DOI: 10.21683/1729-2646-2016-16-4-24-29

Особенности оценки вероятности возникновения пожаров на тепловозах различных серий

Игорь Б. Шубинский, ЗАО «ИБТранс», Москва, Россия, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru **Ольга Б. Проневич**, ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: O.Pronevich@vniias.ru **Анна Д. Данилова**, ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: A.Danilova@vniias.ru



Игорь Б. Шубинский



Ольга Б. Проневич



Анна Д. Данилова

Резюме. Цель. В данной статье рассматривается проблема оценки вероятности реализации пожаров на тепловозах различных серий и пути ее решения. Данная проблема возникает ввиду наличия особенностей локомотивного парка ОАО «РЖД». Так, эксплуатационный парк представляют собой тепловозы, спроектированные и построенные как в XX, так и XXI веке, что влияет на причины пожаров на тепловозах из-за конструктивных особенностей. Наиболее весомый вклад в различия количества пожаров на локомотивах старых и новых конструкций вносит устройство дизеля, а также огнестойкость кабельной продукции. Исследования показывают, что существенные различия в статистике пожаров на тепловозах различных серий при одном и том же периоде наблюдений порождены объемом эксплуатационного парка тепловозов. Например, объемы эксплуатационного парка для одних тепловозов составляют тысячи единиц (локомотиво-сутки), тогда как для других составляют всего пару сотен. В связи с этим возникают вопросы о том, достаточен ли период наблюдений, объем эксплуатационного парка для оценки вероятности и по каким методам необходимо её оценивать. Кроме того, нужна интервальная оценка вероятности, необходимость которой продиктована соображениями надежности, получения «наихудшего варианта». На нее опять же влияют вышеприведенные различия серий тепловозов. Необходимость оценки «наихудшего варианта» и возникающие проблемы при его расчете также исследуется в работе. Решение проблемы повышения надежности расчётов – расчет верхних границ вероятностей. При этом для некоторых серий тепловозов вместо интервальной оценки применяется нижняя граница вероятности, а не «наихудший вариант». Необходимость такой оценки установлена для тепловозов определенных конструкций, надежность и огнестойкость материалов для которых соответствует современным стандартам, либо обладающих скудной статистикой для применения приближенных методов расчётов ввиду ограниченного эксплуатационного парка. Методы. Исследование статистики пожаров на тепловозах серий 2ТЭ10, 3ТЭ10, 2ТЭ116, 2М62, ТЭП70, ЧМЭЗ, ТЭМ2, проведенное авторами, начиналось с использования «классического» статистического инструмента - проверки статистических гипотез о принадлежности закона распределения случайной величины «пожар» известным дискретным законам. При этом было определено минимальное количество испытаний для того, что бы рассчитанные точечные оценки вероятности обладали определенной надежностью. Состояние тепловоза в процессе эксплуатации не является стационарным, поэтому классическая оценка вероятности появления пожара привела бы к неопределенности в использовании результатов оценки для целей планирования и прогнозирования. Для оценки «наихудшего варианта» применись методы определения доверительных границ как точные, так и приближенные, основанные на «двойном приближении». Далее, для обеспечения возможности перехода от оценки вероятности появления пожара на тепловозах определенной серии к оценке вероятности пожара на конкретном подвижном составе, проведено исследование достаточности количества эксплуатационного парка. Авторами определено, что для обеспечения точности расчёта вероятности с ошибкой, не превосходящей ε, объем эксплуатационного парка должен быть не менее 610 локомотивосут. Так же определен метод и необходимость отдельной оценки вероятности пожара на локомотивах с эксплуатационным парком менее 610 локомотиво-сут. Результаты. Выводы. В итоге для каждой серии локомотива определен закон распределения случайной величины, рассчитаны интервальные оценки вероятности появления пожара с учётом объема эксплуатационного парка. Также определены инструменты статистического анализа для расчета вероятностей появления пожаров на тепловозах различных серий. Определены методы расчёта интервальных оценок вероятности с учётом располагаемого количества наблюдений с ошибкой, не превосходящей заданной величины ϵ на уровне 0,2 p_r^{\cdot} Данное исследование и сопутствующие расчеты позволили получить один из основных элементов для оценки пожарного риска - вероятность пожара на тепловозах различных серий.

Ключевые слова: пожарный риск, вероятность, тепловоз.

Формат цитирования: Шубинский И.Б.., Проневич О.Б., Данилова А.Д. Особенности оценки вероятности возникновения пожаров на тепловозах различных серий // Надежность. 2016. № 4. С. 24-29. DOI: 10.21683/1729-2646-2016-16-4-24-29

Введение

Расчет вероятности возникновения нежелательного события является важной составляющей процесса анализа риска. При анализе пожарного риска нежелательным событием является случай пожара. Данная работа посвящена анализу случаев пожара как случайных событий и оценки вероятности их появления. Вероятность возникновения пожара - математическая величина возможности появления необходимых и достаточных условий возникновения пожара (загорания) [1]. Условия возникновения пожара представляют собой набор непосредственных причин пожара или, в терминах теории вероятности, элементарных исходов, множество которых благоприятствуют появлению события пожар. При этом набор элементарных исходов для различных объектов будет отличаться. Самый очевидный пример: на тепловозах 12% пожаров происходит из-за неисправностей турбокомпрессора. Для электровозов доля пожаров по аналогичной причине - 0%, поскольку в электровозах нет турбокомпрессоров. Конструкционные отличия также имеют тепловозы различных серий. Однако конструкция - не единственный критерий различия между сериями тепловозов. Не менее важное влияние на количество пожаров оказывает объем эксплуатации тепловозов или иначе - эксплуатационный парк. Таким образом, поскольку случайное событие «пожар» на различных сериях локомотивах порождают различные наборы элементарных исходов, вероятность пожара на локомотиве каждой серии необходимо вычислять отдельно. Данная работа посвящена рассмотрению особенностей имеющейся статистики пожаров, выбору статистических инструментов для оценки вероятностей пожаров с учётом особенностей каждой серии локомо-

В статье приведен математический аппарат для расчёта вероятностей пожара на тепловозах серий 2ТЭ10, 3ТЭ10, 2ТЭ116, 2М62, ТЭП70, ЧМЭ3, ТЭМ2 (на основании статистики за 2008-2015 гг.). Процесс расчета вероятности включает в себя рассмотрение и описание процесса подбора закона распределения, проверку соответствия условий выбранного распределения.

Вторая часть статьи посвящена повышению надежности результатов расчетов. Эта задача решалась путем оценки верхних границ вероятностей возникновения пожаров на различных сериях. Данный расчет позволил оценить значение вероятности как величину, выше которой с высокой надежностью значение вероятности не поднимается. Оценка верхних границ вероятностей не так широко используется, как непосредственно оценка вероятности. Решение этой задачи было осложнено тем, что для некоторых серий выборка очень мала, что проявляется в малом эксплуатационном парке, и применение классических формул для оценки верхних границ параметров известных распределений было не возможно. Для оценки таких вероятностей использовался точный метод расчёта.

Подбор распределения

Для оценки вероятности возникновения пожара необходим выбор математической модели оценки. В данном случае оценка вероятности осуществлялась с использованием схемы Бернулли (биномиальная схема испытаний) [2]. Схемой Бернулли называют последовательность испытаний, удовлетворяющих определенным условиям. В таблице 1 представлены анализ условий применимости схемы Бернулли для анализа случаев пожара по эмпирическим данным (наблюдениям).

Согласно принятой модели, испытанием является месяц, в котором мы свидетельствуем о наличии или отсутствии пожара на локомотивах, имеющих эксплуатационный парк объемом N.

По формуле Бернулли вероятность $P_n(k)$ возникновения ровно k успехов равна¹:

$$P_n(k) = C_k^n p_j^{*k} (1 - p_j^*)^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} p_j^{*k} (1 - p_j^*)^{n-k}$$
(1)

Помимо этого проводился анализ других известных дискретных законов распределения, в том числе распределения Пуассона. Проверка того, насколько наблюдаемая статистика описывается выбранным законом, приведена ниже.

Проверка статистических гипотез

Для проверки предположений, касающихся определения соответствия выборки определенному закону распределения, используется механизм проверки статистических гипотез.

Статистической гипотезой называют некоторое предположение о виде закона распределения или о значениях неизвестных параметров закона распределения в генеральной совокупности.

Схема проверки статистической гипотезы о соответствии возникновения пожаров биномиальному закону распределения:

Формулировка нулевой и альтернативной гипотезы.

Высказываемая гипотеза о соответствии биномиальному закону распределения с доверительной вероятностью α называется нулевой гипотезой H_0 : $\{P=P_0\}$. В результате статистической проверки нулевая гипотеза либо принимается (считается верной), либо отклоняется (считается неверной).

Кроме нулевой гипотезы определена альтернативная гипотеза H_1 : $\{P\neq P_0\}$, которая будет приниматься, если отклоняется нулевая гипотеза — гипотеза о несоответствии биномиальному распределению:

2. Выбор критерия для проверки гипотезы и вычисление его наблюдаемого значения.

 $^{^{1}}$ Здесь и далее индекс ј при p^{*} определяет серию локомотивов, а индекс і характеризует параметр распределения внутри серии

Таблица 1. Соответствие условий применимости схемы Бернулли и данных расчета.

Условия применимости схемы	Наблюдения	Соответствие условию
Каждое испытание имеет ровно два исхода: «успех» и «неудача»	Каждое испытание имеет ровно 2 исхода: «был пожар» и «не было пожара»	Соответствует
Независимость испытаний: результат очередного эксперимента не должен зависеть от результатов предыдущих экспериментов.	Независимость испытаний: возникновение пожара не зависит от того, был ли ранее пожар. Возникновение пожара зависит от проведения ремонта.	Соответствует
Вероятность успеха должна быть постоянной (фиксированной) для всех испытаний (p_j^*) .	Вероятность возникновения пожара постоянная величина для данной серии $(p^*_{\ j})$, в соответствии со статистическими наблюдениями	Соответствует

Таблица 2. Пример проверки для серии тепловозов 2ТЭ116

u_i	$n_k(\overrightarrow{x_n})$	P_k	np_k	$(n_k(\overrightarrow{x_n}) - np_k)^2$	$\frac{(n_k(\overrightarrow{x_n}) - np_k)^2}{np_k}$
0	0	2,09·10 ⁻⁵	1,67·10 ⁻⁴	2,8·10 ⁻⁸	1,67·10 ⁻⁴
1	0	3,65·10 ⁻⁴	2,92·10 ⁻³	8,54·10 ⁻⁶	2,92·10 ⁻³
2	0	2,92·10 ⁻³	2,34·10 ⁻²	5,46·10 ⁻⁴	2,34·10 ⁻²
3	1	1,42·10-2	0,11	0,79	6,94
4	1	4,64·10 ⁻²	0,37	0,39	1,07
5	1	0,11	0,86	1,88·10-2	2,18·10 ⁻²
6	1	0,18	1,46	0,22	0,15
7	2	0,23	1,82	3,06·10 ⁻²	1,68·10 ⁻²
8	0	0,21	1,66	2,75	1,66
9	1	0,13	1,07	5,22·10 ⁻³	4,87·10 ⁻³
10	1	5,85·10-2	0,47	0,28	0,6
11	0	1,55·10 ⁻²	0,12	1,53·10 ⁻²	0,12
12	0	1,87·10 ⁻³	1,5·10 ⁻²	2,25·10 ⁻⁴	1,5·10-2
	$\sum_{k=1}^{i} p_k$	1		χ^2_{ν}	10,62
				$\chi^2_{\alpha,\nu}$	19,67

Для проверки гипотез пользуются специальными критериями, которые рассчитываются с использованием наблюдаемых данных (по выборке) и подчинены одному из стандартных законов распределения (Стьюдента, χ^2 и др.) [8]. В данной работе использовался критерий χ^2 Пирсона.

Предполагается, что $\overline{X_n}$ – случайная выборка объема n (8 лет) из генеральной совокупности непрерывной случайной величины X [7]. Пусть теперь наблюдается дискретная случайная величина X (количество месяцев с пожарами в году), принимающая i различных значений u_1, \ldots, u_i с положительными вероятностями p_1, \ldots, p_i , (2) и (3):

$$P\left\{X = u_k\right\} = p_k, \ k = \overline{1, i},\tag{2}$$

$$\sum_{k=1}^{i} p_k = 1. \tag{3}$$

Для проверки гипотезы о биномиальном распределении расчет p_k осуществлялся по формуле (1).

Допустим, что в выборке число u_k встретилось $n_k(\overline{x_n})$

раз,
$$k = \overline{1,i}$$
. Отметим, что $\sum_{k=1}^{i} n_k(\overline{x_n}) = n$.

Тогда справедлива теорема Пирсона для v=i-1 степеней свободы (4):

$$\chi_{v}^{2} = \sum_{k=1}^{i} \frac{(n_{k}(\overline{x_{n}}) - np_{k})^{2}}{np_{k}}.$$
 (4)

Если выполняется неравенство (5):

$$\chi_{\nu}^2 \le \chi_{\alpha \nu}^2 \tag{5}$$

то гипотеза о соответствии биномиальному закону распределения принимается с доверительной вероятностью α (α =0,95).

Пример расчета проверки для локомотивов серии 2ТЭ116 приведен в таблице 2.

Примем α =0,95. В нашем случае количество степеней свободы v=i-1=12-1=11 (i – число различных значений u_i). Отсюда $\chi^2_{\alpha,\nu}$ = 19,67. Таким образом, неравенство (5) выполняется, и мы подтвердили гипотезу о соответствии реализаций пожаров биномиальному закону распределения на заданном уровне. Это означает, что выбор гипотезы не противоречит экспериментальным данным.

Оценка достаточности объема испытаний

Для каждой серии тепловозов оценивается достаточность объёма испытаний, для того что бы рассчитанные вероятность обладали определенной надежностью. Покажем это на примере тепловозов серии 2ТЭ116. Данную задачу сформулируем следующим образом: сколько нужно поставить опытов, чтобы определить неизвестный параметр биномиального распределения с ошибкой, не превосходящей заданной величины ε [5]. Примем ошибку ε на уровне $0, 2p_{j}^{*}$.

Объем выборки вычисляется по формуле (6):

$$n = \frac{u_{\alpha}^{2}}{\varepsilon^{2}} p_{j}^{*} (1 - p_{j}^{*}), \tag{6}$$

где u_a — квантиль стандартного нормального распределения, α — доверительная вероятность, p_j^* — параметр биномиального распределения.

Для α =0,9, u_a =1,645. Подставив значения в формулу (6), получаем (7):

$$n = \frac{1,645^2}{(0,2*0,495)^2} 0,495(1-0,495) = 69,$$
 (7)

что свидетельствует о достаточности объема испытаний, так как число месяцев, на основании которых делался вывод о p_j^* , составляло n=96.

Оценка вероятности возникновения пожара на тепловозах серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭЗ, ТЭМ2

Оценка вероятности пожара на тепловозах серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭМ2, как уже говорилось, осуществлялась с использованием биномиального распределения. В данном случае эксперимент Бернулли заключался в наблюдении хотя бы одного пожара в месяце.

Вероятность, что в году будут пожары, рассчитывалась по формуле (8):

$$P(B)=1-P(k=0),$$
 (8)

где $P(B_0)$ – вероятность, что ни в одном месяце года не будет пожаров, вычисляемая по формуле (9):

$$P(B_0) = C_k^n p_\varepsilon^{*k} (1 - p_\varepsilon^*)^{n-k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} p_\varepsilon^{*k} (1 - p_\varepsilon^*)^{n-k} =$$

$$= \frac{12!}{0!!2!} p_\varepsilon^{*0} (1 - p_\varepsilon^*)^{12}, \tag{9}$$

где p_z^* — параметр биномиального распределения с учетом верхних границ, вычисляемый в зависимости от вида статистики. Верхняя доверительная граница отвечает такому параметру биномиального распределения p_z^* , при котором уже маловероятно получить тот параметр распределения p_j^* ($p_j^* = \frac{n_{\text{месяцев с поэсеарами}}}{n}$), который мы получили на опыте или еще меньший параметр распределения. Это значит, что параметр биномиального распределения наверняка не превышает верхнего значения, а, следовательно, мы рассматриваем наихудший вариант.

Оценка параметра биномиального распределения

Расчет верхних границ параметра распределения p_{ϵ}^* происходил [6, 7] по формуле (10):

$$p_{c}^{*} = p_{j}^{*} + u_{\alpha} \left(\frac{p_{j}^{*} (1 - p_{j}^{*})}{n} \right)^{1/2}, \tag{10}$$

где u_a — квантиль стандартного нормального распределения, p_j^* — параметр биномиального распределения j-й серии, $p_j^* = \frac{n_{{\scriptscriptstyle MeCSHgeG\ C\ NOSCapamu}}}{n}, \, n$ — число месяцев, α — доверительная вероятность — вероятность того, что значение p^* находится в построенном для него интервале.

Для доверительной вероятности α =0,95, u_a = 1,96.

Расчет по данной формуле является приближенным и может применяться при достаточно большом объеме выборки. Использование фактически связано с «двойным приближением»: закон распределения оценки параметра p_s^* заменяют нормальным и вместо точного значения вычисляется приближенное. При малых и средних объемах выборки применение формулы (10) может приводить к значительным ошибкам. Поэтому использование данной формулы является первым приближением.

На основе полученной верхней границы параметра распределения и информации об эксплуатационном парке происходил расчет верхней границы вероятности пожара по формуле (9).

Расчет вероятности пожара и ограничений на эксплуатационный парк

Вероятность возникновения пожара в году на одном из локомотивов эксплуатационного парка рассчитывалась по теореме умножения вероятностей [2] (события являются независимыми) по формуле (11):

$$P(AB) = P(A)P(B), \tag{11}$$

где P(A) — вероятность выбрать один локомотив из эксплуатационного парка, $P(A)=\frac{1}{N}$, где N — эксплуатационный парк в месяц; P(B) — вероятность того, что в году будут пожары.

В таблице 3 приведены основные значения эксплуатационного парка.

Таблица 3. Значение эксплуатационного парка различных серий

Серия	Эксплуатационный парк (локомотиво-сутки), N
2TЭ116	630
2ТЭ10	1041
3TЭ10	153,75
2M62	237
ТЭП70	338
ЧМЭ3	2332
ТЭМ2	1118
Средний эксплуатацион- ный парк	835

Тогда среднее значение

$$P(A) = \frac{1}{N} = \frac{1}{835*30} = 3,99.10^{-5}.$$

Оценим ограничения эксплуатационного парка. Рассмотрим задачу: какой необходим объем эксплуатационного парка, что бы определить вероятность P(A) с ошибкой, не превосходящей данной величины ϵ . Задача решается с помощью уравнения (12) [9]:

$$N = \frac{u_{\alpha}^{2}}{\varepsilon^{2}} \frac{P(A)(1 - P(A))}{(30)^{2}}$$
 (12)

для α =0,9, u_a =1,645.

Значение є определим как 0,35P(A). Тогда N принимает значение:

$$N = \frac{1,64^2}{(30)^2(0,35*11,98\cdot10^{-4})^2} 11,98\cdot10^{-4} (1-11,98\cdot10^{-4}) = 610.$$

Таким образом, минимальным необходимым объемом эксплуатационного парка является значение 610 (локомотиво-сутки).

Оценка вероятности возникновения пожара для тепловозов серий 2M62, ТЭП70, 3ТЭ10

Тепловозы серий 2M62, ТЭП70, 3ТЭ10 характеризовались следующими отличиями от тепловозов серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭМ2:

- малый эксплуатационный парк, не превосходящий значения 610, и значительно уступающий по числу другим сериям;
- малое число пожаров в течение всего наблюдаемого периода.

В связи с этим расчет для тепловозов серий 2М62, ТЭП70, 3ТЭ10 отличался от расчета для тепловозов серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭМ2.

Для демонстрации необходимости другой оценки приведем значения, полученные при расчете по методу, использованном для тепловозов серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭП70. В таблице 4 представлены значения для исходного параметра биномиального распределения p^* , Δ параметра биномиального распределения

$$\left(u_{\alpha}\left(\frac{p_{j}^{*}(1-p_{j}^{*})}{n}\right)^{1/2}\right)$$
, и параметр биномиального рас-

пределения с учетом верхних границ p_z^* .

Таблица 4. Значения для расчета вероятности тепловозов серий ЧМЭЗ, ТЭП70, 2ТЭ116, 2ТЭ10

Серия	p_j^*	Δ	p_{ε}^{*}	Эксплуатаци- онный парк
2M62	0,041667	0,05653	0,007535	236,8919
ТЭП70	0,0625	0,06848	0,01748	337,975
2ТЭ116	0,495	0,097	0,592	630
2TЭ10	0,693	0,089	0,783	1041,3

Как видно из таблицы 4, Δ пловозов серий 2М62 и ТЭП70 сравнимо или превосходит параметр биномиального распределения, тогда как значение Δ пловозов серий 2ТЭ10, 2ТЭ116 значительно уступает параметру биномиального распределения. Значение Δ пловозов серий 2М62 и ТЭП70, сравнимое с параметром, при расчете параметра биномиального распределения с учетом верхних границ значительно увеличивает его, а при расчете с учетом нижних границ дает отрицательное значение. Кроме того при малых и средних объемах выборки применение формулы (10), как говорилось ранее, может приводить к значительным ошибкам. А в данном случае на выборку оказывает влияние малый эксплуатационный парк.

Поэтому расчет p_s^* для тепловозов серий 2M62, ТЭП70, 3ТЭ10 ввиду своих отличий от других серий осуществлялся с использованием точной оценки [3, 5].

Точное определение доверительных границ происходило по следующим формулам. Параметр биномиального распределения с учетом верхних границ рассчитывался по формуле (13):

$$p_{g}^{*} = \frac{m}{nR_{2}},\tag{13}$$

где m — число месяцев с пожарами, n —число месяцев.

Параметр R_2 рассчитывается по формуле (14):

$$R_2 = \frac{m(2n - m + \frac{1}{2}\chi_{\alpha})}{n\chi_{\alpha}},\tag{14}$$

где χ_a – квантиль распределения хи-квадрат с k=2(m+1) степенями свободы, α – доверительная вероятность, принимаемая на уровне 0,95.

Параметр биномиального распределения с учетом нижних границ рассчитывался по формуле (15):

где m — число месяцев с пожарами, n —число месяцев.

Параметр R_2 рассчитывается по формуле (16):

$$R_{1} = \frac{m(2n - m + 1 + \frac{1}{2}\chi_{1-\alpha})}{n\chi_{1-\alpha}},$$
 (16)

где $\chi_{l-\alpha}$ – квантиль распределения хи-квадрат с k=2m степенями свободы, α – доверительная вероятность, принимаемая на уровне 0,95.

Ввиду малого объема эксплуатационного парка итоговым параметром биномиального распределения для расчета вероятности для тепловозов серий 2М62, ТЭП70, 3ТЭ10 принимался параметр биномиального распределения с учетом нижних границ, рассчитанный по формуле (15). Последующий расчет осуществлялся по аналогии с расчетом для локомотивов серий 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭП70 по формулам (1), (11).

Заключение

1. Определены инструменты статического анализа для расчета вероятностей появления пожаров на тепловозах различных серий. Показана необходимость использования различных статистических инструментов для расчета вероятностей появления пожаров на тепловозах различных серий с учётом особенностей серий:

конструкции, эксплуатационного парка. Определены группы серий, для которых вероятность пожара возможно производить через оценку параметра биномиального распределения: 2ТЭ10, 2ТЭ116, ЧМЭ3, ТЭМ2. Для серий тепловозов 2М62, ТЭП70, 3ТЭ10 оценка вероятности пожара осуществлена через точное определение доверительных границ.

2. Определено количество наблюдений, достаточное для того, чтобы оценить неизвестный параметр биномиального распределения с ошибкой, не превосходящей заданной величины ε на уровне $0,2p_{j}^{*}$.

Библиографический список

- 1. ГОСТ 12.1.033-81 ССБТ. Пожарная безопасность. Термины и определения
- 2. А. В. Печкин, О. И. Тескин, Г. М. Цветкова и др./ Теория вероятностей: Учеб. для вузов. 2-е изд. Изд. МГТУ им. Н. Э. Баумана. 2001. 456c
- 3. Пятницкий А. М./Оценка вероятности события по частоте его появления.
- 4. Вентцель Е.С./Теория вероятностей: Учеб. для вузов. 6-е изд. стер. М.: Высш. шк., 1999. 576 с.
- 5. Я. Б. Шор / Статистические методы анализа и контроля качества и надежности: М.: Советское радио, 1962. 553 с.
- 6. ГОСТ ИСО 11453-2005 Статистические методы. Статистическое представление данных. Проверка гипотез и доверительные интервалы для пропорций.
- 7. В. Б. Горяинов, И. В. Павлов, Г. М. Цветкова и др./ Математическая статистика: Учеб. Для вузов. М.: Изд. МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2008.-424 с.
- 8. Р 50.1.033-2001 Рекомендации по стандартизации. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть 1. Критерии типа хи-квадрат.
- 9. Р. Г. Пиотровский, К. Б. Бектаев, А. А. Пиотровская / Математическая лингвистика. Учеб. пособие для пед. институтов. М.: Высшая школа, 1977. 383 с.

Сведения об авторах

Игорь Б. Шубинский, доктор технических наук, профессор, директор ЗАО «ИБТранс», Москва, Россия, тел. +7 (495) 786-68-57, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Ольга Б. Проневич, начальник отдела ОАО «НИИ-AC», Москва, Россия, тел. (495) 967-77-05, доб. 516, e-mail: O.Pronevich@vniias.ru

Анна Д. Данилова, ведущий специалист ОАО «НИИ-AC», Москва, Россия, тел. тел. (495) 967-77-05, доб. 516, e-mail: A.Danilova@vniias.ru

Поступила: 10.09.2016