

---

---

## ОБЕСПЕЧЕНИЕ ПОЖАРНОЙ И ПРОМЫШЛЕННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ

---

---

УДК 629.7, 614.84:519

**И. А. Кайбичев<sup>1</sup>, Е. К. Кайбичева<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>Уральский институт ГПС МЧС России, Екатеринбург, Россия

<sup>2</sup>Уральский государственный экономический университет, Екатеринбург, Россия

### УСТОЙЧИВОСТЬ ВРЕМЕННОГО РЯДА ПОЖАРОВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

*Аннотация:* В связи с изменением правил учета в Российской Федерации в 2019 году наблюдался скачок количества пожаров в 3,58 раза. Предпринята попытка исследования произошедшего скачка на устойчивость временного ряда пожаров. Установлено, что размах колеблемости увеличился в 21,8 раза, индекс устойчивости уровней временного ряда отклонился от нормативного значения в 1,61 раза, среднее линейное отклонение возросло в 8,62 раза, среднее квадратичное отклонение в 12,12 раза, коэффициент линейной колеблемости увеличился в 7,93 раза, коэффициент колеблемости увеличился в 11,23 раза. Коэффициент устойчивости снизился в 1,57 раза. Наблюдали также снижение модуля коэффициента ранговой корреляции Спирмена в 1,7 раза. Расчет индекса корреляции привел к выводу о потере устойчивости временного ряда в 2019 году. Модуль комплексного показателя устойчивости Каякиной снижается на 42,31 раза, что также свидетельствует о потере устойчивости временного ряда.

*Ключевые слова:* устойчивость, временной ряд, количество пожаров, Российская Федерация.

#### *Введение*

К данному моменту в литературе преобладают исследования временных рядов пожаров с целью прогнозирования [1-15]. Вопрос об устойчивости [16, 17] временного ряда пожаров не исследован.

#### *Постановка проблемы*

Временной ряд количества пожаров (X, тыс. ед.) в Российской Федерации (рисунок 1) имел нисходящую тенденцию в период 2001-2018 годов, затем в 2019 году наблюдается рост, связанный с изменением правил учета пожаров.

Наблюдаемый скачок значений в 3,58 раза в 2019 году может сказаться на устойчивости временного ряда количества пожаров.

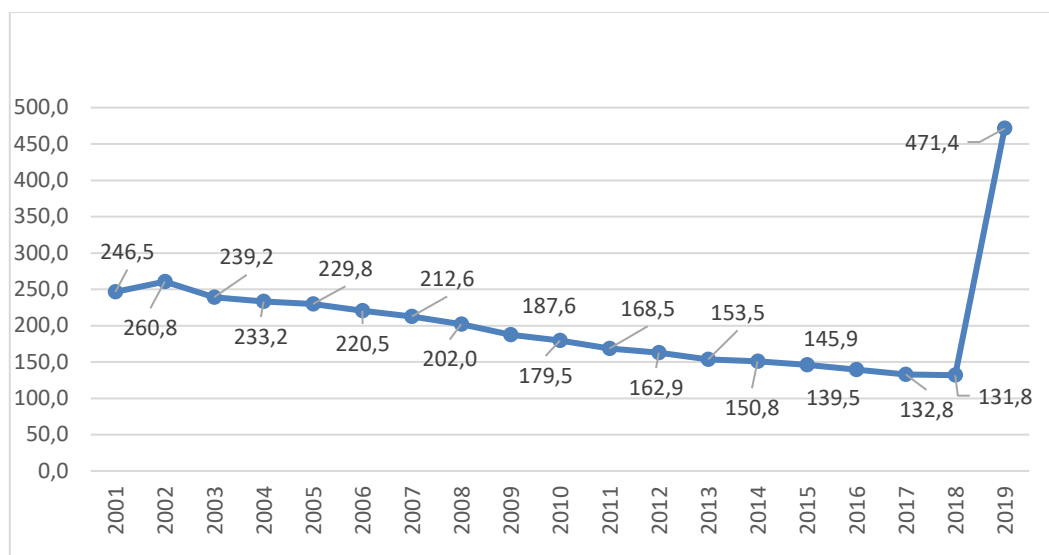


Рисунок 1 - Количество пожаров в Российской Федерации, тыс. ед.

*Основная часть*

*Оценка устойчивости уровней временного ряда. Размах колеблемости*

Самая простая оценка устойчивости временного ряда основана на выделении тренда. Значения уровней ряда, расположенных выше линии тренда, относят к благоприятным ( $X_{\text{благ}}$ ), ниже линии тренда – к неблагоприятным ( $X_{\text{неблаг}}$ ). Далее рассчитывают размах колеблемости за средних уровней за благоприятные и неблагоприятные периоды времени [16]:

$$R = \bar{X}_{\text{благ}} - \bar{X}_{\text{неблаг}} \quad (1)$$

где  $\bar{X}_{\text{благ}}$  - среднее значение уровней за благоприятные моменты времени,  $\bar{X}_{\text{неблаг}}$  - среднее значение уровней за неблагоприятные моменты времени.

Данные 2001-2018 годов аппроксимировали (рисунок 2) линейным трендом

$$X_i^* = -7,90857 * T_i + 16081,01 \quad (2)$$

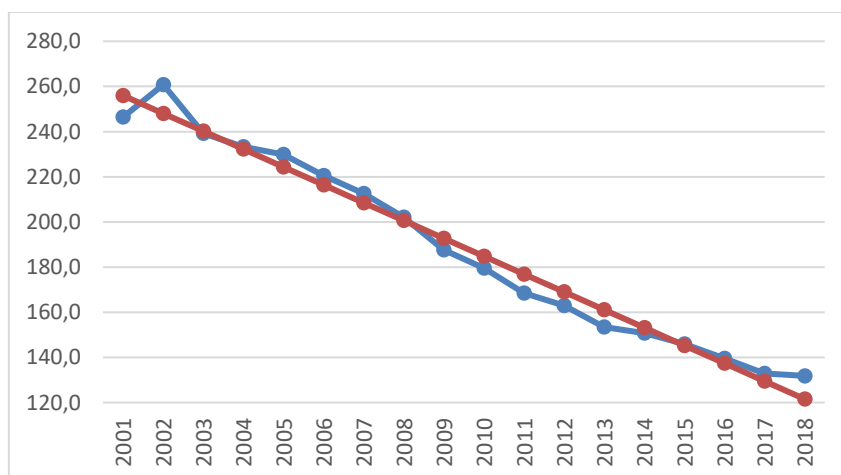


Рисунок 2 - Аппроксимация данных 2001-2018 годов линейным трендом

Выше линии тренда (2) расположены значения 2002, 2004-2008, 2015-2018 годов,  $\bar{X}_{\text{благ}} = 190,9$ . Ниже линии тренда расположены значения 2001, 2003, 2009-2014, годов,  $\bar{X}_{\text{неблаг}} = 186,1$ . Согласно формуле (1) размах колеблемости  $R = 4,8$ .

Данные 2001-2019 годов аппроксимировали (рисунок 3) линейным трендом

$$X_i^* = -2,2593 * T_i + 4744,811 \quad (3)$$

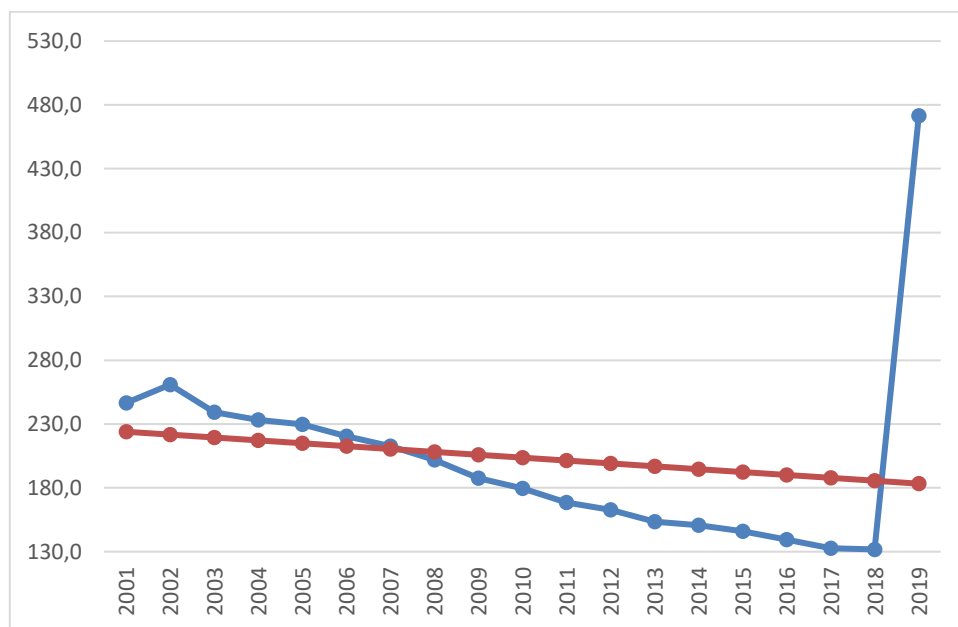


Рисунок 3 - Аппроксимация данных 2001-2019 годов линейным трендом

Выше линии тренда (3) расположены значения 2001-2007, 2019 годов,  $\bar{X}_{\text{благ}} = 264,3$ . Ниже линии тренда расположены значения 2008-2018 годов,  $\bar{X}_{\text{неблаг}} = 159,5$ . Согласно формуле (1) размах колеблемости  $R = 104,7$ .

Таким образом скачок значений в 2019 году в 3,58 раза привел к увеличению размаха колеблемости в 21,8 раза.

*Индекс устойчивости уровней временного ряда*

В качестве такого индекса используют отношение средних уровней за благоприятный и неблагоприятный периоды [16]:

$$I = \frac{\bar{X}_{\text{благ}}}{\bar{X}_{\text{неблаг}}} \quad (4)$$

Для периода 2001-2018 годов из (4) получили  $I = 1,03$ . Это значение близко к нормативному значению 1, следовательно, ряд устойчив. Для периода 2001-2019 годов из формулы (4) получили  $I = 1,66$ .

Происходит увеличение индекса устойчивости временного ряда в 1,61 раза. Это свидетельствует о заметной потере устойчивости ряда.

*Абсолютные показатели отклонений уровней временного ряда от тренда*

К таким показателям относят [16] среднее линейное отклонение

$$L = \frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^n |X_i - X_i^*| \quad (5)$$

где  $n$  – количество членов ряда,  $X_i$  – фактическое значение уровня,  $X_i^*$  – уровни, рассчитанные на основании уравнения линии тренда,  $p$  – число параметров уравнения линии тренда.

Для периода 2001-2018 годов среднее линейное отклонение  $L = 5,6$ , а для 2001-2019 годов  $L = 48,3$ . Следовательно, среднее линейное отклонение возрастает в 8,62 раза.

Часто применяется также среднее квадратичное отклонение [16]:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^n (X_i - X_i^*)^2} \quad (6)$$

Этот показатель показывает точность модели тренда.

Для периода 2001-2018 годов среднее квадратичное отклонение  $\sigma = 6,4$ , а для 2001-2019 годов  $\sigma = 71,8$ . Таким образом, наблюдается рост среднего квадратичного отклонения в 12,12 раза.

Среднее линейное и квадратичное отклонения показывают заметный рост колебаний фактических уровней временного ряда около линии тренда при учете данных 2019 года.

Коэффициент линейной колеблемости рассчитывают по формуле [16]:

$$V_L = \frac{L}{\bar{X}} * 100 \% \quad (7)$$

где  $\bar{X}$  – средний уровень временного ряда.

Для периода 2001-2018 годов коэффициент линейной колеблемости  $V_L = 2,99 \%$ , а для 2001-2019 годов  $V_L = 23,72 \%$ . Происходит увеличение коэффициента линейной колеблемости в 7,93 раза.

Коэффициент колеблемости рассчитывают по формуле [16]:

$$V_\sigma = \frac{\sigma}{\bar{X}} * 100 \% \quad (8)$$

где  $\bar{X}$  – средний уровень временного ряда.

Для периода 2001-2018 годов коэффициент колеблемости  $V_\sigma = 3,42 \%$ , а для 2001-2019 годов  $V_\sigma = 38,37 \%$ . Происходит увеличение коэффициента колеблемости в 11,22 раза.

Коэффициент устойчивости [16]:

$$K = 100 - V_\sigma \quad (9)$$

для периода 2001-2018 годов составил  $K = 96,58 \%$ , для 2001-2019 годов  $K = 61,63 \%$ . Происходит снижение устойчивости в 1,57 раза.

*Оценка устойчивости тенденции динамики*

Такая оценка основана на расчете коэффициента ранговой корреляции Спирмена и индекса корреляции.

*Коэффициент ранговой корреляции Спирмена*

Основной показатель устойчивости тенденции динамики временного ряда – коэффициент ранговой корреляции Спирмена [17]:

$$K_S = 1 - \frac{6 * \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n} \quad (10)$$

Здесь  $n$  – количество членов временного ряда, а

$$d_i = R_{X_i} - R_{T_i} \quad (11)$$

- разность рангов  $R_{X_i}$  количества пожаров и рангов  $R_{T_i}$  периода времени  $T$ . При этом периоды времени  $T$  и количество пожаров  $X$  нумеруются в порядке возрастания (таблица 1).

Таблица 1 – Расчет коэффициента ранговой корреляции Спирмена для 2001-2018 годов

$T_i$	$X_i$	$R_{T_i}$	$R_{X_i}$	$d_i$	$d_i^2$	$T_i$	$X_i$	$R_{T_i}$	$R_{X_i}$	$d_i$	$d_i^2$
2001	246,5	1	17	16	256	2010	179,5	10	9	-1	1
2002	260,8	2	18	16	256	2011	168,5	11	8	-3	9
2003	239,2	3	16	13	169	2012	162,9	12	7	-5	25
2004	233,2	4	15	11	121	2013	153,5	13	6	-7	49
2005	229,8	5	14	9	81	2014	150,8	14	5	-9	81
2006	220,5	6	13	7	49	2015	145,9	15	4	-11	121
2007	212,6	7	12	5	25	2016	139,5	16	3	-13	169
2008	202,0	8	11	3	9	2017	132,8	17	2	-15	225
2009	187,6	9	10	1	1	2018	131,8	18	1	-17	289
$K_S$											-0,998

Коэффициент ранговой корреляции Спирмена  $K_S$  может принимать значения в пределах от 0 до  $\pm 1$ .

При наличии непрерывной тенденции роста (когда каждый уровень ряда исследуемого периода выше, чем предыдущий) ранги уровней ряда и номера лет совпадают, коэффициент ранговой корреляции Спирмена  $K_S = +1$ . Это означает полную устойчивость роста уровней ряда.

Рост уровней ближе к непрерывному с приближением  $K_S$  к  $+1$ . При этом выше устойчивость роста. Временной ряд совершенно неустойчив при  $K_S = 0$ . Снижение уровней ряда происходит при приближении  $K_S$  к  $-1$ .

Для периода 2001-2018 годов  $K_S = -0,998$  (таблица 1). Следовательно, наблюдается устойчивое снижение количества пожаров.

Для периода 2001-2019 годов  $K_S = -0,698$  (таблица 2). Происходит снижение модуля коэффициента ранговой корреляции Спирмена в 1,7 раза. Однако, заметное отличие  $K_S$  от нуля свидетельствует о том, что полная потеря устойчивости не произошла.

Коэффициент устойчивости роста  $K_S$  имеет слабую чувствительность к изменениям скорости роста уровней ряда. В случае устойчивости роста временного ряда при незначительно отличающихся от нуля приростах уровней  $K_S$  может привести к выводу об устойчивости.

На основании коэффициента ранговой корреляции Спирмена можно сделать вывод о заметном снижении устойчивости тенденции динамики временного ряда количества пожаров в 2019 году, однако полной потери устойчивости динамики ряда не происходит.

Таблица 2 – Расчет коэффициента ранговой корреляции Спирмена для 2001-2019 годов

T <sub>i</sub>	X <sub>i</sub>	R <sub>Ti</sub>	R <sub>Xi</sub>	d <sub>i</sub>	d <sub>i</sub> <sup>2</sup>	T <sub>i</sub>	X <sub>i</sub>	R <sub>Ti</sub>	R <sub>Xi</sub>	d <sub>i</sub>	d <sub>i</sub> <sup>2</sup>
2001	246,5	1	17	16	256	2011	168,5	11	8	-3	9
2002	260,8	2	18	16	256	2012	162,9	12	7	-5	25
2003	239,2	3	16	13	169	2013	153,5	13	6	-7	49
2004	233,2	4	15	11	121	2014	150,8	14	5	-9	81
2005	229,8	5	14	9	81	2015	145,9	15	4	-11	121
2006	220,5	6	13	7	49	2016	139,5	16	3	-13	169
2007	212,6	7	12	5	25	2017	132,8	17	2	-15	225
2008	202,0	8	11	3	9	2018	131,8	18	1	-17	289
2009	187,6	9	10	1	1	2019	471,4	19	19	0	0
2010	179,5	10	9	-1	1						
K <sub>S</sub>											-0,698

*Индекс корреляции*

Для оценки устойчивости тенденции динамики также применяют индекс корреляции [17]:

$$J_r = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - X_i^*)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}} \quad (12)$$

Здесь X<sub>i</sub> – уровни значений временного ряда,  $\bar{X}$  – среднее значение уровней, X<sub>i</sub><sup>\*</sup> - уровни временного ряда, рассчитанные на основании уравнения линии тренда.

Данные 2001-2018 годов аппроксимировали линейным трендом (2). При этом индекс корреляции J<sub>r</sub> = 0,989 (таблица 3). Близость к 1 свидетельствует о большой устойчивости ряда.

Таблица 3 – Расчет индекса корреляции для 2001-2018 годов

T <sub>i</sub>	X <sub>i</sub>	X <sub>i</sub> <sup>*</sup>	T <sub>i</sub>	X <sub>i</sub>	X <sub>i</sub> <sup>*</sup>
2001	246,5	256,0	2010	179,5	184,8
2002	260,8	248,1	2011	168,5	176,9
2003	239,2	240,2	2012	162,9	169,0
2004	233,2	232,2	2013	153,5	161,1
2005	229,8	224,3	2014	150,8	153,2
2006	220,5	216,4	2015	145,9	145,2
2007	212,6	208,5	2016	139,5	137,3
2008	202,0	200,6	2017	132,8	129,4
2009	187,6	192,7	2018	131,8	121,5
J <sub>r</sub>					0,989

Данные 2001-2019 годов аппроксимировали линейным трендом (3). При этом индекс корреляции J<sub>r</sub> = 0,165 (таблица 4). Близость к 0 свидетельствует о потере устойчивости ряда.

Таблица 4 – Расчет индекса корреляции для 2001-2019 годов

$T_i$	$X_i$	$X_i^*$	$T_i$	$X_i$	$X_i^*$
2001	246,5	224,0	2011	168,5	201,4
2002	260,8	221,7	2012	162,9	199,1
2003	239,2	219,4	2013	153,5	196,8
2004	233,2	217,2	2014	150,8	194,6
2005	229,8	214,9	2015	145,9	192,3
2006	220,5	212,7	2016	139,5	190,1
2007	212,6	210,4	2017	132,8	187,8
2008	202,0	208,1	2018	131,8	185,5
2009	187,6	205,9	2019	471,4	183,3
2010	179,5	203,6			
$J_r$					0,165

Недостаток индекса корреляции  $J_r$  состоит в необходимости определять уравнение линии тренда. В нашей ситуации этот подход демонстрирует большую чувствительность к заметному скачку показателей в 2019 году.

На основании индекса корреляции можно сделать вывод о потере устойчивости тенденции динамики временного ряда пожаров в 2019 году.

*Комплексный показатель устойчивости М. С. Каякиной*

Комплексный показатель устойчивости М.С. Каякиной [17-19] использует вместо уровней ряда параметр динамики

$$K = \frac{a}{s} \quad (13)$$

где  $a$  – параметр среднего прироста линейного тренда ( $X_i^* = a * T_i + b$ ),  
 $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - X_i^*)^2}{n-p}}$  – среднее квадратичное отклонение уровней ряда от уровней тренда,  
 $p$  – число параметров линии тренда (при использовании линейного тренда  $p = 2$ ). С ростом величины комплексного показателя устойчивости Каякиной уменьшается вероятность, что уровень ряда в следующем периоде будет меньше предыдущего.

Для данных 2001-2018 годов  $K = - 1,227$ . Для данных 2001-2019 годов  $K = - 0,029$ . Модуль комплексного показателя устойчивости Каякиной снижается на 42,31 раза. Это свидетельствует о потере устойчивости ряда.

На основании комплексного показателя устойчивости М. С. Каякиной можно сделать вывод о потере устойчивости временного ряда пожаров в 2019 году.

*Выводы:*

В Российской Федерации в 2019 году наблюдался скачок количества пожаров в 3,58 раза, который привел к увеличению размаха колеблемости в 21,8 раза, среднего линейного отклонение в 8,62 раза, среднего квадратичного отклонения в 12,12 раза, коэффициента линейной колеблемости в 7,93 раза, коэффициента колеблемости в 11,23 раза. Индекс устойчивости уровней временного ряда отклонился от нормативного значения в 1,66 раза. Коэффициент устойчивости снизился в 1,57 раза. Наблюдали также снижение модуля коэффициента ранговой корреляции Спирмена в 1,7 раза. Расчет индекса корреляции и комплексного показателя устойчивости Каякиной привели к выводу о потере устойчивости временного ряда в 2019 году.

Список литературы

1. Миронов М. П., Кайбичев И. А. Авторегрессионные модели при прогнозировании деятельности подразделений МЧС России // *Пожаровзрывобезопасность*. – 2010. – Т. 19. – № 5. – С. 4-10.
2. Батуро А. Н. Прогнозирование количества пожаров в регионе на основе теории временных рядов // *Технологии гражданской безопасности*. – 2013. – Т. 10. – № 3 (37). – С. 84-88.
3. Батуро А.Н. Среднесрочное прогнозирование количества пожаров с использованием автокорреляционных функций // *Природные и техногенные риски (физико-математические и прикладные аспекты)*. – 2014. – № 3 (11). – С. 28-36.
4. Пранов Б. М. О некоторых аспектах моделирования и прогнозирования временных рядов пожаров // *Материалы 23-й Междунар. научно-техн. конф. «Системы безопасности – 2014»*. – М.: Академия ГПС МЧС России, 2014. – С. 22–25.
5. Пранов Б. М. О некоторых подходах к моделированию и прогнозированию временных рядов пожарной статистики // *Технологии техносферной безопасности*. – 2014. – Вып. 5 (57). – С. 209-213. Режим доступа: <http://ipb.mos.ru/ttb/2014-5/2014-5.html> (дата обращения 28.11.2016 г.)
6. Бутузов С.Ю., Пранов Б. М., Нгуен Туан Ань. Модели прогнозирования временных рядов пожаров // *Пожары и чрезвычайные ситуации: предотвращение, ликвидация*. – 2016. – № 4. – С. 77-79.
7. Кайбичев И. А., Кайбичева Е. И. К вопросу об адекватности модели Кобба-Дугласа в прогнозировании временных рядов пожарной статистики // *Техносферная безопасность* – 2019. – № 2 (23). – С. 3-15.
8. Кайбичев И.А., Кайбичева Е.И. Регрессионный анализ временного ряда количества пожаров в России // *Сибирский пожарно-спасательный вестник*. – 2019. – № 3 (14). – С.49-53.
9. Берденова Д. К. Статистические методы прогнозирования лесных пожаров в Республике Казахстан // *Вестник Кокшетауского технического института*. – 2018. – № 4 (34). – С. 76-82.
10. Раимбеков К. Ж., Нарбаев К. А., Кусаинов А. Б., Осипов Р. Д. Анализ пожарной обстановки в Республике Казахстан // *Вестник Кокшетауского технического института*. – 2019. – № 2 (34). – С. 30-39.
11. Бутузов С. Ю., Ражников С. В., Рыженко А. А., Аманкешұлы Д. Применение искусственных нейронных сетей для оценки эффективности функционирования системы оповещения и информирования населения Российской Федерации при чрезвычайных ситуациях и пожарах // *Вестник Кокшетауского технического института*. – 2019. – № 4 (36). – С. 4-12.
12. Кайбичев И. А. Прогнозирование количества пожаров в Российской Федерации с помощью модели Ферхюльста // *Применение математических методов к решению задач МЧС России: сборник трудов XXX Междунар. научно-практ. конф.* – Химки: АГЗ МЧС России, 2020. – С. 55-59.
13. Кайбичев И. А., Тужиков Е. Н. Математическая модель количества пожаров в Свердловской области // *Техносферная безопасность*. – 2020. – № 3 (28). – С. 30-37.
14. Кайбичев И. А., Кайбичева Е. И. Использование нейрона для прогнозирования количества пожаров в Российской Федерации // *Техносферная безопасность*. – 2020. – № 3 (28). – С. 38-43.
15. Кайбичев И. А. Авторегрессионная модель количества пожаров первого порядка в Российской Федерации // *Актуальные проблемы пожарной безопасности, предупреждения и ликвидации чрезвычайных ситуаций. Сборник тезисов и докладов XI-ой Междунар. научно-практ. конф.* 15 октября 2020 г. – Кокшетау: КТИ МЧС РК, 2020. – С. 211-216.



16. Харин Ю. С. Устойчивость в статистическом прогнозировании временных рядов // Прикладная эконометрика. – 2006. – № 1. – С. 82-93.
17. Максимова Т. Г., Попова И. Н. Эконометрика: учебно-методическое пособие. – СПб.: Университет ИТМО, 2018. – 70 с.
18. Афанасьев В. Н., Юзбашев М. М. Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник. – М.: Финансы и статистика, 2001. – 228 с.
19. Каяйкина М. С. Статистические методы изучения динамики урожайности: (На примере совхозов Ленингр. обл.): Автореферат дис. на соискание ученой степени кандидата экономических наук. (08.600) / Ленингр. фин.-экон. ин-т им. Н.А. Вознесенского. – Ленинград: 1969. – 17 с.

#### References

1. Mironov M. P., Kajbichev I. A. Avtoregressionnyye modeli pri prognozirovanii deyatel'nosti podrazdelenij MCHS Rossii // Pozharovzryvobezopasnost'. – 2010. – Т. 19. – № 5. – С. 4-10.
2. Baturо А. N. Prognozirovanie kolichestva pozharov v regione na osnove teorii vremennyh ryadov // Tekhnologii grazhdanskoj bezopasnosti. – 2013. – Т. 10. – № 3 (37). – С. 84-88.
3. Baturо А. N. Srednesrochnoe prognozirovanie kolichestva pozharov s ispol'zovaniem avtokorrelyacionnyh funkcionij // Prirodnye i tekhnogennyye riski (fiziko-matematicheskie i prikladnye aspekty). – 2014. – № 3 (11). – С. 28-36.
4. Pranov B. M. O nekotoryh aspektah modelirovaniya i prognozirovaniya vremennyh ryadov pozharov // Materialy 23-j mezhdunarodnoj nauchno-tekhnicheskoj konferencii «Sistemy bezopasnosti – 2014». – М.: Akademiya GPS MCHS Rossii, 2014. – С. 22–25.
5. Pranov B. M. O nekotoryh podhodah k modelirovaniyu i prognozirovaniyu vremennyh ryadov pozharnoj statistiki // Tekhnologii tekhnosfernoj bezopasnosti. – 2014. – Vyp. 5 (57). – С. 209–213. Rezhim dostupa: <http://ipb.mos.ru/ttb/2014-5/2014-5.html> (data obrashcheniya 28.11.2016 g.)
6. Butuzov S. Yu., Pranov B. M., Nguen Tuan An'. Modeli prognozirovaniya vremennyh ryadov pozharov // Pozhary i chrezvychajnye situacii: predotvrashchenie, likvidaciya. – 2016. – № 4. – С. 77-79.
7. Kajbichev I. A., Kajbicheva E. I. K voprosu ob adekvatnosti modeli Kobba-Duglasy v prognozirovanii vremennyh ryadov pozharnoj statistiki // Tekhnosfernaya bezopasnost' – 2019. – № 2 (23). – С. 3-15.
8. Kajbichev I. A., Kajbicheva E. I. Regressionnyj analiz vremennogo ryada kolichestva pozharov v Rossii // Sibirskij pozharo-spasatel'nyj vestnik. – 2019. – № 3 (14). – С. 49-53.
9. Berdenova D. K. Statisticheskie metody prognozirovaniya lesnyh pozharov v Respublike Kazahstan // Vestnik Kokshetauskogo tekhnicheskogo instituta. – 2018. – № 4 (34). – С. 76—82.
10. Raimbekov K. Zh., Narbaev K. A., Kusainov A. B., Osipov R. D. Analiz pozharnoj obstanovki v Respublike Kazahstan // Vestnik Kokshetauskogo tekhnicheskogo instituta. – 2019. – № 2 (34). – С. 30-39.
11. Butuzov S. Yu., Razhnikov S. V., Ryzhenko A. A., Amankeshyly D. Primenenie iskusstvennyh nejronnyh setej dlya ocenki effektivnosti funkcionirovaniya sistemy opoveshcheniya i informirovaniya naseleniya Rossijskoj Federacii pri chrezvychajnyh situacijah i pozharah // Vestnik Kokshetauskogo tekhnicheskogo instituta. – 2019. – № 4 (36). – С. 4-12.
12. Kajbichev I. A. Prognozirovanie kolichestva pozharov v Rossijskoj Federacii s pomoshch'yu modeli Ferhyul'sta // Primenenie matematicheskikh metodov k resheniyu zadach MCHS Rossii: sbornik trudov HKHKH Mezhdunarodnoj nauchno-prakticheskoj konferencii. – Himki: AGZ MCHS Rossii, 2020. – С. 55-59.

13. Kajbichev I. A., Tuzhikov E. N. Matematicheskaya model' kolichestva pozharov v Sverdlovskoj oblasti // Tekhnosfernaya bezopasnost'. – 2020. – № 3 (28). – S. 30-37.
14. Kajbichev I. A., Kajbicheva E. I. Ispol'zovanie nejrona dlya prognozirovaniya kolichestva pozharov v Rossijskoj Federacii // Tekhnosfernaya bezopasnost'. – 2020. – № 3 (28). – S. 38-43.
15. Kajbichev I. A. Avtoregressionnaya model' kolichestva pozharov pervogo poryadka v Rossijskoj Federacii // Aktual'nye problemy pozharnoj bezopasnosti, preduprezhdeniya i likvidacii chrezvychajnyh situacij. Sbornik tezisov i dokladov III-oj Mezhdunarodnoj nauchno-prakticheskoj konferencii. 15 oktyabrya 2020 g. – Kokshetau: KTI MCHS RK, 2020. – S. 211-216.
16. Harin Yu. S. Ustojchivost' v statisticheskom prognozirovanii vremennyh ryadov // Prikladnaya ekonometrika. – 2006. – № 1. – S. 82-93.
17. Maksimova T. G., Popova I. N. Ekonometrika: uchebno-metodicheskoe posobie. – SPb.: Universitet ITMO, 2018. – 70 s.
18. Afanas'ev V. N., Yuzbashev M. M. Analiz vremennyh ryadov i prognozirovanie: uchebnik. – M.: Finansy i statistika, 2001. – 228 s.
19. Kayajkina M. S. Statisticheskie metody izucheniya dinamiki urozhajnosti: (Na primere sovhozov Leningr. obl.): Avtoreferat dis. na soiskanie uchenoj stepeni kandidata ekonomicheskikh nauk. (08.600) / Leningr. fin.-ekon. in-t im. N. A. Voznesenskogo. - Leningrad: 1969. – 17 s.

И. А. Кайбичев<sup>1</sup>, Е. И. Кайбичева<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Ресей ТЖМ МӨҚ Орал институты, Екатеринбург, Ресей

<sup>2</sup>Орал мемлекеттік экономикалық университеті, Екатеринбург, Ресей

#### РЕСЕЙ ФЕДЕРАЦИЯСЫНДАҒЫ УАҚЫТША ӨРТТЕРДІҢ ТҰРАҚТЫЛЫҒЫ

*Аңдатпа:* Есепке алу ережелерінің өзгеруіне байланысты Ресей Федерациясында 2019 жылы өрт санының 3,58 есе өсуі байқалды. Уақытша өрттердің тұрақтылығына секіруді зерттеуге әрекет жасалды. Тербеліс ауқымы 21,8 есе, уақыт қатарлары деңгейлерінің тұрақтылық индексі нормативтік мәннен 1,61 есе ауытқып, орташа сызықтық ауытқу 8,62 есе, орташа квадраттық ауытқу 12,12 есе, сызықтық тербеліс коэффициенті 7,93 есе, тербеліс коэффициенті 11,23 есе артқаны анықталды. Тұрақтылық коэффициенті 1,57 есе төмендеді. Сондай-ақ, Спирманның дәрежелік корреляция коэффициентінің модулінің 1,7 есе төмендеуі байқалды. Корреляция индексі есептеу 2019 жылы уақыт қатарының тұрақтылығын жоғалту туралы қорытындыға әкелді. Карякинаның тұрақтылықтың кешенді индикаторының модулі 42,31 есе азаяды, бұл сонымен қатар уақыт қатарының тұрақтылығын жоғалтуды көрсетеді.

*Түйінді сөздер:* тұрақтылық, уақытша қатар, өрт саны, Ресей Федерациясы.

I. Kaibichev<sup>1</sup>, E. Kaibicheva<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Ural Institute of GPS of the Ministry of Emergency Situations of Russia, Ural, Russia

<sup>2</sup>Ural State University of Economics, Yekaterinburg, Russia

#### STABILITY OF A TIME SERIES OF FIRES IN THE RUSSIAN FEDERATION

*Abstract:* Due to the change in accounting rules in the Russian Federation in 2019, there was a 3.58-fold jump in the number of fires. An attempt is made to study the jump that occurred on the stability of a time series of fires. It was found that the range of oscillation increased by 21.8 times, the stability index of the time series levels deviated from the standard value by 1.61 times, the average linear deviation increased by 8.62 times, the average square deviation by 12.12 times, the

coefficient of linear oscillation increased by 7.93 times, the coefficient of oscillation increased by 11.23 times. The stability coefficient decreased by 1.57 times. We also observed a 1.7-fold decrease in the modulus of Spearman's rank correlation coefficient. The calculation of the correlation index led to the conclusion about the loss of stability of the time series in 2019. The module of the complex Karyakina stability indicator decreases by 42.31 times, which also indicates a loss of stability of the time series.

*Keywords:* stability, time series, number of fires, Russian Federation.

### **Авторлар туралы мәлімет / Сведения об авторах / Information about the authors**

*Игорь Анполинарьевич Кайбичев* – физика-математика ғылымдарының докторы, доценті, Ресей ТЖМ МӨҚ Орал институтының математика және информатика кафедрасының профессоры. Ресей, Екатеринбург, Бейбітшілік көшесі, 22. E-mail: kaibichev@mail.ru

*Екатерина Игоревна Кайбичева* – экономика ғылымдарының кандидаты, Орал экономикалық мемлекеттік университетінің аймақтық, муниципалды экономика және менеджмент кафедрасының доценті. Ресей, Екатеринбург, ул. 8 Марта, д. 62. E-mail: catherine.kai@mail.ru

*Кайбичев Игорь Анполинарьевич* – доктор физико-математических наук, доцент, профессор кафедры математики и информатики Уральского института ГПС МЧС России. Россия, Екатеринбург, ул. Мира, 22. E-mail: kaibichev@mail.ru

*Кайбичева Екатерина Игоревна* – кандидат экономических наук, доцент кафедры региональной, муниципальной экономики и управления Уральского государственного экономического университета. Россия, Екатеринбург, ул. 8 Марта, д. 62. E-mail: catherine.kai@mail.ru

*Igor Kaibichev* – Doctor of Physical and Mathematical Sciences, Associate Professor, Professor of the Department of Mathematics and Computer Science of the Ural Institute of GPS of the Ministry of Emergency Situations of Russia. 22 Mira str., Yekaterinburg, Russia. E-mail: kaibichev@mail.ru

*Ekaterina Kaibicheva* – Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of the Department of Regional, Municipal Economics and Management of the Ural State University of Economics. 62, 8 Marta str., Yekaterinburg, Russia. E-mail: catherine.kai@mail.ru