УДК 368.013

О. В. Леонова
*Байкальский государственный университет,
г. Иркутск, Российская Федерация*
П. Г. Сорокина
*Байкальский государственный университет,
г. Иркутск, Российская Федерация*

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССОВ УБЫТКОВ СТРАХОВЩИКА С ПОМОЩЬЮ ВЕРОЯТНОСТНЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ НА ПРИМЕРЕ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ РОСГОССТРАХ

АННОТАЦИЯ. Данная работа посвящена моделированию размеров требований о выплате отдельным регионам по добровольному и обязательному страхованию (кроме обязательного медицинского страхования), которые производились страховой компанией РОСГОССТРАХ в 2016 году. В статье отчетные данные РОСГОССТРАХ аппроксимированы следующими вероятностными законами: экспоненциальное распределение, распределение Парето, гамма-распределение (распределение Эрланга), логнормальное распределение. Для каждого класса распределений решена задача оценивания неизвестных параметров с помощью методов максимального правдоподобия и моментов. Качество подгонки всех простроенных моделей протестировано с помощью критерия согласия Пирсона. Для вычисления теоретически ожидаемых частот, сводных характеристик выборки, наблюдаемого и критического значений критерия, построения графиков была использована программа Microsoft Excel. В результате исследования установлено, что распределение убытков страховой компании РОСГОССТРАХ лучше всего описывается логнормальной моделью с оцененными параметрами.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА. Страховая компания РОСГОССТРАХ; размер выплат; распределение потерь; метод максимального правдоподобия; метод моментов; критерий согласия.

ИНФОРМАЦИЯ О СТАТЬЕ. Дата поступления 30 октября 2017 г.; дата принятия к печати 19 декабря 2017 г.; дата онлайн-размещения 29 декабря 2017 г.

O.V. Leonova
*Baikal State University,
Irkutsk, Russian Federation*
P.G. Sorokina
*Baikal State University,
Irkutsk, Russian Federation*

DMODELING THE INSURER’S LOSSES PROCESSES WITH THE HELP OF PROBABILITY DISTRIBUTIONS IN TERMS OF ROSGOSSTRAKH INSURANCE COMPANY

ABSTRACT. The article is devoted to modeling amounts of payment requirements of certain regions on a voluntary and obligatory insurance (except of the obligatory medical insurance), which were made by ROSGOSSTRAKH insurance company in 2016. The reporting data of ROSGOSSTRAKH in the article is approximated by the following probabilistic laws: exponential distribution, Pareto distribution, gamma distribution (Erlang distribution), lognormal distribution. The problem of estimating the unknown parameters for each class of distributions is solved by using methods of the highest likelihood and moments. The quality of fitting all the constructed models is tested using Pearson’s fitting criterion. The Microsoft Excel program is used to calculate the theoretically expected frequencies, the multiple sample characteristics, the observed and critical values of the criterion, and the charts construction. The research results determine that the distribution of losses of ROSGOSSTRAKH insurance company is best of all described by the lognormal model with estimated parameters.

KEYWORDS. ROSGOSSTRAKH insurance company; amount of payments; loss distribution; highest likelihood technique; method of fitting moments; fitting criterion.

ARTICLE INFO. Received October 30, 2017; accepted December 19, 2017; available online December 29, 2017.

Страхование — одна из активных сфер современного бизнеса, которая динамично развивается; оно органически встроено в систему рыночных экономических отношений, а объемы операций на рынке страховых услуг стремительно возрастают. Все это свидетельствует о повышении роли и места страхования в современной экономике. На сегодняшний день известно достаточно большое количество моделей, описывающих деятельность страховых компаний. Так в статье [1] авторы проводят обзор и анализ особенностей страховых рисков, исследование существующих подходов, методов и моделей для описания и оценивания таких рисков. Показано, что существует множество методов оценивания рисков в страховании, в частности экспертные, тарификационные, математические и статистические методы. Установлено, что вероятностные модели дают возможность получить более высокое качество оценок прогнозов возможных потерь страховщика. В работах [2; 3; 4] разрабатываются методы прогнозирования выплат и анализ ошибок такого прогнозирования. В работе [5] предлагается аппроксимация статистических данных аналитическими законами.

Для правильного управления страховой компанией фундаментальное значение имеет информация об общем размере требований о выплате за определенный период времени. Рассмотрим одну из составляющих общего размера требований о выплате — размер требований о выплате регионам. Предполагается, что указанные размеры требований описываются специальными распределениями, называемыми распределениями потерь (убытков) [3].

Обычно предполагается, что распределение требований о выплате находится в некотором классе распределений. К таким распределениям относятся:

– экспоненциальное распределение $X \sim E(\lambda)$,
– распределение Парето $X \sim P(\alpha,\lambda)$,
– гамма-распределение $X \sim G(k,\theta)$,
– логнормальное распределение $X \sim LN(\mu,\sigma)$.

Тогда возникает задача оценки параметров [6], от которых зависят эти распределения. Эти оценки определяются с помощью данных о требованиях страховых выплат и статистических методов оценивания параметров (например, метода моментов или метода максимального правдоподобия). При решении описанных задач могут возникнуть проблемы: например, из-за того, что размер требований о выплате ограничивается (перестрахование) или, потому, что нужно отсекать требования небольшого размера (франшиза).

Для построения выше перечисленных распределений будем использовать данные о размерах требований о выплате по 82 регионам, сделанных по некоторому виду страхования за 2016 год одной из крупнейшей страховой компанией — компанией «РОСГОССТРАХ»[1]. Размеры требований приведены в приложении и упорядочены для удобства работы с ними.

---

[1] Страхование сегодня : профессиональный страховой портал. URL: http://www.insur-info.ru/statistics/?unAction=region_comp&comp_reg_num=1&dir=out&year=2016&dec=4&order=un11&pair=za#t.

Вычислим некоторые числовые характеристики выборки, приведенной в приложении:

– выборочное среднее $x = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{82} x_i = 1187488{,}305$,

– исправленная дисперсия $S^2 = \sqrt{\frac{n}{n-1} D_B} = 4{,}402 \cdot 10^{12}$,

– среднее квадратическое отклонение $S = 2098092{,}094$.

Частично сглаженные данные показаны на гистограмме (очень большие требования опущены на гистограмме).

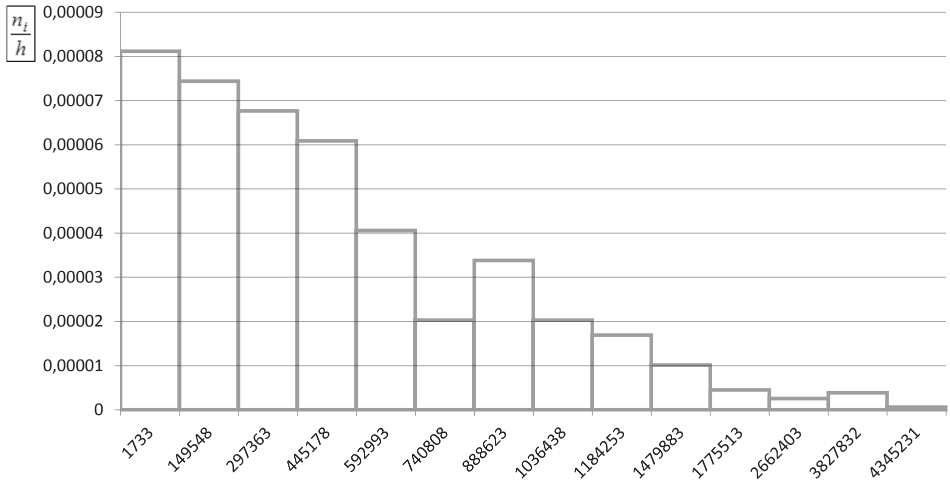

Рис. 1. Гистограмма размеров требований о выплате (по данным приложения)

Аппроксимация эмпирических данных экспоненциальной моделью

По гистограмме на рис.1 можно предположить, что подходящее распределение должно быть асимметричным и «длиннохвостым». Одним из таких распределений является экспоненциальное распределение.

Выбрав класс экспоненциальных распределений, необходимо решить две задачи:

1) оценить параметры распределения;

2) проверить качество подгонки.

Для оценки параметра экспоненциального распределения будем использовать метод максимального правдоподобия [7].

Пусть размер отдельных требований о выплате — это случайная величина X, распределенная по экспоненциальному закону с плотностью

$$p(x;\lambda) = \lambda e^{-\lambda x},\ x > 0\,;$$

а $x_1, x_2, \ldots, x_n$ — независимые константы-наблюдения, т.е. значения случайной величины X.

Построим функцию правдоподобия:

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^{82} p(x_i;\lambda) = \prod_{i=1}^{82} \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^{82} x_i}\,.$$

Соответствующая логарифмическая функция правдоподобия будет иметь вид:

$$l(\lambda) = \ln L(\lambda) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^{82} x_i .$$

Продифференцируем полученную функцию по неизвестному параметру λ и приравняем частную производную к нулю, получим уравнение правдоподобия:

$$\frac{\partial l(\lambda)}{\partial \lambda} = \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^{82} x_i = 0.$$

Решение этого уравнения и дает оценку неизвестного параметра

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{82} x_i} = \frac{1}{\bar{x}} = 8{,}421 \cdot 10^{-7}.$$

Проведем тестирование подгонки, используя критерий согласия χ^2 [8], для проверки гипотезы $H_0 : X \sim E(\lambda)$ т.е. дадим формальный ответ на вопрос о близости подобранного экспоненциального распределения к эмпирическим данным.

Сгруппируем 82 наблюдения в 14 интервалов и установим ожидаемое число элементов в каждом интервале. Для определения теоретически ожидаемых частот воспользуемся средствами Microsoft Excel, результаты внесем в табл. 1.

Таблица 1

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты (экспоненциальная модель)

Интервалы	Эмпирические частоты	Теоретически ожидаемые частоты
1733–149548	12	9,5834553
149548–297363	11	8,4617877
297363–445178	10	7,4714023
445178–592993	9	6,5969338
592993–740808	6	5,8248149
740808–888623	3	5,1430663
888623–1036438	5	4,5411111
1036438–1184253	3	4,0096099
1184253–1479883	5	6,6662675
1479883–1775513	3	5,1971199
1775513–2662403	4	9,6732057
2662403–3827832	3	5,4467365
3827832–4345231	2	1,1531504
4345231–14604306	6	2,111382
Итого	82	81,880043

Определим наблюдаемое значение критерия $\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{14} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 17{,}856.$ Найдем критическую точку как квантиль распределения χ^2 с вероятностью 0,95 и числом степеней свободы k − 2 = 12, $\chi^2_{kp} = 21{,}02607$. Поскольку $\chi^2_0 < \chi^2_{kp}$, то гипотеза $H_0 : X \sim E(\lambda)$ принимается, т.е. случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по экспоненциальному закону с параметром $\hat{\lambda} = 8{,}421 \cdot 10^{-7}$.

По данным табл. 1 построим график подбора экспоненциального распределения эмпирическим данным.

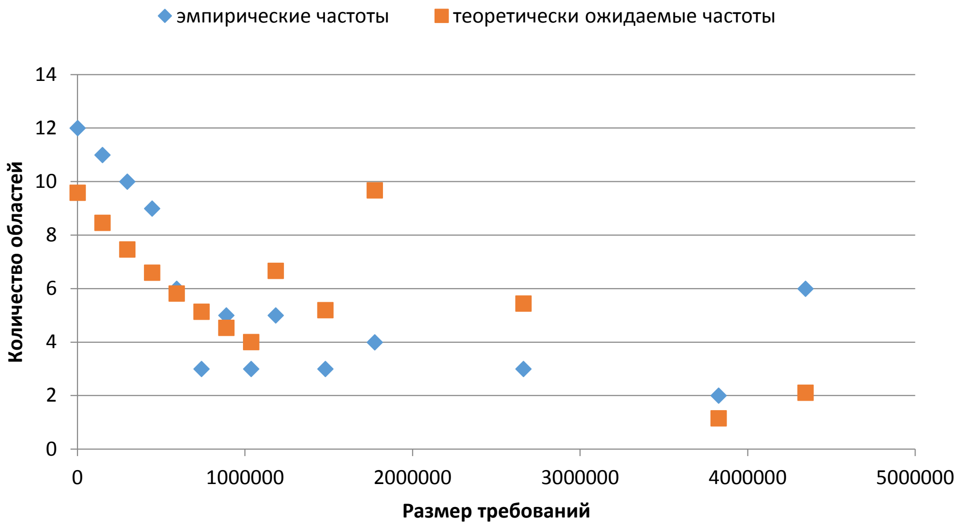

Рис. 2. График подбора экспоненциальной модели эмпирическим данным

Рис. 2 показывает, что построенная модель не достаточно точно аппроксимирует исходные данные: требования размером до 500000 превышают подогнанные для них, а требования размером от 1500000 до 4000000, напротив, ниже подогнанных. Кроме того, очень большие требования превышают соответствующие модельные значения.

Результаты тестирования привели к необходимости подбора распределения, у которого бы «оба хвоста весили больше», чем у экспоненциального распределения. Таким распределением может служить распределение Парето.

Аппроксимация эмпирических данных моделью Парето

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по закону Парето [9] с плотностью

$$p(x;\alpha,\lambda) = \frac{\alpha\lambda^{\alpha}}{(\lambda + x)^{\alpha+1}}, x > 0.$$

Оценки параметров α и λ распределения Парето найдем с помощью метода моментов [10] из системы уравнений, полученной приравниванием теоретических и эмпирических моментов:

$$\begin{cases} \dfrac{\lambda}{\alpha - 1} = 1187488{,}305, \\ \dfrac{\alpha\lambda^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)} = 4{,}402 \cdot 10^{12}. \end{cases}$$

Решение этой системы дает оценки неизвестных параметров

$$\hat{\alpha} = 2{,}942626387,\ \hat{\lambda} = 2306832{,}517.$$

Чтобы определить качество подгонки модели Парето, используем критерий согласия χ^2 для проверки гипотезы $H_0 : X \sim P(\alpha, \lambda)$. Теоретически ожидаемые частоты определим из соотношения:

$$np_i = P(x_i < X < x_{i+1} / H_0) = F(x_{i+1}) - F(x_i),$$

где

$$F(x;\alpha,\lambda) = 1 - \frac{\lambda^\alpha}{(\lambda + x)^\alpha},\ x > 0$$

функция распределения Парето. Результаты анализа внесем в табл. 2.

Таблица 2

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты (модель Парето)

Интервалы	Эмпирические частоты	Теоретически ожидаемые частоты
1733–149548	12	13,65732
149548–297363	11	10,76821
297363–445178	10	8,605966
445178–592993	9	6,961449
592993–740808	6	5,692549
740808–888623	3	4,700702
888623–1036438	5	3,916275
1036438–1184253	3	3,289244
1184253–1479883	5	5,154083
1479883–1775513	3	3,785033
1775513–2662403	4	6,715527
2662403–3827832	3	3,960943
3827832–4345231	2	0,977724
4345231–14604306	6	3,400634
Итого	82	81,58566

Определим наблюдаемое значение критерия $\chi_0^2 = 5{,}849446$ и критическую точку $\chi_{kp}^2 = 19{,}67514$. Поскольку $\chi_0^2 < \chi_{kp}^2$, то гипотеза $H_0 : X \sim P(\alpha, \lambda)$ принимается, т.е. случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по закону Парето с параметрами $\hat{\alpha} = 2{,}942626387,\ \hat{\lambda} = 2306832{,}517.$

По данным табл. 2 построим график подбора распределения Парето эмпирическим данным.

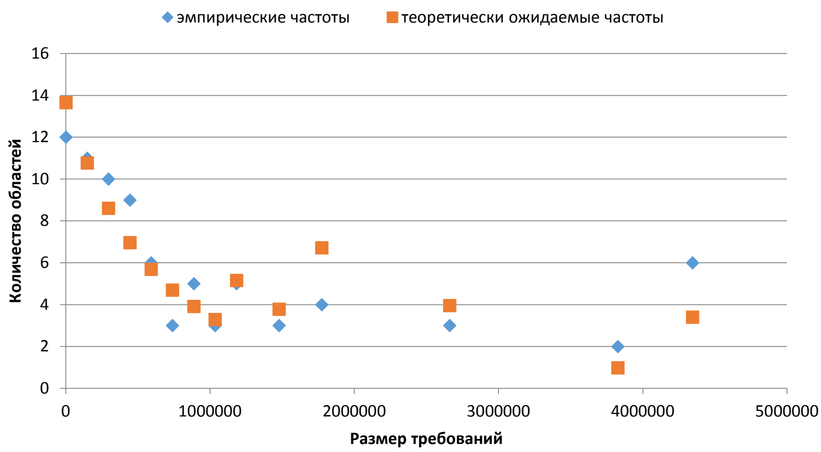

Рис. 3. График подбора модели Парето эмпирическим данным

Очевидно, что модель Парето дает хорошую подгонку и существенно улучшает экспоненциальную модель. Модель Парето лучше, чем экспоненциальная модель с позиции критерия χ^2. Улучшение подгонки очевидно из рис. 3.

Аппроксимация эмпирических данных гамма-распределением

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по гамма-закону с плотностью [11]

$$p(x;k,\theta)=\frac{x^{k-1}e^{-\frac{x}{\theta}}}{\Gamma(k)\theta^k}, x\geq 0.$$

Оценки параметров k и θ гамма-распределения с использованием метода моментов будем находить из следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} k\theta = 1187488,305, \\ k\theta^2 = 4,402\cdot 10^{12}. \end{cases}$$

Решение этой системы дает оценки неизвестных параметров

$$\hat{k}=0,320335,\ \hat{\theta}=3706998.$$

Для определения качества подгонки модели гамма-распределения используем критерий согласия χ^2 для проверки гипотезы $H_0: X\sim G(k,\theta)$. Для определения теоретически ожидаемых частот воспользуемся средствами Microsoft Excel, результаты внесем в табл. 3.

Таблица 3

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты (гамма-распределение)

Интервалы	Эмпирические частоты	Теоретически ожидаемые частоты
1733–149548	12	24,18206
149548–297363	11	7,640108
297363–445178	10	5,150467
445178–592993	9	3,938617

Окончание табл. 3

Интервалы	Эмпирические частоты	Теоретически ожидаемые частоты
592993–740808	6	3,194737
740808–888623	3	2,682403
888623–1036438	5	2,304094
1036438–1184253	3	2,011387
1184253–1479883	5	3,362253
1479883–1775513	3	2,71202
1775513–2662403	4	5,708838
2662403–3827832	3	4,414898
3827832–4345231	2	1,319941
4345231–14604306	6	5,883188
	82	74,50501

Определим наблюдаемое значение критерия $\chi_0^2 = 26{,}97197$ и критическую точку $\chi_{kp}^2 = 19{,}67514$. Поскольку $\chi_0^2 < \chi_{kp}^2$, то гипотеза $H_0 : X \sim G(k,\theta)$ отвергается, т.е. случайная величина X — размер отдельных требований о выплате не распределена по гамма-закону с параметрами $\hat{k} = 0{,}320335$, $\hat{\theta} = 3706998$.

По данным табл. 3 построим график подбора гамма-распределения эмпирическим данным.

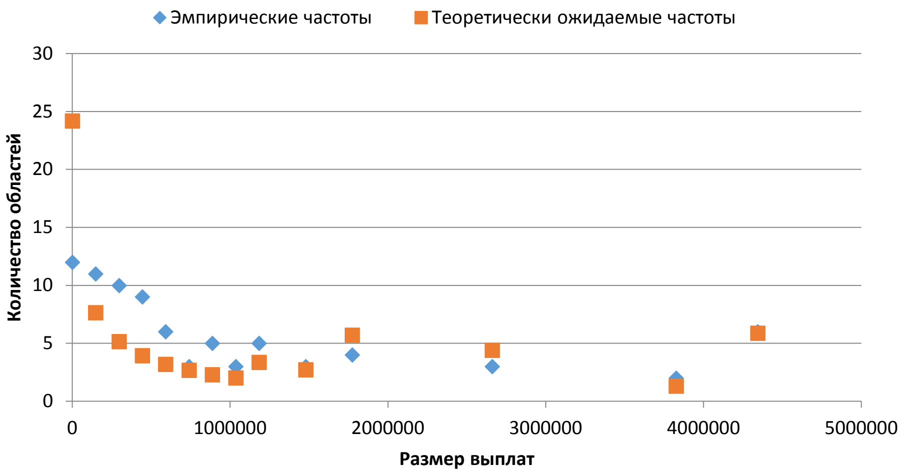

Рис. 4. График подбора гамма-распределения эмпирическим данным

Рис. 4 показывает, что подгонка действительно плохая, т.к. требования малых размеров значительно ниже подогнанных, а требования размером от 150000 до 2000000, напротив, выше подогнанных.

Аппроксимация эмпирических данных логнормальным распределением

Предположим, что исследуемая случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по логнормальному закону [12] с плотностью

$$p(x;\mu,\sigma)=\frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(\ln x-\mu)^2}{2\sigma^2}},\quad x,\sigma>0.$$

Оценки параметров μ и σ логнормального распределения с использованием метода моментов будем находить из системы уравнений:

$$\begin{cases} e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}}=1187488,305, \\ \left(e^{\sigma^2}-1\right)e^{2\mu+\sigma^2}=4,402\cdot 10^{12}. \end{cases}$$

Решение этой системы дает оценки неизвестных параметров

$$\hat{\mu}=13,27920841,\ \hat{\sigma}=1,19007282.$$

Для определения качества подгонки модели логнормального распределения используем критерия согласия χ^2 для проверки гипотезы $H_0: X \sim LN(\mu,\sigma)$. Для определения теоретически ожидаемых частот воспользуемся средствами Microsoft Excel, результаты внесем в табл. 4.

Таблица 4

Эмпирические и теоретически ожидаемые частоты (логнормальное распределение)

Интервалы	Эмпирические частоты	Теоретически ожидаемые частоты
1733–149548	12	10,1936
149548–297363	11	13,00452
297363–445178	10	10,21474
445178–592993	9	7,837785
592993–740808	6	6,097566
740808–888623	3	4,830908
888623–1036438	5	3,8936
1036438–1184253	3	3,186103
1184253–1479883	5	4,857841
1479883–1775513	3	3,482849
1775513–2662403	4	6,087742
2662403–3827832	3	3,632868
3827832–4345231	2	0,921949
4345231–14604306	6	3,480949
	82	81,72302

Определим наблюдаемое значение критерия $\chi_0^2=5,807536$ и критическую точку χ_{kp}^2 = 19,67514. Поскольку $\chi_0^2<\chi_{kp}^2$, то гипотеза $H_0: X \sim LN(\mu,\sigma)$ принимается, т.е. случайная величина X — размер отдельных требований о выплате распределена по логнормальному закону с параметрами $\hat{\mu}=13,283884807$, $\hat{\sigma}=1,186167784$.

По данным табл. 4 построим график подбора логнормального распределения эмпирическим данным.

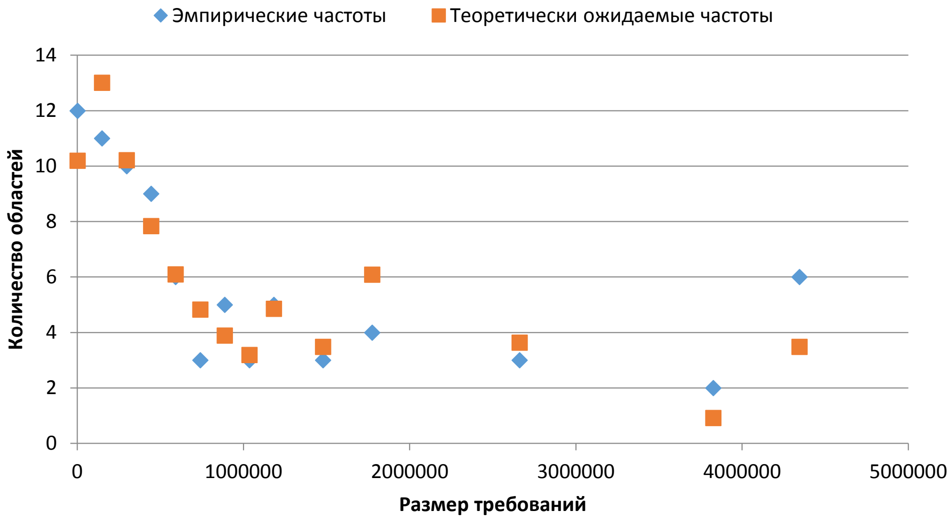

Рис. 5. График подбора логнормального распределения эмпирическим данным

Очевидно, что логнормальная модель дает лучшую подгонку и существенно улучшает ранее рассмотренные модели. Логнормальная модель чуть лучше, чем модель Парето и намного лучше экспоненциальной модели с позиции критерия χ^2. Улучшение подгонки очевидно и из рис. 5.

Таким образом, отчетные данные страховой компании «РОСГОССТРАХ» были аппроксимированы четырьмя законами. В результате исследования было установлено, что при моделировании потерь страховщика можно использовать следующих вероятностные распределения: экспоненциальное, Парето и логнормальное.

Проверка согласия экспериментальных данных с оцененными распределениями с помощью критерия χ^2 позволила выбрать наилучшую модель — логнормальное распределение с параметрами $\hat{\mu} = 13{,}28384807$, $\hat{\sigma} = 1{,}186167784$

Эффективность деятельности страховой компании во многом зависит от того, насколько качественно организовано управление компанией. Полученные в работе результаты исследования могут в дальнейшем быть использованы для анализа и прогноза деятельности страховыми компаниями, поскольку описание убытков с помощью логнормальной модели может существенно упростить и улучшить анализ резервов риска, который требуется для возмещения убытков страховщика, что в итоге и обеспечивает финансовую устойчивость страховой компании.

Приложение

Выплаты по регионам за 2016 г. (в тыс. р.)

№	Регион	Итого (кроме обязат. мед страх.)
1	Москва	14 604 306
2	Краснодарский край	9 337 092
3	Санкт-Петербург	6 411 572
4	Республика Башкортостан	4 345 231
5	Ростовская область	4 270 701
6	Московская область	3 827 832

Продолжение прил.

№	Регион	Итого (кроме обязат. мед страх.)
7	Нижегородская область	3 812 440
8	Свердловская область	2 778 620
9	Республика Татарстан	2 576 519
10	Волгоградская область	2 476 002
11	Ставропольский край	2 305 364
12	Самарская область	1 896 589
13	Приморский край	1 677 628
14	Челябинская область	1 669 972
15	Пермский край	1 662 333
16	Ивановская область	1 441 393
17	Новосибирская область	1 341 973
18	Иркутская область	1 338 419
19	Оренбургская область	1 247 292
20	Красноярский край	1 187 618
21	Ульяновская область	1 180 310
22	Воронежская область	1 173 067
23	Липецкая область	1 090 737
24	Саратовская область	976 981
25	Архангельская область без данных по Ненецкому АО	972 386
26	Белгородская область	970 994
27	Вологодская область	951 627
28	Ярославская область	913 984
29	Тюменская область без данных по Ханты-Мансийском АО	877 315
30	Кировская область	799 863
31	Ханты-Мансийский АО (Югра)	767 295
32	Пензенская область	709 726
33	Удмуртская Республика	685 254
34	Чувашская Республика — Чувашия	679 815
35	Владимирская область	671 674
36	Рязанская область	633 532
37	Амурская область	631 032
38	Республика Мордовия	587 877
39	Кемеровская область	574 650
40	Мурманская область	561 298
41	Республика Адыгея	509 070
42	Тульская область	496 522
43	Карачаево-Черкесская Республика	467 562
44	Калининградская область	455 179
45	Смоленская область	451 136

Окончание прил.

№	Регион	Итого (кроме обязат. мед страх.)
46	Алтайский край	449 418
47	Ленинградская область	432 745
48	Брянская область	417 504
49	Тамбовская область	399 114
50	Калужская область	394 460
51	Тверская область	386 663
52	Республика Коми	369 878
53	Республика Бурятия	355 881
54	Республика Дагестан	342 202
55	Астраханская область	338 618
56	Кабардино-Балкарская Республика	335 099
57	Курская область	320 729
58	Республика Марий Эл	316 535
59	Хабаровский край	293 887
60	Томская область	278 084
61	Омская область	264 911
62	Республика Саха (Якутия)	264 459
63	Костромская область	263 349
64	Курганская область	249 389
65	Ямало-Ненецкий автономный округ	226 326
66	Республика Северная Осетия - Алания	202 021
67	Новгородская область	183 048
68	Забайкальский край	182 193
69	Псковская область	174 245
70	Камчатский край	154 097
71	Республика Карелия	149 548
72	Орловская область	126 090
73	Республика Хакасия	99 565
74	Республика Ингушетия	93 088
75	Республика Калмыкия	82 752
76	Сахалинская область	70 125
77	Республика Тыва	61 401
78	Еврейская автономная область	46 648
79	Магаданская область	40 203
80	Ненецкий автономный округ	11 410
81	Республика Алтай	3221
82	Чукотский автономный округ	1 733

Список использованной литературы

1. Боярова К. И. Классификация рисков в страховании и Байесовский подход к их анализу / К. И. Боярова, Е. Б. Лозова, П. И. Бидюк // Проблеми інформаційних технологій. — 2013. — № 1 (13). — С. 21–32.

2. Баскакова А. Оценка резервов произошедших, но незаявленных убытков по многомерным цензурированным данным страховой компании [Электронный ресурс] / А. Баскакова, В. Баскаков // Международная актуарная компания IAAC. — Режим доступа: http://iaac.ru/actual/otsenka-rezervov-proizoshedshikh-no-nezayavlennykh-ubytkov-po-mnogomernym-tsenzurirovannym-dannym-st/.

3. Голоколосова Т. В. Прогнозирование и анализ технических резервов страховой компании / Т. В. Голоколосова, Е. А. Подгорная // Вестник Кемеровского государственного университета. — 2001. — № 3 (7). — С. 43–48.

4. Ерохин И. В. Качество прогнозирования произошедших, но незаявленных убытков / И. В. Ерохин // Системный анализ в проектировании и управлении : труды 10 Междунар. науч.-практ конф. — СПб. : СПбГПУ, 2006. — Вып. 2. — С. 99–103.

5. Леонова О. В. Аналитическая аппроксимация в личном страховании / Леонова О. В. // Проблемы и перспективы современной науки : 14 Международная научно-практическая конференция : сборник статей. — М., 2017. — С. 148–153.

6. Королев В. Ю. Математические основы теории риска / В. Ю. Королев, В. Е. Бенинг, С. Я. Шоргин. — М. : Физматлит, 2011. — 591 с.

7. Гмурман В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика : учебное пособие / В. Е. Гмурман. — 12-е изд. — М. : Юрайт, 2014. — 478 с.

8. Эконометрика : учебник / ред. В. С. Мхитарян. — М. : Проспект, 2014. — 380 с.

9. Вентцель Е. С. Теория вероятностей / Е. С. Вентцель. — 4-е изд. — М. : Наука, 1969. — 576 с.

10. Колемаев В. А. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / В. А. Колемаев, В. Н. Калинина. — 3-е изд., перераб. и доп. — М. : Кнорус, 2017. — 367 с.

11. Балдин К. В. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / К. В. Балдин, В. Н. Башлыков, А. В. Рукосуев. — 2-е изд. — М. : Дашков и К, 2010. — 473 с.

12. Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей : учебник / Б. В. Гнеденко. — Изд. 8-ое, испр. и доп. — М. : Едиториал УРСС, 2005. — 448 с.

References

1. Boyarova K. I., Lozova E. B., Bidyuk P. I. Classification of insurance risks and Bayesian approach to their analysis. *Problemy informacijnyh tehnologij = Problems of Information Technologies,* 2013, no. 1 (13), pp. 21–32. (In Ukrainian).

2. Baskakova A., Baskakov V. Reserve estimation of the losses that have occurred but not declared by use of multidimensional censored data of insurance company. Available at: http://iaac.ru/actual/otsenka-rezervov-proizoshedshikh-no-nezayavlennykh-ubytkov-po-mnogomernym-tsenzurirovannym-dannym-st/. (In Russian).

3. Golokolosova T. V., Podgornaya E. A. Forecast and analysis of technical reserves of insurance company. *Vestnik Kemerovskogo gosudarstvennogo universiteta = Bulletin of Kemerovo State University*, 2001, no. 3 (7), pp. 43–48. (In Russian).

4. Erokhin I. V. Quality of forecasting the losses that have occurred but not declared. *Sistemnyi analiz v proektirovanii i upravlenii. Trudy 10 Mezhdunarodnoi nauchno-prakticheskoi konferentsii* [System analysis in design and management. Works of the 10th International Scientific and Practical Conference]. Peter the Great St.Petersburg Polytechnic University Publ., 2006, vol. 2, pp. 99–103. (In Russian).

5. Leonova O. V. Analytical approximation in personal insurance. *Problemy i perspektivy sovremennoi nauki. 14 Mezhdunarodnaya nauchno-prakticheskaya konferentsiya* [Problems and prospects of modern science. 14th International Scientific and Practical Conference]. Moscow, 2017, pp. 148–153. (In Russian).

6. Korolev V. Yu., Bening V. E., Shorgin S. Ya. *Matematicheskie osnovy teorii riska* [Mathematical foundations of theory of risk]. Moscow, Fizmatlit Publ., 2011. 591 p.

7. Gmurman V. E. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Theory of Probability and Mathematical Statistics]. 12th ed. Moscow, Yurait Publ., 2014. 478 p.
8. Mkhitaryan V. S. (ed.). *Ekonometrika* [Econometrics]. Moscow, Prospekt Publ., 2014. 380 p.
9. Venttsel' E. S. *Teoriya veroyatnostei* [Theory of Probability]. 4th ed. Moscow, Nauka Publ., 1969. 576 p.
10. Kolemaev V. A., Kalinina V. N. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Theory of Probability and Mathematical Statistics]. 3rd ed. Moscow, Knorus Publ., 2017. 367 p.
11. Baldin K. V., Bashlykov V. N., Rukosuev A. V. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Theory of Probability and Mathematical Statistics]. 2nd ed. Moscow, Dashkov i K. Publ., 2010. 473 p.
12. Gnedenko B. V. *Kurs teorii veroyatnostei* [Course of theory of probability]. 8th ed. Moscow, Editorial URSS Publ., 2005. 448 p.

Информация об авторах

Леонова Ольга Васильевна — кандидат ф.-м. наук, доцент, кафедра математики и эконометрики, Байкальский государственный университет, 664003, г. Иркутск, ул. Ленина, 11, e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru.

Сорокина Полина Геннадьевна — старший преподаватель, кафедра математики и эконометрики, Байкальский государственный университет, 664003, Российская Федерация, г. Иркутск, ул. Ленина, 11. e-mail: ermolaeva_polina@mail.ru.

Authors

Olga V. Leonova — PhD Physics and Mathematics, Chair of Mathematics and Econometrics, Baikal State University, 11 Lenin St., 664003, Irkutsk; e-mail: olga.olgaleonova@yandex.ru.

Polina G. Sorokina — Senior Lecturer, Chair of Mathematics and Econometrics, Baikal State University, 11, Lenin St., 664003, Irkutsk; e-mail: ermolaeva_polina@mail.ru.

Для цитирования

Леонова О. В. Моделирование процессов убытков страховщика с помощью вероятностных распределений на примере страховой компании РОСГОССТРАХ / О. В. Леонова, П. Г. Сорокина // Baikal Research Journal. — 2017. — Т. 8, № 4. — DOI: 10.17150/2411-6262.2017.8(4).27.

For Citation

Leonova O. V., Sorokina P. G. Modeling the insurer's loss processes with the help of probability distributions in terms of ROSGOSSTRAKH insurance company. *Baikal Research Journal*, 2017, vol. 8, no. 4. DOI: 10.17150/2411-6262.2017.8(4).27. (In Russian).