

— МАТЕМАТИЧЕСКИЕ И ИНСТРУМЕНТАЛЬНЫЕ —  
МЕТОДЫ ЭКОНОМИКИ

УДК 368.2

В.Н. Никишов\*

## ТАРИФНЫЕ КЛАССЫ АВТОТРАНСПОРТНОГО СТРАХОВАНИЯ

В статье проведено деление портфеля автотранспортного страхования на тарифные классы. Выравнивание тарифных ставок по классам произведено в зависимости от стажа водителя и стоимости транспортного средства на основе метода маргинальных средних, метода Бейли-Саймона, метода маргинальных сумм, а также на основе обобщенного гамма-распределения и метода наименьших квадратов.

**Ключевые слова:** страхование каско, тарифные классы, стоимость, стаж, параметризация.

**Введение**

Автотранспортное страхование является наиболее массовым и востребованным видом страхования. У многих страховых компаний данный вид страхования является преобладающим.

Среди условий страхования, можно выделить два основных, влияющих на стоимость страхования: это условие о выплате с учетом износа или без учета износа (условие: «новое за старое») и, условие о возможности ремонта в определенных станциях техобслуживания или, отсутствие этого условия.

Что касается факторов риска, связанных с видом транспортного средства, с условиями эксплуатации, хранения, опытом водителя и прочее, то таких факторов гораздо больше, например, в монографии Ж. Лемера [1; 2] таких факторов насчитывается более двух десятков и на практике только часть из них следует принимать во внимание. Отбор небольшого количества основных факторов риска обусловлен техническими и вычислительными трудностями, так как каждый фактор риска имеет градацию по классам, что ведет к делению портфеля на группы с очень небольшим количеством объектов страхования в каждой из них. Например, в Германии до 1994 года применялись три основных фактора [3]: мощность транспортного средства (11 классов по киловаттам), территория использования и профессия (17 классов) и, индивидуальной истории убытков (22 класса). Применение этих трех факторов, с их градацией ведет к необходимости исследования и наличия статистической информации по  $11 \cdot 17 \cdot 22 = 4114$  классам (ячейкам). Мно-

---

\* © Никишов В.Н., 2014

Никишов Виктор Николаевич (tsh-sea05@yandex.ru), кафедра математики и бизнес-информатики, Самарский государственный университет, 443011, Российская Федерация, г. Самара, ул. Акад. Павлова, 1.

гие из этих групп оказываются немногочисленными или вообще пустыми. Расчет тарифов в этих условиях для каждой группы (при слабой наполненности групп) является неоправданным, так как наличие даже одного большого убытка искажает представление об истинной убыточности страховых сумм. Для получения стабильных тарифов целесообразно проводить исчисление тарифов с привлечением статистики соседних групп [3–5].

На основе фактических данных страхования транспорта физических лиц рассмотрим некоторые методы «выравнивания» тарифных классов на основе двух факторов риска: стажа водителей и стоимости транспортного средства. Получаемые при этом результаты могут быть основной для оценки тарифных нетто-ставок или поправочных коэффициентов, применяемых к базовым тарифным ставкам, а также для исследования страхового портфеля на основе иных факторов риска.

### 1. Статистические данные

Статистические данные были предоставлены самарской страховой компанией ЗАО «Объединенная страховая компания» (до 2009 года – «Самара –Аско»). Общее количество рассматриваемых полисов физических лиц составило 11 140, действующих полностью или частично в 2011 году [1].

Убытки 2011 года по каждому полису учитывались в полном объеме, страховые суммы учитывались с учетом экспозиции (пропорционально времени их действия в 2011 году). Из факторов риска: возраст и стаж водителя, марка и стоимость транспортного средства были рассмотрены только стаж водителя и стоимость транспортного средства.

На рис. 1 представлен график распределения частот: количество транспорта в зависимости от стоимости транспортного средства.

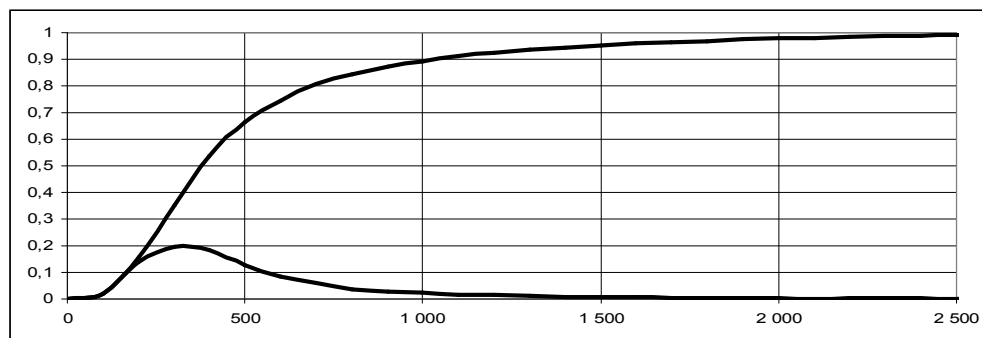


Рис. 1. Распределение частот: нижний график - доля транспортных средств (ТС) в портфеле в зависимости от стоимости ТС; верхний график - накопленные частоты

Несмотря на наличие в портфеле ТС стоимостью свыше 1 млн руб. (верхняя граница по стоимости ТС – 5 млн руб.) их доля незначительна, количество ТС стоимостью до 1 млн руб. составляет 90 %. Доля ТС стоимостью до 500 тыс. руб. составляет 64,5 %.

На рис. 2 представлена структура портфеля в зависимости от стажа водителей.

На рис. 3 представлены накопленные частоты – доля водителей в зависимости от стажа.

Как можно видеть в портфеле присутствуют водители, как с нулевым стажем, так и водители более чем с пятидесятилетним стажем. Исходя из фактической структуры портфеля проведено деление портфеля на три группы, как по стажу, так и по стоимости [2].

В таблице 1 приведено разбиение портфеля на классы и соответствующие параметры классов в зависимости от стоимости и стажа.

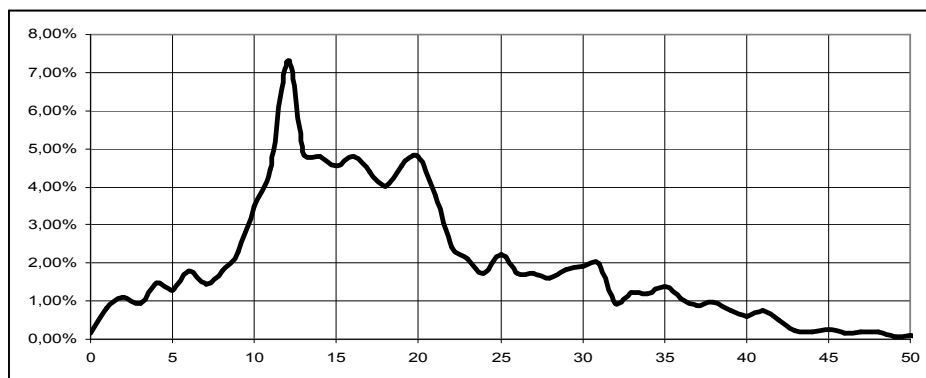


Рис. 2. Распределение частот: доля водителей ТС в портфеле в зависимости от стажа

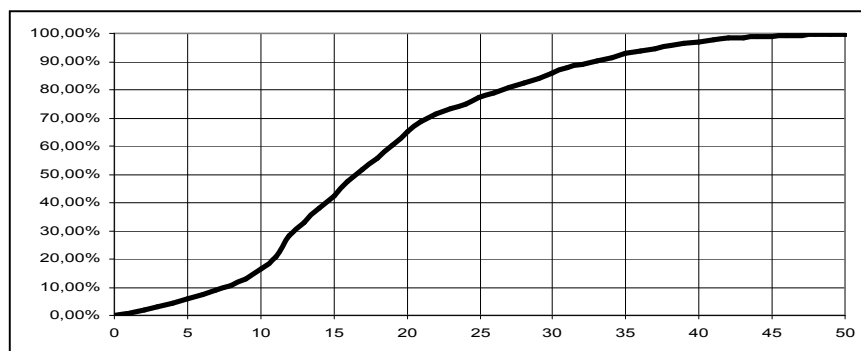


Рис. 3. Распределение накопленных частот: доля водителей ТС в портфеле в зависимости от стажа

Таблица 1

Параметры портфеля по классам в зависимости от стоимости и стажа

Стоимость (0÷500]	Стаж			Итого
	[0÷5]	[6÷10]	>10	
С	154 326,5	261 864,4	1 746 044	2 162 235,0
У	6 158,0	5 146,1	40 007,4	51 311,5
Х	3,990 %	1,965 %	2,291 %	2,373 %
Н	575	882	5 926	7 383
(500÷1000]	[0÷5]	[6÷10]	>10	
С	39 275,3	180 673,1	1 540 112,5	1 760 060,9
У	212,8	9 333,8	31 087,1	40 633,8
Х	0,542 %	5,166 %	2,018 %	2,309 %
Н	62	267	2 237	2 566
>1000	[0÷5]	[6÷10]	>10	
С	5 416,7	79 069,9	1 833 433,4	1 917 920,0
У	32,0	3 678,9	50 725,9	54 436,8
Х	0,591 %	4,653 %	2,767 %	2,838 %
Н	5	53	1 133	1 191
Итого	[0÷5]	[6÷10]	>10	Итого
С	199 018,5	521 607,4	5 119 590,0	5 840 215,9
У	6 402,7	18 158,9	121 820,5	146 382,1
Х	3,217 %	3,481 %	2,379 %	2,506 %
Н	642	1 202	9 296	11 140
Н (%)	5,76 %	10,79 %	83,45 %	100,00 %

Примечание. С – страховая сумма (тыс. руб.), У – убытки (тыс. руб.), Х – убыточность страховой суммы (%), N – количество ТС в классе.

Как можно видеть, некоторые классы в данном фактическом портфеле оказались слабо заполненными, что затрудняет оценку тарифных ставок или поправочных коэффициентов к базовым тарифам.

## 2. Параметризация тарифных классов

В таблице 2 приведена убыточность страховой суммы (с учетом экспозиции) по классам.

Таблица 2

Убыточность страховой суммы  $X$  по классам портфеля в зависимости от стажа и стоимости ТС

$i/j$	[0÷5]	[6÷10]	>10	Итого
(0÷500]	3,990 %	1,965 %	2,291 %	2,373 %
(500÷1000]	0,542 %	5,166 %	2,018 %	2,309 %
> 1000	0,591 %	4,653 %	2,767 %	2,838 %
Итого	3,217 %	3,481 %	2,379 %	2,506 %

Определим для каждого класса значений каждого тарифного фактора маргинальный множитель [3] таким образом, чтобы тариф в каждом тарифном классе рассматривался как произведение соответствующих множителей.

В данном случае тариф для класса  $(i, j)$  будем искать в виде:

$$T_{ij} = x_i \cdot y_j; i = 1, 2 \dots I; j = 1, 2 \dots J.$$

Здесь через  $x_i, y_j$  обозначены маргинальные множители, относящиеся соответственно к  $i$ -му значению первого фактора (стоимость ТС) и к  $j$ -му значению второго фактора (стаж водителя) [4].

Параметры  $x_i, y_j$  должны оцениваться на основании всей статистики по портфелю, а не только на основании статистики класса  $(i, j)$ .

Вводимая параметризация существенно снижает количество величин подлежащих определению: общее количество оцениваемых параметров  $x_i, y_j$  составляет  $(I + J)$ , вместо ранее необходимых  $I \cdot J$  величин  $T_{ij}$ .

Также следует отметить, что параметры  $x_i, y_j$  определяются с точностью до произвольного множителя, так как замене  $x_i, y_j$  на  $(x_i \cdot c), (y_j / c)$  величина тарифа не меняется:  $T_{ij} = (x_i \cdot c) \cdot (y_j / c) = x_i \cdot y_j$ .

Это свойство позволяет в дальнейшем производить корректировку тарифных ставок с учетом инфляции или применять поправочные коэффициенты [5].

Например, выберем в качестве базового класса класс (1,3) как один из наиболее заполненных (в данном случае) классов.

$$\text{Для этого класса тариф равен } T_{1,3} = x_1 \cdot y_3.$$

Введем новые маргинальные множители соотношениями  $x_1 = 1; y_3 = 1$  и  $x_i = x_i / x_1; y_j = y_j / y_3$  для всех  $i = 1, 2 \dots I; j = 1, 2 \dots J$ . Тогда  $T_{i,j} = T_{1,3} \cdot x_i \cdot y_j$  для всех  $i, j$ .

При этом произведение  $x_i \cdot y_j$  может рассматриваться как поправочный коэффициент, применяемый к базовому тарифу  $T_{1,3}$ . В случае необходимости учета инфляции достаточно уточнить только  $T_{1,3}$ .

#### 4. Методы выравнивания

##### 4.1. Метод маргинальных средних

Выберем в качестве оценки множителя  $x_i$  маргинальное среднее, то есть среднюю убыточность совокупной страховой суммы по всей группе классов с одним и тем же номером  $i$ :  $x_i = \sum_{j=1}^J Y_{ij} / \sum_{j=1}^J C_{ij} = Y_{i+} / C_{i+}$ , где  $Y_{i+} = \sum_{j=1}^J Y_{ij}$  – совокупный убыток и  $C_{i+} = \sum_{j=1}^J C_{ij}$  – совокупная страховая сумма для всех ТС со стоимостью одного и того же класса.

Аналогично в качестве множителя  $y_j$  выбираем маргинальное среднее по всей группе классов с одним и тем же номером  $j$ :  $y_j = \sum_{i=1}^I Y_{ij} / \sum_{i=1}^I C_{ij} = Y_{+j} / C_{+j}$ , где  $Y_{+j} = \sum_{i=1}^I Y_{ij}$  – совокупный убыток и  $C_{+j} = \sum_{i=1}^I C_{ij}$  – совокупная страховая сумма для всех групп в которых водители имеют стаж одного и того же класса.

Множитель  $Z = Y_{++} / C_{++}$  – средняя убыточность страховой суммы по всему портфелю, где  $Y_{++} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J Y_{ij}$ ,  $C_{++} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J C_{ij}$ .

С помощью множителя  $Z$  достигается равенство:  $\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J T_{ij} C_{ij} = Y_{++}$ , то есть, совокупной страховой премии должно быть достаточно для совокупных выплат.

Тем не менее с помощью маргинальных средних часто не удается получить выполнения приближенного равенства между фактическим и оцененными значениями убытков:  $Y_{ij} \cong Y_{ij} = x_i \cdot y_j \cdot C_{ij}$  и, соответственно, приемлемой аппроксимации убыточности страховой суммы.

В таблице 3 приведены значения коэффициентов  $x_i, y_j$  и соответствующие тарифные ставки  $T_{ij}$  по всем классам портфеля.

Таблица 3

**Значения коэффициентов  $x_i, y_j$  и тарифные ставки  $T_{ij}$ , полученные на основе метода маргинальных средних**

Стоимость ТС	Стаж	0÷5	6÷10	>10	Итого
	$T_{ij}$	$y_1=1,284$	$y_2=1,389$	$y_3=0,949$	
0÷500	$x_1=0,0237$	3,05 %	3,30 %	2,25 %	2,37 %
500÷1000	$x_2=0,0231$	2,96 %	3,21 %	2,19 %	2,31 %
>1000	$x_3=0,0284$	3,64 %	3,94 %	2,69 %	2,84 %
Итого		3,05 %	3,36 %	2,39 %	2,51 %

В таблице 4 приведено отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам  $Y_{ij} = T_{ij} C_{ij}$ .

Таблица 4

Отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам соответствующего класса  $Y_{ij} = T_{ij}C_j$ , полученным на основе метода маргинальных средних

$Y/Y$	1	2	3	Итого
1	1,31	0,60	1,02	0,97
2	0,18	1,61	0,92	1,00
3	0,16	1,18	1,03	1,03
Итого	1,06	1,04	0,99	1,00

В целом по портфелю, а также по строкам и столбцам можно отметить точное и, соответственно, приблизительное равенство фактических и теоретических убытков, в то же время для групп со слабым заполнением теоретические убытки превосходят фактические [6]. Это зависит не от конкретных данных, а обусловлено взаимосвязью между факторами «стаж» и «стоимость ТС», так как в большинстве случаев для ТС большой стоимости характерно наличие водителя с большим опытом вождения.

#### 4.2. Метод Бейли-Саймона

Согласно данному методу коэффициенты  $x_i, y_j$  должны находиться из условия минимальности величины  $Q$ , аналогичной статистике хи-квадрат:

$$Q = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - C_{ij}x_i y_j)^2 / (C_{ij}x_i y_j) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J C_{ij} (Z_{ij} - x_i y_j)^2 / (x_i y_j),$$

где  $Z_{ij} = Y_{ij} / C_{ij}$  — убыточность страховой суммы для класса  $(i, j)$ .

Дифференцируя данное выражение по  $x_i$  и по  $y_j$  и приравнявая к нулю, получим соотношения:

$$x_i = \sqrt{\sum_{j=1}^J (C_{ij} Z_{ij}^2 / y_j) / \sum_{j=1}^J C_{ij} y_j}; \quad y_j = \sqrt{\sum_{i=1}^I (C_{ij} Z_{ij}^2 / x_i) / \sum_{i=1}^I C_{ij} x_i}.$$

Рассматривая их как рекуррентные, последовательными итерациями  $k=1,2,..$  находим коэффициенты  $x_i^{(k)}, y_j^{(k)}$ .

Начальное значение  $y_j^{(0)}=1$  для  $j=1,2,..J$ . Итерации сходятся достаточно быстро, в данном случае совпадение значений начинается с 5-й итерации.

В таблице 5 приведены значения коэффициентов  $x_i^{(5)}, y_j^{(5)}$  и соответствующие тарифные ставки  $T_{ij}$  по всем классам портфеля, полученные на основе метода Бейли-Саймона [7].

Таблица 5

Значения коэффициентов  $x_i^{(5)}, y_j^{(5)}$  и тарифные ставки  $T_{ij}$ , полученные на основе метода Бейли-Саймона

Стоимость ТС	Стаж	0÷5	6÷10	>10	Итого
	$T_{ij}$	$y_1 = 1,4834$	$y_2 = 1,5228$	$y_3 = 0,9116$	
0÷500	$x_1 = 0,0236$	3,50 %	3,60 %	2,15 %	2,42 %
500÷1000	$x_2 = 0,0241$	3,57 %	3,66 %	2,19 %	2,38 %
>1000	$x_3 = 0,0303$	4,49 %	4,61 %	2,76 %	2,84 %
Итого		3,54 %	3,77 %	2,38 %	2,55 %

В таблице 6 приведено отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам  $Y_{ij} = T_{ij}C_j$ .

Таблица 6

Отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам соответствующего класса  $Y_{ij} = T_{ij} C_j \cdot$ , полученным на основе метода Бейли-Саймона

$Y / \text{€}$	1	2	3	Итого
1	1,14	0,55	1,06	0,98
2	0,15	1,41	0,92	0,97
3	0,13	1,01	1,00	1,00
Итого	0,91	0,92	1,00	0,98

Как можно видеть из таблицы 6, метод Бейли-Саймона приводит как к завышенным оценкам совокупного убытка по группам одного стажа или группам одинаковой стоимости ТС, так и в целом по портфелю [8].

#### 4.3. Метод на основе гамма-распределения

Гамма-распределение выберем в форме:  $f(x) = \frac{(\alpha/\mu)^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot x^{\beta-1} \cdot \exp\left(-\alpha \frac{x}{\mu}\right)$ .

Среднее значение и дисперсия даются выражениями  $E(X) = \mu$ ;  $D(X) = \mu^2 / \alpha$ . Величина  $\alpha$  определяет форму графика плотности распределения.

Предполагается, что совокупный убыток  $Y_{ij}$  группы  $(i, j)$  при известной страховой сумме  $C_{ij}$  имеет гамма-распределение с математическим ожиданием  $E(Y_{ij}) = C_{ij} x_i y_j$  и формой кривой равной  $\alpha \cdot C_{ij}$ , при этом дисперсия равна  $D(Y_{ij}) = (E(Y_{ij}))^2 / (\alpha \cdot C_{ij})$ .

Функция максимального правдоподобия на основе фактических данных будет

$$\text{иметь вид: } L = \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J \frac{1}{Y_{ij} \Gamma(\alpha C_{ij})} \left(\frac{\alpha Y_{ij}}{x_i y_j}\right)^{\alpha C_{ij}} \exp\left(-\frac{\alpha Y_{ij}}{x_i y_j}\right).$$

Оценки максимального правдоподобия для  $x_i, y_j$  имеют вид:

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial x_i} = \alpha \sum_{j=1}^J \left(\frac{Y_{ij}}{x_i^2 y_j} - \frac{C_{ij}}{y_j}\right) = 0; \quad \frac{\partial \ln(L)}{\partial y_j} = \alpha \sum_{i=1}^I \left(\frac{Y_{ij}}{x_i y_j^2} - \frac{C_{ij}}{y_j}\right) = 0.$$

$$\text{Отсюда получим: } x_i = \frac{1}{C_{i+}} \sum_{j=1}^J \left(\frac{Y_{ij}}{y_j}\right) y_j = \frac{1}{C_{+j}} \sum_{i=1}^I \left(\frac{Y_{ij}}{x_i}\right), \quad C_{i+} = \sum_{j=1}^J C_{ij}; \quad C_{+j} = \sum_{i=1}^I C_{ij}.$$

Как можно видеть, для определения  $x_i, y_j$  параметр  $\alpha$  не нужен.

Система решается последовательно с начальным значением  $y_j^{(0)} = 1$  для  $j = 1, 2, \dots, J$ .

В таблице 7 приведены значения коэффициентов  $x_i^{(5)}, y_j^{(5)}$  и соответствующие тарифные ставки  $T_{ij}$  по всем классам портфеля, полученные на основе метода гамма-распределения.

Таблица 7

Значения коэффициентов  $x_i^{(5)}, y_j^{(5)}$  и тарифные ставки  $T_{ij}$  полученные на основе метода гамма-распределения

Стоимость ТС	Стаж	0÷5	6÷10	>10	Итого
	$T_{ij}$	$y_1=1,3755$	$y_2=1,4554$	$y_3=0,9398$	
0÷500	$x_1=0,0224$	3,22%	3,40%	2,20%	2,42%
500÷1000	$x_2=0,0225$	3,10%	3,28%	2,12%	2,26%
>1000	$x_3=0,0295$	4,05%	4,29%	2,77%	2,84%
	Итого	3,22%	3,50%	2,38%	2,51%

В таблице 8 приведено отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам  $\mathcal{F}_{ij} = T_{ij}C_j$ .

Таблица 8

**Отношение фактических убытков  $Y_{ij}$  каждого класса к теоретическим убыткам соответствующего класса  $\mathcal{F}_{ij} = T_{ij}C_j$ , полученных на основе метода гамма – распределения**

$Y/\mathcal{F}$	1	2	3	Итого
1	1,24	0,58	1,04	0,98
2	0,17	1,58	0,95	1,02
3	0,15	1,08	1,00	1,00
Итого	1,00	1,00	1,00	1,00

### 5. Обсуждение результатов

Как можно видеть из приведенных выше таблиц теоретические значения совокупного убытка для классов с одинаковым стажем и для классов одинаковой стоимости практически полностью совпадают с соответствующими фактически-

ми значениями:  $\sum_{j=1}^J T_{ij}C_{ij} \cong \sum_{j=1}^J Y_{ij}$ ;  $\sum_{i=1}^I T_{ij}C_{ij} \cong \sum_{i=1}^I Y_{ij}$ .

В таблице 9 приведены тарифные ставки (убыточность страховой суммы) в зависимости от стоимости ТС: фактическая убыточность и значения, полученные различными методами.

Таблица 9

**Убыточность страховой суммы в зависимости от стажа – фактическая и выровненные значения**

Стоимость ТС	Фактическая убыточность	Маргинальных средних	Бейли-Саймона	Маргинальных сумм	Гамма – распределение	Минимальных квадратов
<500	2,37%	2,37%	2,42%	2,37%	2,42%	2,31%
500-1000	2,31%	2,31%	2,38%	2,31%	2,26%	2,38%
>1000	2,84%	2,84%	2,84%	2,84%	2,84%	2,84%
Итого	2,51%	2,51%	2,55%	2,51%	2,51%	2,50%

В таблице 10 приведены тарифные ставки (убыточность страховой суммы) в зависимости от стажа: фактическая и значения, полученные различными методами.

Таблица 10

**Убыточность страховой суммы в зависимости от стажа – фактическая и выровненные значения [9]**

Стаж	0-5	6-10	>10	Итого
Фактическая	3,22%	3,48%	2,38%	2,51%
Маргинальных средних	3,05%	3,36%	2,39%	2,51%
Бейли- Саймона	<b>3,54%</b>	<b>3,77%</b>	<b>2,38%</b>	<b>2,55%</b>
Маргинальных сумм	3,22%	3,48%	2,38%	2,51%
Гамма – распределение	3,22%	3,50%	2,38%	2,51%
Минимальных квадратов	3,15%	3,53%	2,38%	2,50%

В таблице 11 для каждой группы  $(i, j)$  приведены фактическая убыточность и оценки  $T_{ij} = x_{i,j}$ , рассчитанные разными методами.

Как можно видеть оценки различных методов дают близкие значения и, в то же время, могут значительно отличаться от фактических.



Таблица 11

Фактическая убыточность и оценки  $T_{ij} = x, y_j$ , рассчитанные разными методами

Стоимость / Стаж ( $i, j$ )	Фактическая убыточность	Маргиналь-ных средних	Бейли-Саймона	Маргиналь-ных сумм	Гамма – распределе-ние	Минимальн-ых квадратов
«1,1»	3,99%	3,05%	3,50%	3,19%	3,22%	3,09%
«1,2»	1,97%	3,30%	3,60%	3,33%	3,40%	3,30%
«1,3»	2,29%	2,25%	2,15%	2,16%	2,20%	2,09%
«2,1»	0,54%	2,96%	3,57%	3,20%	3,10%	3,28%
«2,2»	5,17%	3,21%	3,66%	3,34%	3,28%	3,50%
«2,3»	2,02%	2,19%	2,19%	2,16%	2,12%	2,22%
«3,1»	0,59%	3,64%	4,49%	4,10%	4,05%	4,09%
«3,2»	4,65%	3,94%	4,61%	4,28%	4,29%	4,37%
«3,3»	2,77%	2,69%	2,76%	2,77%	2,77%	2,77%

На рис. 4 приведены графики  $T_{ij}$ , полученные разными методами и, график фактической убыточности, в зависимости от стоимости ТС и стажа.

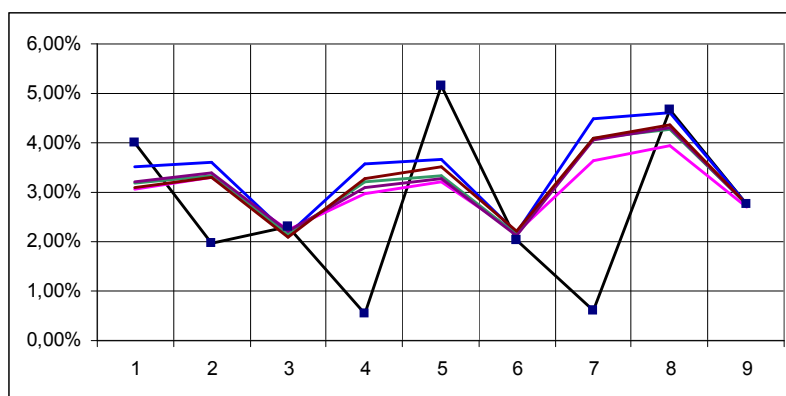


Рис. 4. График фактической убыточности в зависимости от стоимости ТС и стажа и графики  $T_{ij}$ , полученные разными методами

Можно отметить близость значений убыточности, полученных разными методами. Значительные отклонения от фактической убыточности объясняются слабой наполненностью соответствующих тарифных классов, когда один значительный убыток ведет к существенному изменению размера нетто-ставки [10].

На рис. 5 приведен график фактической убыточности страховой суммы в зависимости от стоимости ТС и стажа и, график выровненной убыточности, полученной как среднее по методам.

В таблице 12 приведены нетто-тарифы  $T_{ij}$  по классам в зависимости от стоимости ТС и стажа водителя.

Таблица 12

Нетто-тарифы  $T_{ij}$  по классам

Стоимость/Стаж	0÷5	6÷10	>10	Среднее по стоимости
0÷500	3,21%	3,39%	2,17%	3,20%
501÷1000	3,22%	3,40%	2,18%	3,13%
>1000	4,08%	4,30%	2,75%	2,60%
Среднее по стажу	3,50%	3,69%	2,37%	2,98%

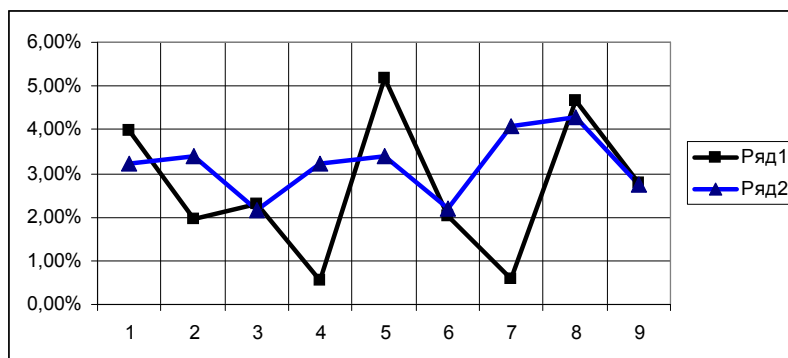


Рис. 5. График 1- фактическая убыточность страховой суммы в зависимости от стоимости ТС и стажа и график 2 – выровненная убыточность, полученная как среднее по методам

Наиболее высокие оценки убыточности дает метод Бейли – Саймона, для метода маргинальных средних и метода наименьших квадратов в большинстве случаев характерны наиболее низкие оценки убыточности страховой суммы, остальные методы занимают промежуточные значения[11].

Наиболее привлекательным представляется метод маргинальных сумм для которого имеет место совпадение фактической и теоретической убыточности как по портфелю в целом, так и по группам одинакового стажа и /или одинакового ценового диапазона страховых сумм.

На основе рассмотренной методики можно проводить деление портфеля на другие тарифные классы в зависимости от факторов риска и выбора значений, определяющих градацию портфеля на группы договоров страхования в зависимости от фактической структуры портфеля.

### Библиографический список

1. Лемер Ж. Автомобильное страхование. Актуарные модели / пер. с англ. М.: Янус-К, 2003. 307с.
2. Лемер Ж. Системы бонус-малус в автомобильном страховании / пер. с англ. М.: Янус-К, 2003. 259с.
3. Мак Томас. Математика рискованного страхования / пер. с нем. М.: Олимп-Бизнес, 2005. 432 с.
4. Современная актуарная теория риска / Р. Каас [и др.] / пер. с англ. М.: Янус-К, 2007. 376 с.
5. Михайлова Е.В., Никишов В.Н., Сараев Л.А. Обобщение модели Бюльмана-Штрауба для оценки убыточности динамического портфеля рисков // Вестник СамГУ. 2011. № 10 (91). С. 117–128.
6. Сараев А.Л. Уравнение динамики экономического развития предприятия, модернизирующего производственные отношения // Основы экономики, управления и права. 2014. № 3 (15).
7. Сараев А.Л., Сараев Л.А. Прогнозирование эффективных характеристик затрат неоднородного производства // Вестник Самарского государственного университета. 2012. № 4 (95). С. 109–114.
8. Сараев А.Л., Сараев Л.А., Дубровина Н.А. К теории нелинейной динамики многофакторных экономических систем // Вестник Самарского государственного университета. 2014. № 2 (113). С. 186–191.
9. Сараев А.Л., Сараев Л.А. Особенности динамики выпуска продукции и производственных факторов модернизируемых предприятий // Вестник Самарского государственного университета. 2014. № 6 (117). С. 251–260.
10. Сараев А.Л. Уравнения динамики экономического развития предприятия, модернизирующего производственные технологии // Основы экономики, управления и права. 2014. № 3 (15). С. 93–100.

### References

1. Lemaire J. Automobile insurance. Actuarial models. Transl. from English. M., Yanus-K, 2003, 307 p. [in Russian]
2. Lemaire J. Bonus-Malus systems in automobile insurance. Transl. from English. M., Yanus-K, 2003, 259 p. [in Russian]
3. Mack Thomas. Mathematics of risk-related insurance. Transl. from German. M., Olimp-Biznes, 2005, 432 p. [in Russian]
4. Kaas R., Goovaerts M., Dhaene J., Denuit M. Modern Actuarial Risk Theory. Transl. from English. M.: Ianus-K, 2007, 376 p. [in Russian]
5. Mikhailova E.V., Nikishov V.N., Saraev L.A. Generalization of the Вьhlmann-Straub model for the estimate of unprofitableness of dynamic risk portfolio. Vestnik SamGU (Vestnik of SamSU), 2011, no. 10 (91), pp. 117–128 [in Russian]
6. Saraev A.L. Equation of dynamics of economic development of an enterprise that modernizes production relations. Osnovy ekonomiki, upravleniia i prava [Foundations of Economics, Management and Law], 2014, no. 3 (15) [in Russian]
7. Saraev A.L., Saraev L.A. Forecasting of effective characteristics of expenses of inhomogeneous production. Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo universiteta [Vestnik of Samara State University], 2012, no. 4 (95), p. 109–114 [in Russian]
8. Saraev A.L., Saraev L.A., Dubrovina N.A. To the theory of nonlinear dynamics of multifactor economic systems. Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo universiteta [Vestnik of Samara State University], 2014, no. 2 (113), pp. 186–191 [in Russian]
9. Saraev A.L., Saraev L.A. Peculiarities of dynamics of production output and production factors of modernizing enterprises. Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo universiteta [Vestnik of Samara State University], 2014, no. 6 (117), p. 251–260 [in Russian]
10. Saraev A.L. Equation of dynamics of economic development an enterprise that modernizes production technologies. Osnovy ekonomiki, upravleniia i prava [Foundations of Economics, Management and Law], 2014, no. 3 (15), pp. 93–100 [in Russian]

*V.N. Nikishov\**

### SCHEDULED CLASSES OF AUTOMOBILE INSURANCE

On the basis of bag of automobile insurance the division of bag on scheduled classes is carried out. Adjustment of tariff rates on classes is carried out according to the employment period of a driver and value of transport on the basis of method of marginal averages, method of Bailey-Simon, method of marginal sums, on the basis of generalized gamma distribution and method of least square procedure.

**Key words:** casco insurance, scheduled classes, value, employment period, parameterization.

---

\* *Nikishov Viktor Nikolaevich* (tsh-sea05@yandex.ru), Department of Mathematics and Business-Informatics, Samara State University, Samara, 443011, Russian Federation.