

*В. Л. Семиков<sup>1</sup>, С. П. Алексеев<sup>1</sup>, В. Я. Вилисов<sup>2</sup>*

(<sup>1</sup>Академия ГПС МЧС России, <sup>2</sup>ГБОУ ВО МО "Технологический университет";  
e-mail: stan.alex.2014@yandex.ru)

## СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЗАВИСИМОСТИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ УЩЕРБА ОТ ВРЕМЕНИ ПРИБЫТИЯ ПЕРВОГО ПОЖАРНОГО ПОДРАЗДЕЛЕНИЯ НА ПОЖАР

Предложен подход к построению аналитических полиномиальных моделей, отражающих зависимости показателей ущерба от времени прибытия первого пожарного подразделения. В числе показателей ущерба от пожаров рассмотрены прямой материальный ущерб от одного пожара, количество людей, погибших и травмированных на 100 пожаров. Построенные модели позволяют оценить эффект от сокращения времени прибытия первого подразделения в виде сокращения прямого материального ущерба на один пожар и сокращения количества погибших и травмированных людей на 100 пожаров.

Ключевые слова: кластерный анализ, регрессионный анализ, время прибытия, материальный ущерб, статистические данные, аппроксимация, модель.

### Введение

Статистические данные о пожарах [7] содержат разнообразные сведения о временных характеристиках, причиненном ущербе, погибших и пострадавших людях, а также другие обстоятельства, связанные с пожарами. При формировании этого массива данных возникают искажения, обусловленные человеческим фактором, неизбежно участвующим на фазах измерения, регистрации, обработки, обобщения и представления данных. Однако, наличие большого объема данных, позволяет при анализе существенно снизить негативное влияние разнообразных ошибок.

В работе представлен анализ статистической взаимосвязи временных характеристик оперативного реагирования (как входных факторов), на выходные эффекты (показатели ущерба от пожаров). Для построения адекватных моделей, отражающих зависимости показателей последствий пожаров в городской и сельской местности от факторов необходимо выявить значимые взаимосвязи. Эффективными средствами могут служить корреляционный, регрессионный, дисперсионный, кластерный и другие виды анализа данных [1, 3, 6, 8]. Современные программные среды позволяют быстро и эффективно проводить необходимые процедуры статистического анализа.

Результатом анализа, представленного в работе, должна стать аналитическая (регрессионная) зависимость (модель) вида  $y = f(\bar{b}, \bar{x})$  или несколько таких функций, где  $\bar{x}$  – вектор факторов,  $\bar{b}$  – вектор оценок параметров модели.

Регрессионные модели могут быть парными и множественными. В парных рассматривается зависимость между парой переменных – независимой ( $x$ ), то есть фактором, и зависимой ( $y$ ). В множественных – между несколькими независимыми  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , для компактности записи представляемые в виде вектора  $\bar{x} = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_m]^T$ , где  $T$  – символ транспонирования, и единственной

зависимой ( $y$ ). Анализ проводится по выборке наблюдений объёмом  $n$ :  $(x_1^1, x_2^1, \dots, x_m^1, y^1), \dots, (x_1^k, x_2^k, \dots, x_m^k, y^k), \dots, (x_1^n, x_2^n, \dots, x_m^n, y^n)$ . Предполагается, что наблюдаемые величины  $\bar{x}$  и  $y$  связаны стохастической зависимостью (модель наблюдения) вида:

$$y = f(\bar{\beta}, \bar{x}) + \varepsilon, \quad (1)$$

где  $\bar{\beta}$  – вектор фактических параметров модели;

$\varepsilon$  – нормально распределённая случайная величина с математическим ожиданием  $M[\varepsilon] = 0$  и дисперсией  $D[\varepsilon] = \sigma^2$  (это основные предпосылки регрессионного анализа [1]), где  $\sigma$  – среднеквадратическое отклонение;

$f(\bar{\beta}, \bar{x})$  – детерминированная функция нескольких переменных  $x_1, x_2, \dots, x_m$ .

В работе рассматриваются функции  $f(\bar{\beta}, \bar{x})$ , имеющие полиномиальную по переменным и линейную по параметрам форму [1].

Регрессионные модели могут быть использованы в различных целях, в частности, для оценивания эффективности мероприятий, разрабатываемых для улучшения технологии реагирования на возникающие пожары.

### Предварительный анализ статистических данных о пожарах и их последствиях за 2003-2017 гг.

В качестве фактора, от значения которого может зависеть ущерб, рассмотрим время прибытия первого пожарного подразделения на пожар ( $\tau_{\text{приб}}$ ). Из показателей ущерба от пожаров в работе примем во внимание лишь группу показателей, которая в большей степени отражает вклад в ущерб именно временных характеристик реагирования *подразделений противопожарной службы (ППС)* [2, 4, 5, 9, 10]:

- прямой материальный ущерб от одного пожара ( $u$ );
- количество погибших людей в 100 пожарах ( $R_2$ );
- количество травмированных людей в 100 пожарах ( $Q_2$ ).

Для корректности анализа, показатель прямого материального ущерба, представленный в статистических сборниках в текущих ценах, преобразуем, с помощью дефлятора (то есть с учётом инфляции), к сопоставимым по годам ценам.

В табл. 1 приведены данные анализируемой выборки [2, 7]. Данные о величине среднего прямого материального ущерба от одного пожара в сопоставимых по годам ценах, с учётом инфляции в ценах на 01.01.2018 года приведены в табл. 2. Проценты инфляции по годам соответствуют официальной статистики Центрального банка РФ. На рис. 1 отражены значения среднего материального ущерба от одного пожара в текущих ценах ( $u$ ) и с учётом дефлятора к 2018 году ( $u_{\text{д}}$ ).

Таблица 1

Выборка пожарной статистики для времени реагирования (среднего времени прибытия первого пожарного подразделения к месту пожара) и показателей ущерба

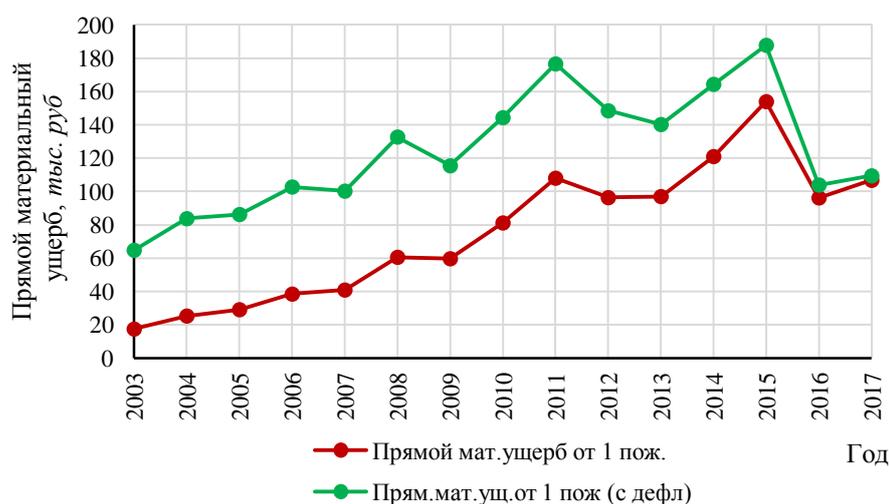
Год	Время прибыт. 1-го			Прямой мат. ущерб			Кол. погибш. на 100			Кол. травмир. на 100		
	Все	Гор.	Село	Все	Гор.	Село	Все	Гор.	Село	Все	Гор.	Село
2003	11,82	8,44	19,37	17,5	16,1	20,3	8,1	6,8	10,7	5,9	6,2	5,2
2004	12,02	8,55	19,64	25,3	25,2	25,5	8,1	6,8	10,7	5,9	6,3	5,2
2005	12,18	8,56	19,67	29,1	28,9	29,5	8,0	6,8	10,3	5,8	6,2	5,1
2006	12,42	8,59	20,02	38,4	39,8	35,8	7,8	6,8	9,8	6,1	6,8	5,0
2007	12,06	8,38	19,24	40,9	37,4	47,4	7,6	6,2	10,0	6,4	6,9	5,5
2008	11,71	8,16	18,41	60,5	63,2	55,7	7,6	6,5	9,5	6,4	6,8	5,6
2009	10,12	7,12	15,01	59,7	62,3	55,5	7,4	6,3	9,3	7,1	7,8	5,8
2010	9,57	6,86	13,81	81,1	65,0	106,7	7,3	6,2	9,0	7,3	8,2	6,0
2011	9,08	6,66	12,87	108,0	123,6	82,8	7,1	5,9	9,1	7,4	8,2	6,1
2012	8,76	6,5	12,18	96,3	109,4	75,8	7,2	5,9	9,2	7,5	8,4	6,1
2013	8,4	6,29	11,59	97,0	97,7	95,9	6,9	5,6	8,9	7,3	8,1	5,9
2014	8,36	6,24	11,4	121,0	139,1	94,4	6,7	5,5	8,5	7,3	8,3	5,8
2015	8,21	6,08	11,24	154,0	162,6	141,1	6,4	5,2	8,2	7,5	8,2	6,5
2016	8,13	6,09	10,99	96,2	85,1	112,4	6,3	5,2	7,8	7,1	8,1	5,6
2017	8,17	6,08	11,08	106,7	121,2	86,1	5,9	4,8	7,4	7,0	8,1	5,6

Таблица 2

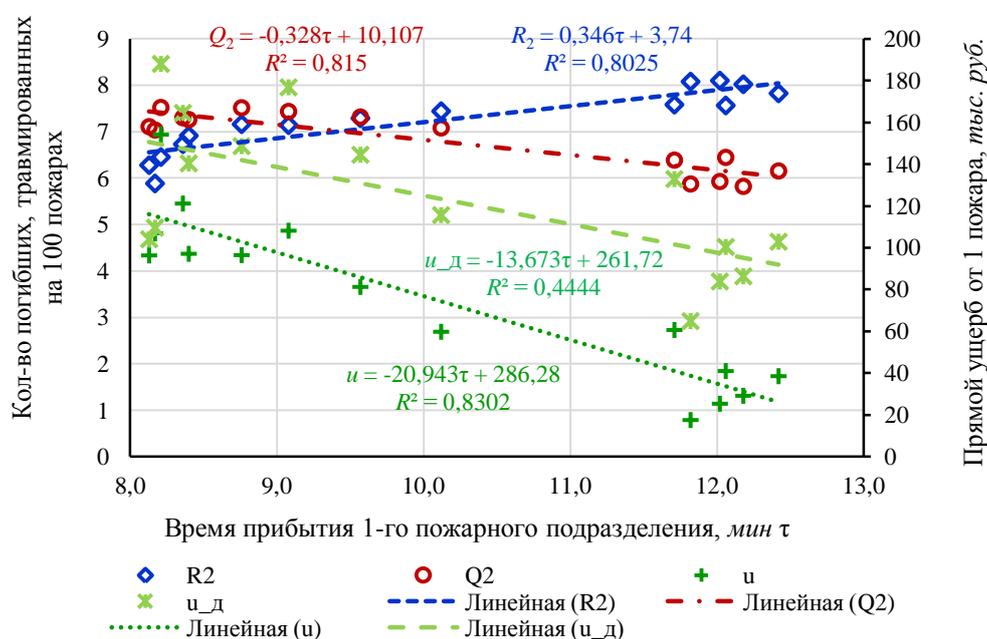
Средний прямой материальный ущерб в сопоставимых ценах (с учётом дефлятора к 2018 году)

Год	№ набл., $j$	Инфляция, %	Инфляция, ед.	Дефлятор	Прямой материальный ущерб		
					Все	Город	Село
2003	1	11,990	1,120	0,270	64,8	59,6	75,3
2004	2	11,740	1,117	0,302	83,7	83,4	84,4
2005	3	10,910	1,109	0,337	86,2	85,6	87,5
2006	4	9,000	1,090	0,374	102,7	106,5	95,7
2007	5	11,870	1,119	0,408	100,3	91,6	116,3
2008	6	13,280	1,133	0,456	132,7	138,6	122,0
2009	7	8,800	1,088	0,517	115,5	120,5	107,3
2010	8	8,780	1,088	0,562	144,3	115,6	189,9
2011	9	6,100	1,061	0,612	176,6	202,1	135,5
2012	10	6,580	1,066	0,649	148,5	168,6	116,8
2013	11	6,450	1,065	0,692	140,2	141,2	138,7
2014	12	11,360	1,114	0,736	164,4	189,0	128,3
2015	13	12,910	1,129	0,820	187,8	198,3	172,1
2016	14	5,380	1,054	0,926	103,9	92,0	121,5
2017	15	2,520	1,025	0,975	109,4	124,3	88,3

Для выявления зависимости выходных показателей  $u$ ,  $R_2$ ,  $Q_2$  от входного фактора  $\tau_{\text{приб}}$  использован стандартный инструментарий регрессионного анализа [1, 8]. По данным табл. 1 и 2 (для всех пожаров) построены соответствующие графики (рис. 2) в которых по горизонтальной оси отложены значения фактора  $\tau_{\text{приб}}$ , а по вертикальной (основной и вспомогательной) – значения  $u$ ,  $u_d$ ,  $R_2$ ,  $Q_2$ . На рис. 2 приведены и линии линейного тренда (в них  $\tau \triangleq \tau_{\text{приб}}$ ) по каждому из этих показателей.



**Рис. 1.** Средний прямой материальный ущерб от одного пожара в текущих и в сопоставимых ценах



**Рис. 2.** Зависимости показателей ущерба от времени прибытия первого пожарного подразделения и их линейные тренды по данным 2003-2017 гг.

Прокомментируем построенные линии трендов.

1. Линейная модель прямого материального ущерба в текущих ценах ( $u(\tau_{\text{приб}})$ ) более адекватно отражает статистические данные (так как коэффициент детерминации  $R^2 = 0,83$ ), чем линейная модель в сопоставимых ценах –  $u_d(\tau_{\text{приб}})$  ( $R^2 = 0,44$ ). Однако, это может быть обусловлено (рис. 1) тем, что применение дефлятора вносит дополнительные случайные составляющие (за счёт случайных колебаний инфляции) и делает зависимость от времени (по годам) более нелинейной. Для учёта обстоятельства будем применять в дальнейшем анализе полиномиальную аппроксимацию зависимости  $u_d(\tau_{\text{приб}})$ . Далее показатель прямого материального ущерба использован в сопоставимых ценах ( $u_d$ ) для придания большей обоснованности результатам и выводам.

2. Построенные линейные уравнения регрессии  $u_d(\tau_{\text{приб}})$ ,  $R_2(\tau_{\text{приб}})$  и  $Q_2(\tau_{\text{приб}})$  имеют некоторые "странности", не поддающиеся логическому объяснению и противоречащие здравому смыслу. Так, первая и третья функции убывают по мере увеличения  $\tau_{\text{приб}}$ , то есть чем больше время прибытия пожарного подразделения на пожар, тем меньше прямой материальный ущерб и тем меньше число людей, травмированных на пожаре. При этом количество людей, погибших на пожаре, растёт по мере роста  $\tau_{\text{приб}}$  (этот тренд не противоречит здравому смыслу).

Парадокс убывания функций  $u_d(\tau_{\text{приб}})$  и  $Q_2(\tau_{\text{приб}})$  частично можно объяснить изменением по годам статистических характеристик (то есть *нестационарностью*) наблюдений, приведённых в сборниках официальной пожарной статистики и в табл. 1. Необъяснимым остается вопрос о том, почему  $R_2(\tau_{\text{приб}})$  изменяется иначе по сравнению с  $u_d(\tau_{\text{приб}})$ , и  $Q_2(\tau_{\text{приб}})$  на интервале наблюдений 2003-2017 гг.

Нестационарность статистических данных может проявляться в том, что с 2009 года вступил в силу новый "Технический регламент о требованиях пожарной безопасности", в котором введены новые показатели реагирования ППС и регламентирована величина времени прибытия первого пожарного подразделения  $\tau_{\text{приб}}$  для города 10 минутами, а для сельской местности – 20 минутами.

### Кластерный анализ нестационарности временных рядов наблюдений

Проверим гипотезу нестационарности, воспользовавшись инструментарием кластерного анализа [1, 3]. Поскольку точки наблюдений, представленные на рис. 2, группируются идентично по каждому из показателей  $u_d$ ,  $R_2$ ,  $Q_2$ , покажем проявление нестационарности для группы точек, отражающих зависимость  $u_d(\tau_{\text{приб}})$  по всем пожарам.

Задача кластерного анализа заключается в следующем. **Дано** множество объектов ( $j = \overline{1, n}$ ), каждый из которых представлен точкой (вектором) в пространстве признаков –  $\bar{x}^j = [x_1^j \quad x_2^j \quad \dots \quad x_m^j]^T$ , где  $x_i^j$  – значение  $i$ -го признака для  $j$ -го объекта. **Найти** множество  $Y$  примерно однородных групп  $u_k \in Y$ , по которым распределены объекты  $\bar{x}^j$ . В результате кластеризации каждый объект исходного множества получит индекс привязки к соответствующему  $k$ -му кластеру –  $\bar{x}_k^j$ . То есть алгоритм кластеризации каждому номеру объекта ставит в соответствие номер кластера:  $j \rightarrow k$ .

Кластерный анализ не даёт однозначного решения, то есть вариантов разбиения исходного множества объектов на подмножества (кластеры) может быть несколько, в зависимости от используемого алгоритма и принятой в нём меры близости объектов.

Методы кластерного анализа достаточно неприхотливы и не требуют априорных предположений о выборке. Кроме того, методы позволяют анализировать статистические данные различного типа, представленные в абсолютных, относительных, интервальных, бинарных и других шкалах.

В методах кластерного анализа в качестве основного показателя (меры близости объектов) при разбиении на кластеры часто используется евклидово расстояние:

$$\Delta_{j,h} = \sqrt{\sum_{i=1}^m (x_i^j - x_i^h)^2}, \quad j, h = \overline{1, n}. \quad (2)$$

*Иерархические (агломеративные) методы* реализуют алгоритмы последовательного объединения исходных объектов с постепенным уменьшением количества подмножеств (кластеров). В начале работы таких алгоритмов каждая точка считается отдельным кластером. На каждом шаге объекты, наиболее близкие по показателю расстояния (например, (2)), объединяются в кластеры (агломераты). От шага к шагу укрупнение агломератов продолжается до тех пор, пока все объекты не сведутся в один кластер. В методах иерархической кластеризации используются и другие меры близости точек исходного множества (например, взвешенное или невзвешенное парное среднее, расстояние до ближнего соседа, и др.). Основным недостатком иерархических методов обусловлен "проклятием размерности" – существенным ростом трудоемкости вычислений для больших выборок.

При использовании неиерархических методов число искомым кластеров должно быть априори известно. Суть этих методов заключается в перераспределении на каждом шаге точек исходной выборки между кластерами таким образом, чтобы целевая функция, описывающая качество разбиения, принимала более оптимальное (обычно минимальное) значение. Алгоритм завершает работу, если более нет возможности существенно улучшить значение целевого показателя разбиения. Среди неиерархических методов кластеризации наиболее распространен метод  $K$ -средних, в котором используется критерий минимизации суммарного евклидова расстояния до центров всех кластеров:

$$V(S_k) = \sum_{k=1}^K \sum_{\bar{x}^j \in S_k} \sum_{i=1}^m (x_i^j - \mu_i^k)^2, \quad (3)$$

где  $\bar{\mu}^k = [\mu_1^k \quad \mu_2^k \quad \dots \quad \mu_m^k]^T$  – точка – центр  $k$ -го кластера на текущем шаге кластеризации;

$S_k$  – множество, состоящее из векторов  $\bar{x}^j$ , принадлежащих  $k$ -му кластеру на текущем шаге кластеризации.

Для обеспечения корректности вычислений и уменьшения вычислительной трудоёмкости, перед использованием алгоритма кластеризации проведём нормирование исходной выборки путём центрирования и масштабирования множества исходных точек  $\bar{x}^j$ . Множество нормированных точек  $\bar{z}^j$  имеет следующие координаты:

$$z_i^j = \frac{x_i^j - \tilde{x}_i}{\sigma_{x_i}}, \quad (4)$$

где  $\sigma_{x_i}$  – среднее квадратическое отклонение для  $i$ -й координаты исходного множества точек выборки;

$\tilde{x}_i$  – выборочное среднее для  $i$ -й координаты исходного множества точек выборки.

После проведения кластерного анализа нормированных данных полученные результаты желательно иметь в исходных шкалах, для чего можно воспользоваться обратной перекодировкой по формуле:

$$x_i^j = \tilde{x}_i + \sigma_{x_i} z_i^j, \quad (5)$$

Метод  $K$ -средних обычно реализуется в виде следующих шагов [1, 3]:

*Шаг 1.* Каждая точка исходной выборки приписывается одному из  $K$  кластеров (то есть формируются начальные подмножества  $S_k$ ).

*Шаг 2.* Вычисляется центр каждого кластера (векторы  $\bar{\mu}^k$ ) как среднее арифметическое всех точек, входящих в этот кластер (по каждой из координат).

*Шаг 3.* Вычисляется значение целевого показателя  $V(S_k)$  по формуле (3).

*Шаг 4.* Для каждой точки выборки вычисляется расстояние до центра каждого кластера. Точки приписываются к тем кластерам, расстояние до центра которых минимально. При этом может измениться состав подмножеств  $S_k$ , а значит и расположение центров кластеров  $\bar{\mu}^k$ .

*Шаг 5.* Для текущих  $S_k$  и  $\bar{\mu}^k$  вычисляется значение целевого показателя  $V(S_k)$ . Если оно меньше предыдущего более чем заданный порог точности, то процесс кластеризации прекращается, иначе следует перейти к шагу 4.

В методе  $K$ -средних, в отличие от иерархического, необходимо априори задать количество кластеров, что можно сделать предварительным проведением иерархической кластеризации, в ходе которой и определить желательное количество кластеров.

В данном подразделе объектами кластеризации являются точки  $\bar{x}^j = [\tau_{\text{приб}} \quad u_d]^T$ . Значения координат приведены соответственно в табл. 1 (колонка "Все" в группе "Время прибыт. 1-го") и в табл. 2 (колонка "Все" в группе "Прямой материальный ущерб"). Индексы номера точки выборки ( $j = \overline{1, 15}$ ) соответствуют порядковому номеру строки наблюдений (табл. 2).

Для проведения кластерного анализа выполнено нормирование координат точек  $\bar{x}^j$  по формуле (4). Для анализа нормированной выборки  $\bar{z}^j$  использованы средства программного комплекса *Statistica* [3].

Дерево иерархической кластеризации представлено на рис. 3. Из диаграммы видны явно выраженные два кластера, в один из которых входят точки, имеющие индексы наблюдений  $j = \overline{1; 7}$ , для второго кластера –  $j = \overline{8; 15}$ .

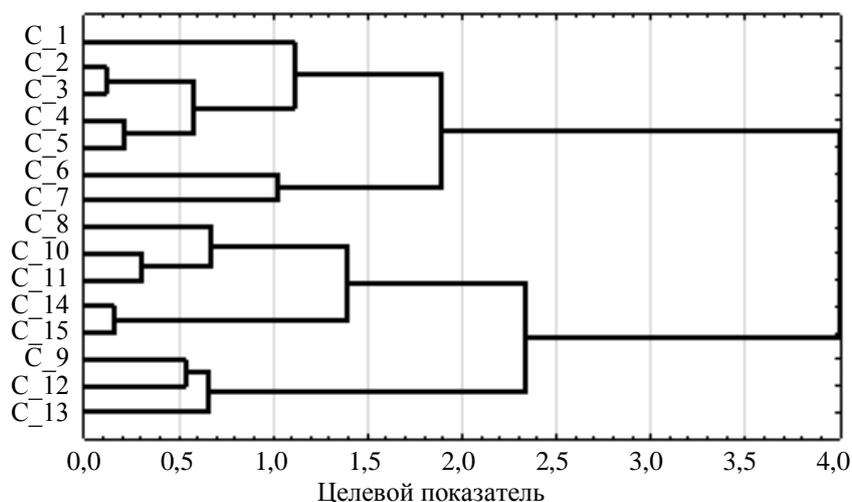


Рис. 3. Дерево иерархической кластеризации точек  $C_j \triangleq \bar{z}^j$

С учётом выявления двух основных кластеров использован метод  $K$ -средних и выполнен более "тонкий" кластерный анализ для той же выборки наблюдений, что позволило построить оценки координат центров кластеров – это соответственно:  $\bar{\mu}^1 = [11,76 \quad 97,99]^T$  и  $\bar{\mu}^2 = [8,59 \quad 146,90]^T$ . Оба выявленных кластера и центры (в исходных шкалах) приведены рис. 4.

Полученные результаты имеют высокий уровень точности, что подтверждается уровнем значимости не хуже  $\alpha = 0,05$  по критерию Фишера.

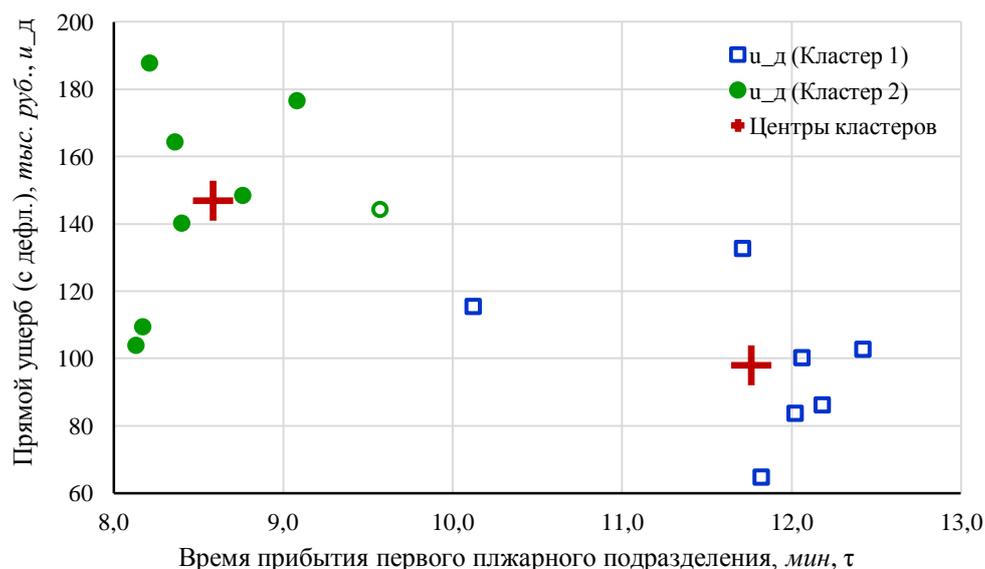


Рис. 4. Кластеры выборки  $\bar{x}^j(\tau_{\text{приб}} \quad u_{\text{д}})$

На диаграмме видно, что вычисленные центры кластеров визуально не противоречат интуитивному представлению о разбиении множества всех точек наблюдения на две группы. При этом можно заметить, что в каждом из двух кластеров имеется по одной точке, находящейся как бы между ними, соответствуют 2009 г. и 2010 г. Для анализа закономерностей на основании каждого кластера представляется целесообразным исключить две пограничные точки из дальнейшего анализа, так как их положение можно объяснить переходным периодом, когда новый "Технический регламент о требованиях пожарной безопасности" вступил в силу, но в показателях реагирования переход не был мгновенным и продолжался (как видно из статистики наблюдений) порядка двух лет. Точка, исключаемая из 2-го кластера (2010 г.) на рис. 4 показана круглой без заливки.

### Выявление зависимостей показателей ущерба от времени прибытия первого пожарного подразделения

На основании проведенного кластерного анализа можно заключить, что для получения корректных зависимостей показателей ущерба ( $u_d, R_2, Q_2$ ) от времени прибытия первого пожарного подразделения на пожар ( $\tau_{\text{приб}}$ ) целесообразно рассматривать те подвыборки данных, из которых исключён фактор нестационарности, обусловленный переходом ППС на новый "Технический регламент о требованиях пожарной безопасности". Это обстоятельство приводит к необходимости рассмотрения точек только второго кластера, то есть тех официальных статистических данных, которые относятся к периоду 2011-2017 гг.

На рис. 5 отображены выборки данных для  $u_d(\tau_{\text{приб}})$ ,  $R_2(\tau_{\text{приб}})$  и  $Q_2(\tau_{\text{приб}})$  по всем пожарам за период 2011-2017 гг. Там же показаны линии тренда (парная линейная регрессия) и коэффициенты детерминации для каждого из рассматриваемых показателей ущерба.

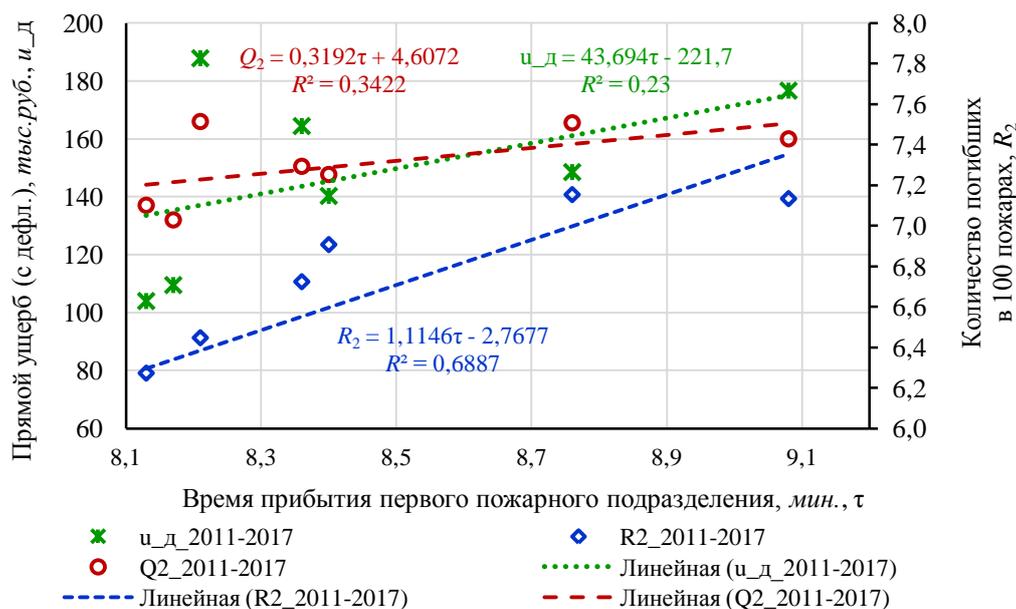


Рис. 5. Данные наблюдений  $u_d(\tau_{\text{приб}})$ ,  $R_2(\tau_{\text{приб}})$  и  $Q_2(\tau_{\text{приб}})$  за период 2011-2017 гг.

Исключение фактора нестационарности путём отбрасывания данных, полученных ранее 2011 г., привело к тому, что все три показателя ущерба от пожара возрастают с увеличением времени прибытия первого пожарного подразделения.

Уравнения регрессии, в аналитической форме отражающие зависимости показателей ущерба от времени прибытия первого пожарного подразделения в аналитической форме, имеют вид:

$$u_d = -221,7 + 43,694\tau_{\text{приб}}; \quad (6)$$

$$R_2 = -2,7677 + 1,1146\tau_{\text{приб}}; \quad (7)$$

$$Q_2 = 4,6072 + 0,3192\tau_{\text{приб}}. \quad (8)$$

Регрессионный анализ показал, что коэффициенты детерминации построенных уравнений не высоки. Это можно объяснить такими причинами как малый объём выборки, наличие факторов, не вошедших в модели, но значимо влияющих на отклик (показатели ущерба от пожаров).

Приведенные уравнения парной регрессии значимы с уровнями значимости соответственно  $\alpha_{u_d} = 0,28$ ;  $\alpha_{R_2} = 0,02$ ;  $\alpha_{Q_2} = 0,17$ , что позволяет использовать их в целях прогнозирования. Однако, коэффициенты регрессионных моделей (6)-(8) не все значимы с уровнем значимости  $\alpha = 0,05$ , что не позволяет использовать их в целях анализа чувствительности отклика к изменениям того или иного фактора, что, однако, для парной регрессии и не является актуальным.

Построенные модели могут служить основой для расчёта эффекта от уменьшения времени прибытия первого пожарного подразделения  $\tau_{\text{приб}}$ . Поскольку все три уравнения регрессии линейны, то коэффициенты при переменной  $\tau_{\text{приб}}$  и определяют тот эффект в единицах измерения показателей, который может быть достигнут при уменьшении (или увеличении) фактора  $\tau_{\text{приб}}$  на одну минуту. Таким образом, уменьшение на одну минуту (для всех пожаров) времени прибытия первого пожарного подразделения ( $\Delta\tau_{\text{приб}} = 1$ ) приведет к следующему уменьшению значений показателей ущерба:  $\Delta u_d = 43,7 \text{ тыс. руб.}$ ;  $\Delta R_2 = 1,1 \text{ чел.}$ ;  $\Delta Q_2 = 0,3 \text{ чел.}$

### Выводы

1. Статистический анализ данных о пожарах за 2003-2017 гг. показал наличие явной нестационарности, что позволило разбить выборку наблюдений на две группы, относящиеся соответственно к периодам 2003-2009 гг. и 2010-2017 гг. Причиной нестационарности показателей пожарной статистики явно стало введение нового регламента пожарной безопасности на границе указанных периодов.

2. В целях повышения корректности анализа и большей обоснованности выводов показатель прямого материального ущерба в текущих ценах откорректирован с помощью дефлятора относительно 2018 года. Это позволили рассматривать данный показатель для ряда прошлых лет в сопоставимых ценах.

3. Построенные регрессионные модели позволили увязать в аналитической форме время прибытия первого пожарного подразделения с показателями прямого материального ущерба от одного пожара, количеством людей погибших и травмированных на 100 пожаров. Данные модели позволяют оценить эффект от сокращения времени прибытия первого подразделения в виде сокращения прямого материального ущерба на один пожар и сокращения количества погибших и травмированных людей на 100 пожаров.

4. При уменьшении времени прибытия первого пожарного подразделения  $\tau_{\text{приб}}$  на одну минуту (для всех пожаров):

- средний прямой материальный ущерб от одного пожара уменьшится на 43,7 тыс. руб.;
- среднее количество погибших людей на 100 пожаров сократится на 1,1 человек;
- среднее количество травмированных людей на 100 пожаров сократится на 0,3 человек.

#### Литература

1. Айвазян С. А., Мхитарян В. С. Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: Юнити, 1998. 1000 с.
2. Алексеев С. П. О сокращении среднего времени прибытия первого пожарного подразделения на пожар в сельской местности // Технологии техносферной безопасности. 2015. Вып. 5 (63). С. 243-249. <http://academygps.ru/ttb>.
3. Боровиков В. П. Statistica: искусство анализа данных на компьютере. СПб.: Питер. 2001. 656 с.
4. Брушлинский Н. Н., Соколов С. В. Математические методы и модели управления в ГПС и РСЧС. М.: Академия ГПС МЧС России. 2011. 250 с.
5. Брушлинский Н. Н., Соколов С. В. О нормировании времени прибытия пожарных подразделений к месту пожара // Пожаровзрывобезопасность. 2011. Т. 20. № 9. С. 42-48.
6. Вилисов В. Я. Адаптивные модели исследования операций в экономике. М.: Энит, 2007. 286 с.
7. Пожары и пожарная безопасность в 2016 г. Статистический сборник. М.: ВНИИПО МЧС России. 2017. 124 с.
8. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. М.: Мир, 1980. 456 с.
9. Семиков В. Л. Комплексные исследования проблем безопасности // Технологии техносферной безопасности. 2015. Вып. 5 (63). С. 235-242. <http://academygps.ru/ttb>.
10. Семиков В. Л., Прокушин А. В., Нгуен Ба Туан. Управление проектами в системах безопасности // Технологии техносферной безопасности. 2016. Вып. 5 (69). С. 192-197. <http://academygps.ru/ttb>.

Материал поступил в редакцию 30 марта 2018 г.

Для цитирования: Семиков В. Л., Алексеев С. П., Вилисов В. Я. Статистический анализ зависимости показателей ущерба от времени прибытия первого пожарного подразделения на пожар // Технологии техносферной безопасности. – Вып. 2 (84). – 2019. – С. 72-83. DOI: 10.25257/TTS.2019.2.84.72-83.

V. L. Semikov, S. P. Alekseev, V. Ya. Vilisov

## STATISTICAL ANALYSIS OF THE DEPENDENCE OF DAMAGES FROM THE TIME OF ARRIVAL OF THE FIRST FIRE DIVISION TO FIRE

An approach to the construction of analytical polynomial models reflecting the dependence of fire safety indicators on such an important parameter of fire service response as the arrival time of the first fire Department is proposed. Among the indicators of fire damage considered direct material damage from one fire, the number of people killed and injured by 100 fires. The statistics used in this analysis reflect data on all fires for the period from 2003 to 2017. Regression and cluster analysis showed the presence of a clear non-stationarity, which allowed to divide the sample observations into two groups, respectively, for the periods 2003-2009 and 2010-2017 the reason for the non-stationarity of fire statistics clearly was the introduction of a new fire safety regulations at the border of these periods. Subsequent regression analysis of the data according to the statistics of the second period allowed us to approximate linear models of the statistical dependence between the indicators of the damage from the fires and the time of arrival of the first fire division. The constructed models allow estimate effect from reduction of time of arrival of the first division in the form of reduction of direct material damage on one fire and reduction of number of the lost and injured in 100 fires of people.

Key words: cluster analysis, regression analysis, time of arrival, property damage, statistics, approximation, model.

### Reference

1. Ajvazyan S. A., Mhitaryan V. S. *Prikladnaya statistika i osnovy ehkonometriki* [Applied statistics and econometrics basics]. Moscow, Yuniti Publ., 1998, 1000 p.
2. Alekseev S. P. To reduce the average time of arrival of the first fire units on the fire in rural areas. *Tehnologii tehnosfernoj bezopasnosti / Technology of technosphere safety*, 2015, vol. 5 (63), pp. 243-249. Available at: <http://academygps.ru/ttb> (in Russian).
3. Borovikov V. P. *Statistica: iskusstvo analiza dannyh na komp'yutere* [Statistica: the art of analyzing data on a computer]. Saint Petersburg, Piter Publ., 2001, 656 p.
4. Brushlinskij N.N., Sokolov S.V. *Matematicheskie Metody i modeli upravleniya v GPS i RSCHS* [Mathematical methods and control models in Emercom and RSChS]. Moscow, Academy of State Fire Service of Emercom of Russia Publ., 2011. 250 p.
5. Brushlinskiy N. N., Sokolov S. V. About Regulations of Response Time of Fire Services. *Pozharovzryvbezopasnost / Fire and Explosion Safety*, 2011, vol. 20, no. 9, pp. 42-48 (in Russian).
6. Vilisov V. Ya. *Adaptivnye modeli issledovaniya operacij v ehkonomike* [Adaptive models of operations research in economics]. Moscow, Ehnit Publ., 2007, 286 p.
7. *Pozhary i pozharnaya bezopasnost' v 2016 g. Statisticheskij sbornik* [Fire and fire safety in 2016. Statistical compilation]. Moscow, All-Russian Research Institute for Fire Protection of Emercom of Russia Publ., 2017, 124 p.
8. Seber Dzh. *Linejnyj regressionnyj analiz* [Linear regression analysis]. Moscow, Mir Publ., 1980, 456 p.
9. Semikov V. L. Complex researches of security problems. *Tehnologii tehnosfernoj bezopasnosti / Technology of technosphere safety*, 2015, vol. 5 (63), pp. 235-242. Available at: <http://academygps.ru/ttb> (in Russian).
10. Semikov V.L., Prokushin A.V., Nguyen Ba Tuan. Project management in safety systems. *Tehnologii tehnosfernoj bezopasnosti / Technology of technosphere safety*, 2016, vol. 5 (69), pp. 192-197. Available at: <http://academygps.ru/ttb> (in Russian).

**For citation:** Semikov V. L., Alekseev S. P., Vilisov V. Ya. Statistical analysis of the dependence of damages from the time of arrival of the first fire division to fire. *Tehnologii tehnosfernoj bezopasnosti / Technology of technosphere safety*, vol. 2 (84), 2019, pp. 72-83 (in Russian). DOI: 10.25257/TTS.2019.2.84.72-83.