-процессов, сокращении расходов, а также в повышении страховых тарифов. В данной работе показано, как устанавливать страховые тарифы для сохранения необходимого уровня рентабельности. Краткосрочный прогноз значений цикла андеррайтинга позволит компании адаптировать свою тарифную политику под новые экономические реалии, накапливать запас финансовой прочности во время жесткой фазы рынка и сохранять платежеспособность во время мягкой. Это и демонстрирует проведенный модельный эксперимент.

Литература

1. *Панюков А.В., Тетин И.А.* Управление инвестиционным портфелем страховой компании // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия Экономика и менеджмент. 2012. № 22. С. 77–83.
2. *Страхование: учебник / под ред. Т.А. Федоровой.* 2-е изд., перераб. и доп. М.: Экономика, 2005. 875 с.
3. *Тетин И.А.* Варианты поведения страховых компаний в условиях цикла страховой деятельности // Новая индустриализация и умная экономика: вызовы и возможности: материалы Пермского конгресса ученых-экономистов: Перм. гос. иссл.-ун-т. Пермь, 2015. Т. 2. С. 198–202.
4. *Тетин И.А.* Присутствие циклов андеррайтинга в России // Вестник Томского государственного университета. Экономика. 2014. № 4 (28). С. 114–124.
5. *Тетин И.А.* Циклы страховой деятельности в России и макроэкономические показатели // Прикладная эконометрика. 2015. № 3. С. 65–83.
6. *Cummins J.D., Outreville F.* An international analysis of underwriting cycles in property-liability insurance // *Journal of Risk and Insurance.* 1987. 54. P. 246–262.
7. *Cummins J.D., Nye D.J.* Insurance and Inflation: Causes, Consequences and Solutions. In: *Issues in Insurance*, 2ed., John D. Long (Ed.). Malvern, PA, American Institute for Property-Liability Underwriters, 1984.
8. *Thaler, Richard H.* Anomalies: The Winner's Curse // *Journal of Economic Perspectives.* 1988. 2 (1). P. 191–202.
9. *Venezian E.C.* Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance // *Journal of Risk and Insurance.* 1985. 52. P. 477–500.

Bibliography

1. *Panjukov A.V., Tetin I.A.* Upravlenie investicionnym portfelem strahovoj kompanii // *Vestnik Juzhno-Ural'skogo gosudarstvennogo universiteta.* Serija Jekonomika i menedzhment. 2012. № 22. P. 77–83.
2. *Strahovanie: uchebnik / pod red. T.A. Fedorovoj.* 2-e izd., pererab. i dop. M.: Jekonomist#, 2005. 875 p.
3. *Tetin I.A.* Varianty povedenija strahovyh kompanij v uslovijah cikla strahovoj dejatel'nosti // *Novaja industrializacija i umnaja jekonomika: vyzovy i vozmozhnosti:*

- materialy Permskogo kongressa uchenyh-jekonomistov: Perm. gos. issled. un-t. Perm', 2015. T. 2. P. 198–202.
4. *Tetin I.A.* Pristutstvie ciklov anderrajtinga v Rossii // Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Jekonomika. 2014. № 4 (28). P. 114–124.
 5. *Tetin I.A.* Cikly strahovoj dejatel'nosti v Rossii i makrojekonomicheskie pokazateli // Prikladnaja jekometrika. 2015. № 3. P. 65–83.
 6. *Cummins J.D., Outreville F.* An international analysis of underwriting cycles in property-liability insurance // Journal of Risk and Insurance. 1987. 54. P. 246–262.
 7. *Cummins J.D., Nye D.J.* Insurance and Inflation: Causes, Consequences and Solutions. In: Issues in Insurance, 2ed., John D. Long (Ed.). Malvern, PA, American Institute for Property-Liability Underwriters, 1984.
 8. *Thaler, Richard H.* Anomalies: The Winner's Curse // Journal of Economic Perspectives. 1988. 2 (1). P. 191–202.
 9. *Venezian E.C.* Ratemaking methods and profit cycles in property and liability insurance // Journal of Risk and Insurance. 1985. 52. P. 477–500.