

УДК 614.84:519

kaibichev@mail.ru

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВРЕМЕННОГО РЯДА ГИБЕЛИ ЛЮДЕЙ ПРИ ПОЖАРАХ НА ТЕРРИТОРИИ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ**MATHEMATICAL MODELING OF THE TEMPORARY ROW TO RUINS OF THE PEOPLE AT FIRE ON TERRITORY OF THE RUSSIAN FEDERATION**

*Кайбичев И. А., доктор физико-математических наук, доцент,
Уральский институт ГПС МЧС России, Екатеринбург,
Кайбичева Е. И., кандидат экономических наук,
Уральский государственный экономический университет, Екатеринбург*

*Kaibichev I. A.,
The Ural Institute of State Firefighting Service of Ministry
of Russian Federation for Civil Defense, Yekaterinburg
Kaibicheva E. I., Ural State University of Economics, Yekaterinburg*

Предпринята попытка найти вид функциональной зависимости между числом погибших при пожарах на территории России и фактором времени. В процессе регрессионного анализа использованы наиболее известные функции, применяющиеся в экономике и биологии.

Ключевые слова: математическая модель, число погибших при пожарах, временной ряд, Российская Федерация.

The undertaken attempt to find the type to functional dependency between number of people who died at fire on territory of the Russia and factor of time. In process regression analysis are used the most known functions, using in economy and biologies.

Keywords: the mathematical model, number of people who died at fire, temporary row, Russian Federation.

Математический аппарат теории временных рядов [1] находит применение во многих отраслях человеческой деятельности [2,3]. Одной из таких областей стала пожарная статистика. Моделирование временного ряда количества пожаров производственной функцией Кобба – Дугласа выполнено Прановым [4, 5]. Линейная модель для числа пожаров в Воронежской области (для 2000–2010 годов) предложена в работе [6]. Такая же модель применена для объяснения зависимости числа пожаров за год на объектах с обращением нефтепродуктов в 2000–2013 годах от номера года [7]. Для Пензенской области данные по числу пожаров аппроксимировали полиномами второй степени [8]. Проведенные расчеты [9] показали, что количество пожаров в большин-

стве муниципалитетов Ивановской области аппроксимирует полином 2 или 3 степени. Для моделирования числа пожаров в Красноярском крае в течение 2016 года успешно применена интегрированная модель авторегрессии-скользящего среднего Бокса – Дженкинса [10]. Также для этого была использована автокорреляционная функция [11].

Краткосрочный прогноз гибели людей при пожарах на один временной период вперед выполнен Лабинским на основе использования нейронных сетей [12].

Корреляционный анализ основных показателей пожарной статистики в Российской Федерации за 2001–2015 годы показал [13], что количество пожаров, размер материального ущерба, число по-

гибших, травмированных, число уничтоженных строений линейно зависит от номера года. Коэффициенты линейной аппроксимации были получены в результате регрессионного анализа [14]. Аналогичные расчеты проведены для гибели людей при пожарах в городской местности Российской Федерации [15].

Проведенный анализ научных исследований показывает, что в настоящий момент времени математическое моделирование гибели людей при пожарах на территории Российской Федерации ограничено аппроксимацией только линейной

функцией. Цель работы состоит в рассмотрении возможности аппроксимации наиболее известными функциями, используемыми в экономике и биологии.

График зависимости между числом погибших при пожарах [16–29] и номером года (Рис. 1) свидетельствует об уменьшении гибели людей при пожарах с увеличением номера года. Поэтому в дальнейшем для аппроксимации зависимости числа погибших при пожарах от времени целесообразно ограничиться рассмотрением только убывающих функций.

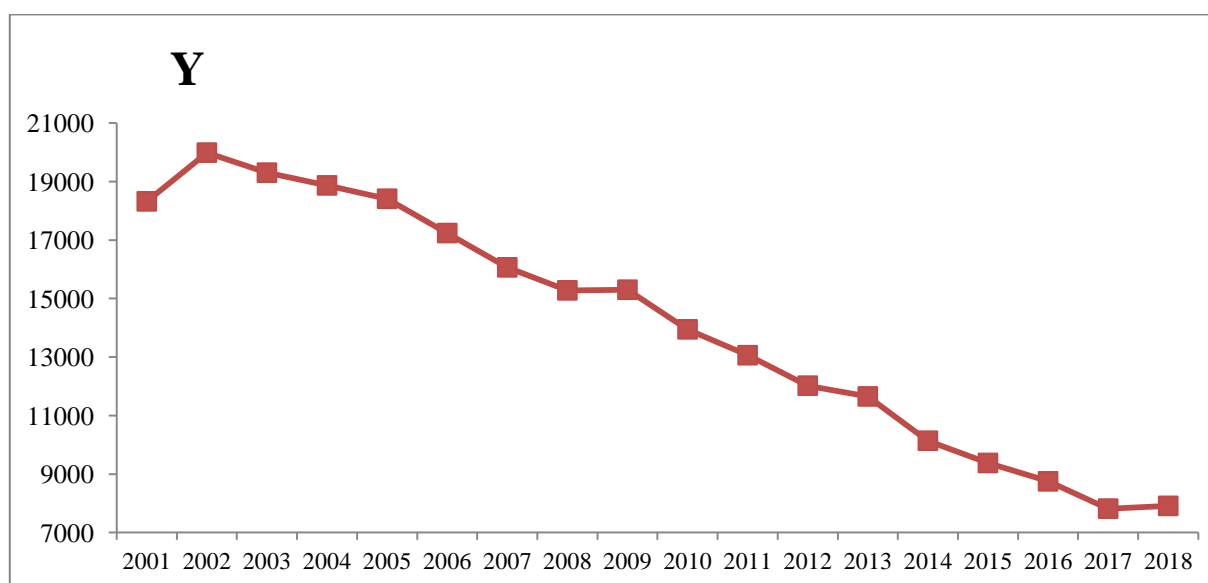


Рисунок 1. Зависимость между числом погибших при пожарах (Y) и номером года (T)

Переходим к процедуре регрессионного анализа. Рассмотрим различные классы математических функций, которые могут подойти к описанию имеющейся зависимости между Y и T.

Линейная модель

В такой модели считается, что моделируемая величина Y_m зависит от переменной T линейно

$$Y_m = a * (T - 2000) + b. \quad (1)$$

Здесь a, b – некоторые константы. Константы подбирают с использованием метода наименьших квадратов. При этом

использовали условие минимума среднего значения квадрата ошибки. Ошибку вычисляют как разницу между фактическим и модельными значениями ($e = Y - Y_m$).

Применение регрессионного анализа [30] дало коэффициенты линейной зависимости между модельным числом погибших Y_m и номером года T: $a = -766,769$, $b = 21364,46$.

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 1) в дальнейшем рассчитываем по формуле (1). Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели

равно 0,01, среднее значение квадрата ошибки равно 469338,78. Близость к нулю средней ошибки позволяет говорить о случайном характере отклонений модельных значений гибели людей при пожарах от реальных величин. Расчет коэффициента корреляции между ошибкой линейной модели и номером года (Т) дал

значение $2,141 \cdot 10^{-6}$. Это приводит к выводу об отсутствии связи между этими величинами.

Отметим, что линейные модели достаточно часто встречаются в экономике [31, 32]. Например, есть линейная зависимость затрат на производство продукции от объема производства.

Таблица 1
Линейная модель

Т	Y	Y _м	e = Y - Y _м	e ²
2001	18321	20598	-2277	5183342,85
2002	19988	19831	157	24672,09
2003	19303	19064	239	57045,80
2004	18868	18297	571	325597,77
2005	18412	17531	881	776832,24
2006	17238	16764	474	224818,21
2007	16066	15997	69	4749,84
2008	15279	15230	49	2370,54
2009	15301	14464	837	701334,79
2010	13946	13697	249	62113,82
2011	13061	12930	131	17159,84
2012	12019	12163	-144	20803,83
2013	11652	11396	256	65297,52
2014	10138	10630	-492	241766,02
2015	9377	9863	-486	236125,99
2016	8749	9096	-347	120519,27
2017	7816	8329	-513	263569,02
2018	7909	7563	346	119978,68
среднее	14080	14080	0,01	469338,78

Гиперболическая модель

Применяется для описания зависимости предельного расхода электроэнергии на единицу продукции Z от объема выпущенной продукции X [31, 32]:

$$Z = a + \frac{b}{x}. \quad (2)$$

Здесь a, b – некоторые константы.

Классический пример гиперболической модели – кривая Филлипса (b > 0), описывающая связь безработицы с изменениями зарплат [31, 32]. Чем выше безработица, тем меньше прирост денежной заработной платы, тем ниже рост цен, и

наоборот, чем ниже безработица и выше занятость, тем больше прирост денежной заработной платы, тем выше темп роста цен. Впоследствии кривая Филлипса была использована для описания зависимости между ценами и безработицей.

При b < 0 получим медленно повышающуюся функцию с верхним пределом равным a. Это кривая Энгеля [33], описывающая зависимость между объемом потребления товаров или услуг и доходом потребителя при неизменных ценах и предпочтениях. Она отражает ситуацию роста доходов. При этом доля доходов, расходуемых на продовольствие

уменьшается, а доля затрат на непродовольственные товары растет до некоторого предельного значения.

Применение регрессионного анализа [30] дало гиперболическую модель

$$Y = 11953,71 + \frac{10951,36}{(T-2000)}. \quad (3)$$

Это частный случай кривой Филлипса. Из уравнения (7) можно сделать вывод, что минимальное число погибших

на территории РФ не может превышать 11954 (с учетом округления до целого). Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 2) в дальнейшем рассчитываем по формуле (3).

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равно 0, среднее значение квадрата ошибки равно 10216413,89.

Таблица 2
Гиперболическая модель

T	Y	Y _м	e = Y - Y _м	e ²
2001	18321	22905	-4584	21013720
2002	19988	17429	2559	6546475
2003	19303	15604	3699	13681378
2004	18868	14692	4176	17442719
2005	18412	14144	4268	18215962
2006	17238	13779	3459	11965107
2007	16066	13518	2548	6491327
2008	15279	13323	1956	3827377
2009	15301	13171	2130	4538904
2010	13946	13049	897	804882
2011	13061	12949	112	12479
2012	12019	12866	-847	717960
2013	11652	12796	-1144	1309020
2014	10138	12736	-2598	6749353
2015	9377	12684	-3307	10934942
2016	8749	12638	-3889	15125657
2017	7816	12598	-4782	22866657
2018	7909	12562	-4653	2165532
среднее	14080	14080	0,00	10216413,89

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой гиперболической модели и номером года дал значение -0,69. Это не позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для гиперболической модели превышает аналогичное значение линейной модели. Поэтому гиперболическая модель в нашем случае не подходит.

Показательная модель

Применяется для аналитического описания тенденции развития показателя с течением времени, когда есть нижний или верхний предел [31, 32]:

$$Y_m = K a^{bT}. \quad (4)$$

Здесь K, a, b – некоторые константы, T – время. Такая функция применяется в демографических расчетах и в страховом деле.

Убывание функции (4) при росте времени реализуется в двух случаях. В первом случае $0 < a < 1$ и $b > 1$. Тогда кривая (4) имеет верхний предел равный K и нижний предел, равный 0 . Второй случай существует при $a > 1$, $b < 1$.

Для первого случая регрессионный анализ [30] дал модель

$$Y_M = 22357,71 * 0,944355^{0,913698(T-2000)}. \quad (5)$$

Из формулы (5) следует, что максимальное возможное количество погибших 22358 (с учетом округления до целого). Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 3) в дальней-

шем рассчитываем по формуле (9). Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -28 , среднее значение квадрата ошибки равно 1053719,20.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой показательной модели с верхним и нижним пределами и номером года дал значение $-0,20$. Это позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для показательной модели с верхним и нижним пределами превышает аналогичное значение линейной модели. Поэтому показательная модель с верхним и нижним пределами в нашем случае не подходит.

Таблица 3

Показательная модель с верхним и нижним пределами

T	Y	Y _M	e = Y - Y _M	e ²
2001	18321	21218	-2897	8393805
2002	19988	20137	-149	22135
2003	19303	19110	193	37070
2004	18868	18136	732	535149
2005	18412	17212	1200	1439761
2006	17238	16335	903	81568
2007	16066	15502	564	317745
2008	15279	14712	567	321258
2009	15301	13962	1389	1791939
2010	13946	13251	695	483378
2011	13061	12575	486	235812
2012	12019	11934	85	7146
2013	11652	11326	326	106146
2014	10138	10249	-611	373244
2015	9377	10201	-824	679133
2016	8749	9681	-932	868952
2017	7816	9188	-1372	1881712
2018	7909	8719	-810	656882
среднее	14080	14108	-28	1053719,20

Для второго случая регрессионный анализ [30] дал модель

$$Y_M = 19667,16 * 1,226588^{-0,16302(T-2000)}. \quad (6)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 4) в дальнейшем рассчитываем по формуле (6).

Таблица 4

Показательная модель с нижним пределом

T	Y	Y _м	e = Y - Y _м	e ²
2001	18321	19023	-702	493006
2002	19988	18400	1588	251042
2003	19303	17798	1505	2265940
2004	18868	17215	1653	2732736
2005	18412	16651	1761	3100452
2006	17238	16106	1132	1281564
2007	16066	15579	487	237617
2008	15279	15068	211	44347
2009	15301	14575	726	527091
2010	13946	14098	-152	23020
2011	13061	13636	-575	330725
2012	12019	13190	-1171	1370224
2013	11652	12758	-1106	1222498
2014	10138	12340	-2202	4848407
2015	9377	11936	-2559	6547626
2016	8749	11545	-2796	7817548
2017	7816	11167	-3351	11228806
2018	7909	10801	-2892	8365247
среднее	14080	14549	-469	3053216,41

Несложно убедиться, что в этом случае существует только нижний предел равный 0. Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -469, среднее значение квадрата ошибки равно 3053216,41.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой показательной модели с нижним пределом и номером года дал значение -0,88. Это не позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для показательной модели с нижним пределом превышает аналогичное значение линейной модели. Поэтому показательная модель с нижним пределом в нашем случае не подходит.

Модель Перла – Рида

Модель Перла – Рида описывает наступающее с течением времени насыщение [34]:

$$Y_m = \frac{K}{1+a \cdot \exp(bt)}. \quad (7)$$

Здесь K, a, b – некоторые константы, t – время. Эта функция применяется в демографии для расчета численности населения, прогнозирования рынка мобильной связи [34].

В результате регрессионного анализа [30] получили модель Перла – Рида

$$Y_m = \frac{22751,52}{1+0,127919 \cdot \exp(0,156827(T-2000))}. \quad (8)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 5) в дальнейшем рассчитываем по формуле (8).

Таблица 5
Модель Перла – Рида

T	Y	Y _м	e = Y - Y _м	e ²
2001	18321	19790	-1469	2158420
2002	19988	19362	626	391573
2003	19303	18885	418	175078
2004	18868	18355	513	263293
2005	18412	17772	640	409913
2006	17238	17135	103	10617
2007	16066	16446	-380	144115
2008	15279	15706	-427	182732
2009	15301	14922	379	143696
2010	13946	14098	-152	23149
2011	13061	13243	-182	33098
2012	12019	12365	-346	120030
2013	11652	11476	176	30994
2014	10138	10585	-447	200002
2015	9377	9704	-327	107007
2016	8749	8843	-94	8846
2017	7816	8011	-195	38213
2018	7909	7218	691	478135
среднее	14080	14106	-26	273273,90

Сравнение модельного и реально-го значений показало, что средняя ошибка модели равно -26, среднее значение квадрата ошибки равно 273273,90.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Перла – Рида и номером года дал значение -0,0041. Это позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Перла – Рида меньше аналогичного значения линейной модели. Поэтому модель Перла – Рида лучше линейной модели.

Модель Гомпертца

Описывает наступающее с течением времени насыщение [35]:

$$Y_m = a \exp(b \exp(c T)). \quad (9)$$

Эта функция описывает ситуацию с мобильными телефонами. Пока стои-

мость была высокой, рост количества был медленный, затем наступил период бурного роста, потом наступило насыщение. Функция (9) также применялась в демографии при описании численности населения в ограниченном пространстве.

Поскольку число погибших при пожарах не может быть отрицательной величиной, то получаем ограничение $a > 0$. Убывание функции (9) с течением времени наблюдается при $b > 0$, $c < 0$. В этой ситуации функция (9) имеет предел, равный a .

В результате регрессионного анализа [30] получили модель Гомпертца

$$Y_m = 125,6744 \exp(5,189123 \exp(-0,01086 (T - 2000))). \quad (10)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 8) в дальнейшем рассчитываем по формуле (10).

Таблица 8
Модель Гомпертца

T	Y	Y _м	e = Y - Y _м	e ²
2001	18321	21306	-2985	8911297
2002	19988	20157	-169	28466
2003	19303	19081	222	49416
2004	18868	18073	795	63287
2005	18412	17128	1284	1648029
2006	17238	16242	996	991138
2007	16066	15411	655	428649
2008	15279	14631	648	419948
2009	15301	13898	1403	1968535
2010	13946	13209	737	543167
2011	13061	12561	500	249902
2012	12019	11951	68	4561
2013	11652	11378	274	75329
2014	10138	10837	-699	488506
2015	9377	10327	-950	903340
2016	8749	9847	-1098	1205665
2017	7816	9394	-1578	2489436
2018	7909	8966	-1057	1117220
среднее	14080	14133	-53	1230827,18

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -53, среднее значение квадрата ошибки равно 1230827,18.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Гомпертца и номером года дал значение -0,25. Это не позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Гомпертца больше аналогичного значения модели Перла – Рида. Поэтому модель Гомпертца в нашем случае не подходит.

Модель Гомпертца – Мейкхама

Описывает смертность человека и большинства животных [36]:

$$Y_m = a \exp(b k^{cX} + d). \quad (11)$$

Здесь a, b, c, d, k – некоторые константы, X – возраст человека.

Согласно закону Гомпертца – Мейкхама смертность является суммой независимого от возраста компонента (члена Мейкхама, задается константой d) и компонента, зависящего от возраста (функция Гомпертца, член $b k^{cX}$), который увеличивается с возрастом и описывает старение организма. В защищённых средах, где внешние причины смерти отсутствуют (в лабораторных условиях, в зоопарках или для людей в развитых странах) независимый от возраста компонент часто становится малым, и формула упрощается до функции Гомпертца.

Закон смертности Гомпертца – Мейкхама хорошо описывает динамику смертности человека в диапазоне возраста 30–80 лет. В области большего возраста смертность не возрастает так быстро, как предполагает этот закон смертности.

До 1950-х годов смертность людей была в большей мере вызвана независимым от времени компонентом закона

смертности (членом или параметром Мейкхама), тогда как зависимый от возраста компонент (функция Гомпертца) почти не изменялась. После 1950-х годов картина изменилась, смертность в позднем возрасте снизилась и кривая выживания сгладилась.

Поскольку число погибших при пожарах не может быть отрицательной величиной, то получаем ограничение $a > 0$.

В результате регрессионного анализа [30] получили модель Гомпертца-Мейкхема

$$Y_m = 125,6744 \exp(-0,00013 + 5,189123 * 26725663^{-0,01086(T-2000)}). \quad (12)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 9) в дальнейшем рассчитываем по формуле (12).

Таблица 9
Модель Гомпертца-Мейкхема

T	Y	Y _m	e = Y - Y _m	e ²
2001	18321	21301	-2980	8878036
2002	19988	20149	-161	25851
2003	19303	19071	232	53951
2004	18868	18061	807	651081
2005	18412	17115	1297	1682179
2006	17238	16228	1010	10202238
2007	16066	15396	670	449301
2008	15279	14614	665	441585
2009	15301	13881	1420	2017170
2010	13946	13191	755	569763
2011	13061	12543	518	268539
2012	12019	11933	86	7432
2013	11652	11359	293	86088
2014	10138	10818	-680	462126
2015	9377	10308	-931	867126
2016	8749	9828	-1072	1136669
2017	7816	9375	-1559	2428962
2018	7909	8947	-1038	1076957
среднее	14080	14118	-37	1230558,62

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равно -37, среднее значение квадрата ошибки равно 1230558, 62.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Гомпертца – Мейкхема и номером года дал значение – 0,246. Это не позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Гомпертца – Мейкхе-

ма больше аналогичного значения модели Перла – Рида. Поэтому модель Гомпертца – Мейкхема в нашем случае не подходит.

Модель Вейбулла

В теории надежности известно распределение Вейбулла для плотности вероятности [37]:

$$f(X) = \frac{k}{a} \left(\frac{X}{a}\right)^{k-1} \exp \left[-\left(\frac{X}{a}\right)^k \right]. \quad (13)$$

Здесь X – наработка до отказа, константы k и a являются параметрами. Тогда получается распределение, в котором интенсивность отказов пропорциональна вре-

мени. В материаловедении коэффициент k известен как модуль Вейбулла.

В результате регрессионного анализа [30] получили модель Вейбулла

$$Y_m = 341144,4 * \frac{1,157469}{13,459} \left(\frac{T-2000}{13,459} \right)^{0,157469} \exp \left[- \left(\frac{T-2000}{13,459} \right)^{1,157469} \right]. \quad (14)$$

Для получения количества погибших в (14) мы умножили плотность вероятности (13) на нормирующую константу 341144,4.

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 10) в дальнейшем рассчитываем по формуле (14).

Таблица 10
Модель Вейбулла

T	Y	Y _m	e = Y - Y _m	e ²
2001	18321	18545	-224	50077
2002	19988	19465	523	273556
2003	19303	19425	-122	14831
2004	18868	18960	-92	8417
2005	18412	18267	145	20984
2006	17238	17446	-208	43419
2007	16066	16556	-490	23783
2008	15279	15632	-353	124711
2009	15301	14701	600	360503
2010	13946	13778	168	28220
2011	13061	12876	185	34134
2012	12019	12003	16	242
2013	11652	11165	487	237031
2014	10138	10365	-277	51498
2015	9377	9605	-228	51868
2016	8749	8886	-137	18854
2017	7816	8209	-393	154617
2018	7909	7573	336	112690
среднее	14080	14081	-1	101418,73

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -1, среднее значение квадрата ошибки равно 101418,73.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Вейбулла и номером года дал значение -0,012. Это позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Вейбулла меньше

аналогичного значения модели Перла – Рида. Поэтому модель Вейбулла эффективнее модели Перла – Рида.

Модель Парето

В социологии известно распределение Парето для плотности вероятности [38]:

$$f(X) = \alpha * \frac{k^{a+1}}{X^{a+1}}. \quad (15)$$

Здесь α и a – некоторые константы.

В результате регрессионного анализа [30] получили модель Парето

$$Y_M = 21388,01 * \left(\frac{1,327313}{T-2000}\right)^{1-0,74989} \quad (16)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 11) в дальнейшем рассчитываем по формуле (16).

Таблица 11
Модель Парето

T	Y	Y _M	e = Y - Y _M	e ²
2001	18321	22958	-4637	21498669
2002	19988	19304	684	468535
2003	19303	17442	1861	3463754
2004	18868	16231	2637	6953911
2005	18412	15350	3062	9376342
2006	17238	14666	2572	6616900
2007	16066	14111	1955	3822059
2008	15279	13647	1632	2661806
2009	15301	13251	2050	4201200
2010	13946	12907	1039	1080189
2011	13061	12603	458	210091
2012	12019	12331	-312	97555
2013	11652	12087	-435	189158
2014	10138	11865	-1727	2982359
2015	9377	11662	-2285	5221066
2016	8749	11475	-2726	7432328
2017	7816	11303	-3487	12155982
2018	7909	11142	-3233	10453004
среднее	14080	1410	-49	5493605,98

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -49, среднее значение квадрата ошибки равно 5493605,98.

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Парето и номером года дал значение -0,531. Это не позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Парето больше аналогичного значения модели Вейбулла. Поэтому модель Парето не подходит.

Модель Эрланга

В теории надежности известно распределение Эрланга для плотности вероятности [39]:

$$f(X) = \frac{a}{k!} X^k \exp(-aX) \quad (17)$$

Константа $a > 0$, k – порядок распределения Эрланга ($k = 0, 1, 2, \dots$).

Для моделирования были опробованы распределения Эрланга с $k = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10$. Из рассмотренных функций минимум среднего значения квадрата ошибки дала модель Эрланга с $k=0$:

$$Y_M = 22357,72 * \exp(-0,0523111774 * (T - 2000)) \quad (18)$$

Модельное значение для числа погибших при пожарах на территории Российской Федерации (Таб. 12) в дальнейшем рассчитываем по формуле (18).

Сравнение модельного и реального значений показало, что средняя ошибка модели равна -28, среднее значение квадрата ошибки равно 1053719,20.

Таблица 12
Модель Эрланга

T	Y	Y_m	$e = Y - Y_m$	e^2
2001	18321	21218	-2897	8393843
2002	19988	20137	-149	22136
2003	19303	19110	193	37068
2004	18868	18136	732	535142
2005	18412	17212	1200	1439752
2006	17238	16335	903	815675
2007	16066	15502	564	317743
2008	15279	14712	567	321255
2009	15301	13962	1339	1791935
2010	13946	13251	695	483376
2011	13061	12575	486	235812
2012	12019	11934	85	7146
2013	11652	11326	326	106146
2014	10138	10749	-611	373244
2015	9377	10201	-824	679133
2016	8749	9681	-932	868951
2017	7816	9188	-1372	1881709
2018	7909	8719	-810	656880
среднее	14080	14108	-28	1053719,20

Расчет коэффициента корреляции между ошибкой модели Эрланга и номером года дал значение -0,20. Это позволяет считать ошибку случайной величиной.

Величина среднего квадрата ошибки для модели Эрланга больше аналогичного значения модели Вейбулла. Поэтому модель Эрланга не подходит.

Заключение

Рассмотрены различные классы математических функций, которые могут подойти к описанию имеющейся зависи-

мости между числом погибших при пожарах на территории Российской Федерации и фактором времени, учитываемом путем задания номера года.

Критерием оптимальности аппроксимации выбрано условием минимума среднего значения квадрата ошибки между модельным и фактическим значением.

В результате исследования установлено, что наилучшую аппроксимацию зависимости числа погибших при пожарах от номера года дает модель Вейбулла (Рис. 2).

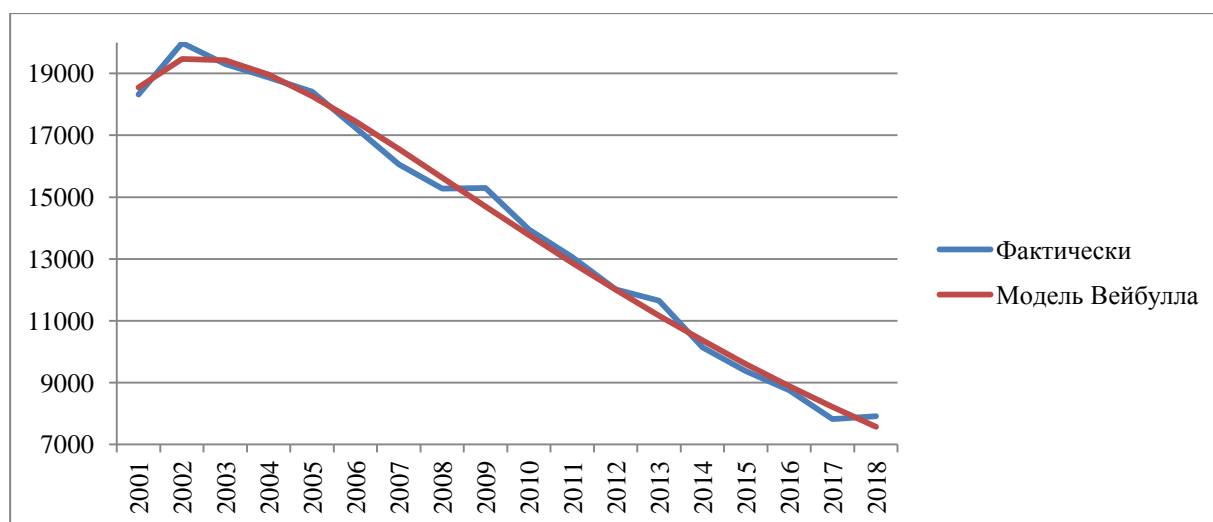


Рисунок 2. Сравнение фактического числа погибших при пожарах с моделью Вейбулла

Полученные результаты дают возможность оценки числа погибших при пожарах на будущие периоды. Это может оказаться полезным для планирования деятельности противопожарной службы.

Литература

1. Box G. E. P., Jenkins G. M., Reinsel G. C. et al. Time Series Analysis: Forecasting and Control. N.Y., 2015. 712 p.
2. Лукашин Ю. П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов. М., 2003. 416 с.
3. Shumway R., Stoffer D. Time Series Analysis and Its Applications with R Examples. Springer Texts in Statistics, 2017. 564 p.
4. Пранов Б. М. О некоторых подходах к моделированию и прогнозированию временных рядов пожарной статистики // Технологии техносферной безопасности. 2014. Вып. 5(57). С. 5. URL: <http://ipb.mos.ru/ttb>.
5. Пранов Б. М. Адекватные междисциплинарные модели в прогнозировании рядов статистических данных // Программные продукты и системы. 2018. № 3(31). С. 444–447.
6. Меньших А. В., Тростянский С. Н. Моделирование структуры временных рядов пожарной статистики // Вестник Воронежского института МВД России. 2012. № 4. С. 97–103.
7. Ширяев Е. В. и др. Статистический анализ пожаров на объектах с обращением нефтепродуктов // Интернет-журнал «Технологии техносферной безопасности». 2014. Вып. 3(55). С. 8. URL: <http://ipb.mos.ru/ttb>.
8. Асанина Д. А., Шишов В. Ф. Прогнозирование количества городских пожаров в регионе // Научно-методический электронный журнал «Концепт». 2014. Т. 20. С. 3256–3260. URL: <http://e-koncept.ru/2014/54915.htm>.
9. Салихова А. Х. и др. Опыт прогнозирования обстановки с пожарами на территории субъекта Российской Федерации на примере Ивановской области // Техносферная безопасность. 2018. № 1 (18). С. 9–16.
10. Матеров Е. Н. Использование языка программирования R в вопросах пожарной безопасности: анализ статистики количества пожаров на основе теории временных рядов // Научно-аналитический журнал «Сибирский пожарно-спасательный вестник». 2019. № 1 (12). С. 52–57.
11. Батуро А. Н. Прогнозирование количества пожаров в регионе на основе теории временных рядов // Технологии гражданской безопасности. 2013. Т. 10. № 3 (37). С. 84–88.
12. Лабинский А. Ю. Особенности использования нейронной сети для прогнозирования временных рядов // Научно-аналитический журнал «Вестник Санкт-Петербургского университета ГПС МЧС России». 2018. № 1. С. 40–44.
13. Кайбичев И. А., Яковлев Е. Е. Корреляционный анализ основных показателей пожарной статистики в Российской Федерации за 2001–2015 годы // Актуальные вопросы естествознания: материалы II Межвузовской научно-практической конференции, Иваново, 12 апреля 2017 года / сост. Н. Е. Егорова. – Иваново: Ивановская пожарно-спасательная академия ГПС МЧС России, 2017. – С. 158–161.

14. Кайбичев И. А., Калимуллина К. И. Регрессионный анализ основных показателей пожарной статистики в Российской Федерации // Актуальные проблемы обеспечения пожарной безопасности в Российской Федерации: материалы Дней науки (22–26 мая 2017 г.) в 2-х частях / сост. М. Ю. Порхачев, О. Ю. Демченко. – Екатеринбург: Уральский институт ГПС МЧС России, 2017. – Ч. 1. – С. 86–95.

15. Кайбичев И. А., Калимуллина К. И. Регрессионный анализ гибели и травмирования людей в городской местности Российской Федерации // Проблемы обеспечения безопасности при ликвидации последствий чрезвычайных ситуаций: сб. ст. по материалам V Всерос. науч.-практ. конф. с междунар. уч. 15–16 дек. 2016 г. : в 2-х ч. – Воронеж: ФГБОУ ВО Воронежский институт ГПС МЧС России, 2017. – Ч. 2. – С. 49–51.

16. Пожары и пожарная безопасность в 2005 году: статистический сборник / под общ. ред. Н. П. Копылова. М., 2006. 139 с.

17. Пожары и пожарная безопасность в 2006 году: статистический сборник / под общ. ред. Н. П. Копылова. М., 2007. 137 с.

18. Пожары и пожарная безопасность в 2007 году: статистический сборник / под общ. ред. Н. П. Копылова. М., 2008. 137 с.

19. Пожары и пожарная безопасность в 2008 году: статистический сборник / под общ. ред. Н. П. Копылова. М., 2009. 137 с.

20. Пожары и пожарная безопасность в 2009 году: статистический сборник / под общ. ред. Н. П. Копылова. М., 2010. 135 с.

21. Пожары и пожарная безопасность в 2010 году: статистический сборник / под общ. ред. В. И. Климкина. М., 2011. 140 с.

22. Пожары и пожарная безопасность в 2011 году: статистический сборник / под общ. ред. В. И. Климкина. М., 2012. 137 с.

23. Пожары и пожарная безопасность в 2012 году: статистический сборник / под общ. ред. В. И. Климкина. М., 2013. 137 с.

24. Пожары и пожарная безопасность в 2013 году: статистический сборник / под общ. ред. В. И. Климкина. М., 2014. 137 с.

25. Пожары и пожарная безопасность в 2014 году: статистический сборник / под общ. ред. А. В. Матюшина. М., 2015. 124 с.

26. Пожары и пожарная безопасность в 2015 году: статистический сборник / под общ. ред. А. В. Матюшина. М., 2016. 124 с.

27. Пожары и пожарная безопасность в 2016 году: статистический сборник / под общ. ред. Д. М. Гордиенко. М., 2017. 124 с.

28. Пожары и пожарная безопасность в 2017 году: статистический сборник / под общ. ред. Д. М. Гордиенко. М., 2018. 125 с.

29. Пожары и пожарная безопасность в 2018 году: статистический сборник / под общ. ред. Д. М. Гордиенко. М., 2019. 125 с.

30. Харченко М. А. Корреляционный анализ. Воронеж, 2008. 31 с.

31. Кремер Н. Ш., Путко Б. А. Эконометрика / под ред. Н. Ш. Кремера. М., 2010. 328 с.

32. Эконометрика / под ред. И. И. Елисейевой. М., 2002. 344 с.

33. Кривая Энгеля. URL: ru.wikipedia.org.

34. Дубовцев А. В., Ермолаев М. Б. Прогнозирование рынка мобильной связи на основе S-образных моделей // Современные наукоемкие технологии. Региональное приложение. 2010. № 4 (24). С. 39–41.

35. Функция Гомперца. URL: ru.wikipedia.org.

36. Распределение Гомперца. URL: ru.wikipedia.org.

37. Распределение Вейбулла. URL: ru.wikipedia.org.

38. Распределение Парето. URL: ru.wikipedia.org.

39. Гамма-распределение. URL: ru.wikipedia.org.

Referenses

1. Box G. E. P. et al. Time Series Analysis: Forecasting and Control. N.Y., 2015. 712 p.

2. Lukashin YU. P. Adaptivnye metody kratkosrochnogo prognozirovaniya vremennyh ryadov. M., 2003. 416 p.

3. Shumway R., Stoffer D. Time Series Analysis and Its Applications with R Examples. Springer Texts in Statistics, 2017. 564 p.

4. Pranov B. M. O nekotoryh podhodah k modelirovaniyu i prognozirovaniyu vremennyh ryadov pozharnej statistiki // Tekhnologii tekhnosfernoj bezopasnosti. 2014. vyp. 5(57). P. 5. URL: <http://ipb.mos.ru/ttb>.

5. Pranov B. M. Adekvatnye mezhdisciplinarnye modeli v prognozirovanii ryadov statisticheskikh dannyh // Programmnye produkty i sistemy. 2018. № 3(31). P. 444–447.
6. Men'shih A. V., Trostyanskiy S. N. Modelirovanie struktury vremennyh ryadov pozharnej statistiki // Vestnik Voronezhskogo instituta MVD Rossii. 2012. № 4. P. 97–103.
7. Shiryaev E. V. et al. Statisticheskij analiz pozharov na ob"ektah s obrashcheniem nefteproduktov // Tekhnologii tekhnosfernoj bezopasnosti. 2014. vyp. 3(55). 8 p. URL: <http://ipb.mos.ru/ttb>.
8. Asanina D. A., SHishov V. F. Prognozirovanie kolichestvo gorodskih pozharov v regione // Koncept. 2014. T. 20. P. 3256–3260. URL: <http://e-koncept.ru/2014/54915.htm>.
9. Salihova A. H. et al. Opyt prognozirovaniya obstanovki s pozharami na territorii sub"ekta Rossijskoj Federacii na primere Ivanovskoj oblasti // Tekhnosfernaya bezopasnost'. 2018. № 1 (18). P. 9–16.
10. Materov E. N. Ispol'zovanie yazyka programmirovaniya R v voprosah pozharnej bezopasnosti: analiz statistiki kolichestva pozharov na osnove teorii vremennyh ryadov // Sibirskij pozharo-spasatel'nyj vestnik. 2019. № 1 (12). P. 52–57.
11. Batur A. N. Prognozirovanie kolichestva pozharov v regione na osnove teorii vremennyh ryadov // Tekhnologii grazhdanskoj bezopasnosti. 2013. T. 10. № 3(37). P. 84–88.
12. Labinskij A. YU. Osobennosti ispol'zovaniya nejronnoj seti dlya prognozirovaniya vremennyh ryadov // Vestnik Sankt-Peterburgskogo universiteta GPS MCHS Rossii. 2018. № 1. P. 40–44.
13. Kajbichev I. A., Yakovlev E. E. Korrelyacionnyj analiz osnovnyh pokazatelej pozharnej statistiki v Rossijskoj Federacii za 2001–2015 gody // Aktual'nye voprosy estestvoznaniya: materialy II Mezhvuzovskoj nauchno-prakticheskoy konferencii, Ivanovo, 12 aprelya 2017 goda / sost. N. E. Egorova. Ivanovo: Ivanovskaya pozharo-spasatel'naya akademiya GPS MCHS Rossii, 2017. – P. 158–161.
14. Kajbichev I. A., Kalimullina K. I. Regressionnyj analiz osnovnyh pokazatelej pozharnej statistiki v Rossijskoj Federacii // Aktual'nye problemy obespecheniya pozharnej bezopasnosti v Rossijskoj Federacii: materialy Dnej nauki (22–26 maya 2017 g.) v 2-h chastyah / sost. M. YU. Porhachev, O. YU. Demchenko. – Ekaterinburg: Ural'skij institut GPS MCHS Rossii, 2017. – Ch. 1. – P. 86–95.
15. Kajbichev I. A., Kalimullina K. I. Regressionnyj analiz gibeli i travmirovaniya lyudej v gorodskoj mestnosti Rossijskoj Federacii // Problemy obespecheniya bezopasnosti pri likvidacii posledstvij chrezvychajnyh situacij: sb. st. po materialam V Vseros. nauch.-prakt. konf. s mezhdunar. uch. 15–16 dek. 2016 g. : v 2-h ch. – Voronezh: FGBOU VO Voronezhskij institut GPS MCHS Rossii, 2017. – Ch. 2. – P. 49–51.
16. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2005 godu. M., 2006. 139 p.
17. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2006 godu. M., 2007. 137 p.
18. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2007 godu. M., 2008. 137 p.
19. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2008 godu. M., 2009. 137 p.
20. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2009 godu. M., 2010. 135 p.
21. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2010 godu. M., 2011. 140 p.
22. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2011 godu. M., 2012. 137 p.
23. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2012 godu. M., 2013. 137 p.
24. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2013 godu. M., 2014. 137 p.
25. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2014 godu. M., 2015. 124 p.
26. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2015 godu. M., 2016. 124 p.
27. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2016 godu. M., 2017. 124 p.
28. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2017 godu. M., 2018. 125 p.
29. Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2018 godu. M., 2019. 125 p.
30. Harchenko M. A. Korrelyacionnyj analiz. Voronezh, 2008. 31 p.
31. Kremer N. SH., Putko B. A. Ekonometrika: uchebnik dlya studentov vuzov. M., 2010. 328 p.
32. Ekonometrika. M., 2002. 344 p.
33. Krivaya Engelya. URL: ru.wikipedia.org.
34. Dubovcev A. V., Ermolaev M. B. Prognozirovanie rynka mobil'noj svyazi na osnove S-obraznyh modelej // Sovremennye naukoemkie tekhnologii. Regional'noe prilozhenie. 2010. № 4 (24). P. 39–41.
35. Funkciya Gomperca. URL: ru.wikipedia.org.
36. Raspredelenie Gomperca. URL: ru.wikipedia.org.
37. Raspredelenie Vejbulla. URL: ru.wikipedia.org.
38. Raspredelenie Pareto. URL: ru.wikipedia.org.
39. Gamma-raspredelenie. URL: ru.wikipedia.org.