

ISSN 0013-5380

ЭЛЕКТРИЧЕСТВО

2006

8

Определение расчетных климатических нагрузок на конструктивные элементы воздушных линий электропередачи¹

ВАСИН В.П., МОРОШКИН Ю.В., СКОПИНЦЕВ В.А., ФЕДОРОВ Ю.Г.

Предложен метод определения расчетных климатических условий (скоростного напора ветра и толщины гололедно-изморозевых отложений) при проектировании воздушных линий электропередачи на основе выделения области больших значений метеоданных по ветру и гололеду, которые во времени образуют поток случайных событий. Расчетные нагрузки, получаемые по предлагаемому методу, обладают высокой устойчивостью как в отношении изменения степени риска, так и при изменении закона распределения вероятности для климатических воздействий.

Ключевые слова: электрические сети, воздушные линии, климатические условия, проектирование

Большая доля устойчивых отключений ВЛ происходит из-за климатических воздействий: грозовых перенапряжений, гололедных и ветровых нагрузок, паводков, наводнений и т.п., причем наиболее тяжелые последствия от технологических нарушений на линиях связаны с повышенными гололедными, ветровыми нагрузками и их совместным действием.

При проектировании ВЛ определение расчетных климатических условий (скоростного напора ветра и толщины гололедно-изморозевых отложений) является ответственным этапом, от которого во многом зависят такие свойства и характеристики линий, как стоимость строительства, аварийность при эксплуатации, надежность, живучесть и другие.

Согласно ПУЭ определение расчетных условий по ветру и гололеду должно проводиться на основании карт климатического районирования, составленных по методике [1] с использованием многолетних наблюдений на метеостанциях за скоростью ветра, массой, размерами и видом гололедно-изморозевых отложений. При принятой методике значение расчетных климатических нагрузок существенно зависит от принимаемых функций распределения нагрузок и периода повторяемости.

В ПУЭ (7-е изд.) увеличенный до 25 лет период повторяемости при применении второго пре-

A method of determining design climatic conditions (wind velocity and the thickness of frost-ice deposits) for the design of overhead power lines is proposed. The method is based on identifying a region of large values of meteorological data on wind and icing, which constitute a flow of random events in time. The design loads obtained using the proposed method feature high robustness to both a change in the degree of risk and in the probabilistic distribution of climatic effects.

Key words: electrical networks, overhead power lines, climatic conditions, designing

дельного закона распределения (Фишера–Типпета) годовых максимумов нагрузок дают нормы по расчетам конструкции ВЛ, зачастую значительно утяжеляющие элементы опор и проводов. В ряде публикаций [2, 3] ставится вопрос о совершенствовании методики и уточнении расчетных условий для проектирования конструкции ВЛ. В связи с этим предлагается новый подход к определению расчетных нагрузок на ВЛ на основе современной теории риска и сочетании методов теории потоков случайных событий с методами оценки функции распределения значений опасных воздействий.

Задача определения расчетных нагрузок состоит в том, чтобы по результатам многолетней регистрации климатических воздействий на ВЛ (давления ветра, гололеда, совместного действия ветра и гололедных отложений) найти функцию распределения вероятностей достижения различных уровней воздействия в течение периода эксплуатации τ : $[T_0, T_0 + \tau]$, где T_0 — начальный момент времени.

Задаваясь требуемым уровнем надежности ВЛ по отношению к климатическим воздействиям, необходимо определить уровень воздействия, который принимается за расчетное значение, соответствующий заданной надежности. Поскольку для разных линий требования к надежности могут быть различны, то необходимо в полном объеме исследование процессов формирования климатических нагрузок и всей процедуры принятия решения о значениях расчетных нагрузок.

¹ В порядке обсуждения. Ред.

В [1] указан способ решения такой задачи на основе вероятностно-статистических методов. В качестве исходной информации используются метеорологические данные о возможных значениях нагрузок для рассматриваемого региона сооружения линии. При этом, конечно, период наблюдений $T_{\text{набл}}$ должен быть достаточно длительным, сопоставимым с периодом эксплуатации. Заметим, что вопрос об устойчивости и стационарности (независимости от T_0) получаемых расчетных нагрузок также требует исследования, особенно в связи с последними данными о предполагаемом изменении климата.

Метеорологические данные представляют собой дискретную регистрацию случайного процесса (СП) изменения во времени значения нагрузки $X(t)$. Они включают конечное число наблюдаемых значений нагрузки x_i и моменты времени их регистрации t_i в пределах периода наблюдений $T_{\text{набл}}$, так что $X(t_i) = x_i$.

Исходную информацию можно представить в виде временного ряда:

$$\begin{array}{c|c|c|c|c} t_1 & t_2 & \dots & t_n & \\ \hline x_1 & x_2 & \dots & x_n & \end{array}, \quad (1)$$

где n — число наблюдений за период времени $T_{\text{набл}}$.

Обработка исходной информации (1) о СП $X(t)$ в [1] осуществляется таким образом, что используются преимущественно данные второй строки (1). При этом полагается, что элементы этой строки представляют собой наблюдаемые значения некоторой случайной величины (СВ) X , используемые впоследствии для статистической оценки вида функции распределения. Элементы первой строки используются для разбиения периода наблюдений на отдельные годы. В пределах каждого года с номером m выбираются максимальные значения $x^{(m)}$ (годовые максимумы). Согласно теории порядковых статистик годовые максимумы распределяются по одному из предельных законов со следующими функциями распределения вероятностей (ФРВ) [4]:

Гумбеля (первый предельный закон распределения максимальных нагрузок):

$$F_{\Pi}(x) = e^{-e^{-\alpha(x-\beta)}}, \quad \alpha > 0, \quad \beta > 0; \quad (2)$$

Фишера–Типпета (второй предельный закон распределения максимальных нагрузок):

$$F_{\Pi}(x) = e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^{-\gamma}}, \quad \gamma > 0, \quad \beta > 0; \quad (3)$$

Вейбулла для максимальных членов выборок (третий предельный закон распределения максимальных нагрузок):

$$F_{\Pi}(x) = e^{-\frac{(b-x)^{\alpha}}{V}}, \quad 0 \leq x \leq b; \quad \alpha > 0, \quad V > 0. \quad (4)$$

Во всех этих выражениях параметры распределений подлежат определению по множеству наблюдаемых годовых максимумов одним из известных методов. Наиболее распространено применение метода максимального правдоподобия, иногда применяют метод моментов и др.

Определение функции распределения для максимальных нагрузок дает возможность ввести в рассмотрение условный период повторяемости максимальных нагрузок в соответствии со следующим выражением:

$$T_{\Pi}(x) = \frac{1}{1 - F_{\Pi}(x)}. \quad (5)$$

Как видно из приведенного выражения, период повторяемости обратно пропорционален вероятности превышения максимального воздействия значения x . Очевидно, что значение периода повторяемости зависит от принятого уровня максимальных нагрузок x .

В результате риск превышения максимального воздействия R уровня, равного x , в течение срока эксплуатации объекта τ (в течение τ лет) определяется по формуле:

$$R(x) = 1 - \left(1 - \frac{1}{T_{\Pi}(x)}\right)^{\tau} = 1 - [F_{\Pi}(x)]^{\tau}. \quad (6)$$

При заданном риске значение соответствующего воздействия определяется из (6) следующим образом:

$$x_p = F_{\Pi}^{-1}(1 - R)^{\frac{1}{\tau}}, \quad (7)$$

где F_{Π}^{-1} — функция, обратная к $F_{\Pi}(x)$.

Для всех перечисленных ФРВ обратная функция определяется элементарными преобразованиями.

Определенным недостатком изложенного подхода является то обстоятельство, что он оперирует только годовыми максимумами воздействий. При этом годы с одинаковыми максимумами, но различной интенсивностью воздействия рассматриваются как одинаковые, что, по-видимому, в статистическом отношении приводит к неточностям в оценке реальных условий работы ВЛ, и это обстоятельство следует считать упрощающим допущением.

Другим недостатком методов, основанных на теории порядковых статистик, является предположение, что функция распределения вероятностей для максимальных нагрузок остается неизменной в течение всего срока эксплуатации: в формуле (6) одна и та же функция возводится в степень τ .

Теоретические обоснования предлагаемого метода. Вопрос о возможности применения статистических методов, когда распределение вероятностей не удается достаточно точно восстановить в области больших значений, обсуждался в [5]. Причиной трудности установления распределения для больших значений x является то обстоятельство, что среди наблюдаемых значений x_i преобладают относительно малые, но наиболее часто встречающиеся значения СВ X , тогда как большие значения наблюдаются редко. В подобных случаях в [5] рекомендуется распределение СВ X рассматривать порознь на двух участках ее значений. Один из них — это наиболее часто встречающиеся значения СВ X . Для такого участка вводится специальное название: «голова распределения». Второй участок соответствует области редко проявляющихся больших значений СВ X , его называют «хвостом распределения».

Для разделения «головы» и «хвоста» распределения в рассмотрение вводится некоторое пороговое значение x_0 . Таким образом, если $x_i < x_0$, наблюдаемое значение x_i относится к «голове» распределения, а при $x_i \geq x_0$ — к «хвосту». На практике выбор x_0 осуществляется так, чтобы к «хвосту» относилось около 30 наибольших наблюдений или же 5–10% общего числа наблюдений [5].

Существуют ситуации, когда «хвост» целесообразно рассматривать отвлекаясь от поведения распределения при малых значениях СВ X [5]. Подобное разделение является единственным способом исследования распределений с так называемым «тяжелым хвостом». При таких распределениях возможно реально наблюдать сколь угодно большие значения СВ. Как правило, такие распределения характеризуются либо наличием лишь ограниченного числа начальных моментов, либо полным их отсутствием.

Примером распределения с «тяжелым хвостом» является распределение Парето:

$$F_{\Pi}(x) = \begin{cases} 0, & x < x_0; \\ 1 - \left(\frac{x_0}{x}\right)^a, & x \geq x_0, \quad a > 0. \end{cases} \quad (8)$$

Параметр распределения $a > 0$ оценивается по наблюдаемым значениям, удовлетворяющим не-

равенству $x \geq x_0$, методом максимального правдоподобия. Отметим, что при $a \leq 1$ у этого распределения отсутствует математическое ожидание.

Обозначим множество индексов i , которым соответствуют значения нагрузок $x_i \geq x_0$, следующим образом:

$$M = \{i: x_i \geq x_0\}, \quad (9)$$

тогда оценка параметра a проводится по следующему выражению:

$$\hat{a} = n_M \left(\sum_{i \in M} \ln \frac{x_i}{x_0} \right)^{-1}, \quad (10)$$

а интенсивность появления события $\{x \geq x_0\}$ приближенно находится по формуле:

$$\lambda = \frac{n_M}{T_{\text{набл}}}, \quad (11)$$

где n_M — число элементов множества M , определенного в соответствии с (9).

Другим примером распределения с «тяжелым хвостом» может служить распределение Фишера–Типпета (3). В качестве предельного распределения оно появляется, когда исходные выборки описываются распределениями типа Коши, характеризующимися следующими условиями относительно их плотностей $f(x)$ [2]:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) x^{k+1} = A_k,$$

где $A_k > 0$ и $k > 0$ — некоторые постоянные.

В простейшем случае плотность распределения законов типа Коши задается известной формулой:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{\lambda}{\lambda^2 + (x - \lambda)^2}, \quad \lambda > 0.$$

Это распределение не имеет даже математического ожидания.

Далее для обработки экспериментальных данных (1) предлагается применять подход, основанный на раздельном рассмотрении распределений «головы» и «хвоста» области ее значений.

Другим важным компонентом предлагаемого подхода является композиция СП $X(t)$ в виде двух составляющих [6, 7]. Одна из них — это поток случайных событий $\{X(t) \geq x_0\}$, когда случайная функция $X(t)$ превышает некоторое пороговое значение x_0 . При условии соответствующего выбора значения x_0 введенный в рассмотрение поток является потоком редких событий, удовлетворяющих условию ординарности, хотя и не обязательно стационарный. Далее для его описания приме-

является распределение Пуассона. Заметим также, что этот поток, конечно, не является стационарным, но это обстоятельство не препятствует его рассмотрению.

Второй составляющей является распределение для хвоста СВ X . В общем случае полное распределение СВ X (т.е. распределение и «хвоста», и «голова»), по-видимому, зависит от года наблюдения. Это обстоятельство достаточно подробно обсуждалось в [7]. Вместе с тем, распределение экстремальных значений обладает значительно более высокой устойчивостью. Поэтому далее принимается, что распределение вероятностей для «хвоста» одинаково для всех лет наблюдения. Это, конечно, упрощающее допущение. Оно несколько слабее, чем допущение о неизменности всего распределения, принимаемое при применении теории порядковых статистик.

Этот подход к обработке данных (1) о СП $X(t)$ не использует теорию порядковых статистик, поэтому на его основе становится возможным избавиться от ограничения, связанного с необходимостью применения исключительно предельных распределений (2)–(4), а также от использования понятия периода повторяемости.

При этом в соответствии с постановкой задачи пороговое значение x_0 выбрано так, что появление экстремальных нагрузок является редким событием и вероятность того, что на интервале времени τ имели место m раз экстремальные нагрузки, определяется как

$$P_m(\tau; x \geq x_0) = \frac{(\lambda\tau)^m}{m!} e^{-\lambda\tau}, \quad (12)$$

где λ задается в соответствии с (11).

Обозначим через $x_{оп}$ интересующее нас опасное значение климатической нагрузки. Пусть $F_x^{(y)}(x)$ есть условная функция распределения при $x \geq x_0$:

$$P(x < x_{оп} / x \geq x_0) = F_x^{(y)}(x_{оп}). \quad (13)$$

Вероятность наступления хотя бы один раз события $\{x \geq x_{оп}\}$ определим через условную вероятность непревышения нагрузкой опасного значения для всех m воздействий экстремальных нагрузок:

$$P_m(x \geq x_{оп} / x \geq x_0) = 1 - [F_x^{(y)}(x_{оп})]^m. \quad (14)$$

Риск появления опасного значения нагрузки на интервале времени $[T_0, T_0 + \tau]$ длиной τ на протяжении всего срока службы в соответствии с

[6, 7] может быть представлен бесконечным рядом:

$$R_\tau(x \geq x_{оп}) = \sum_{m=1}^{\infty} P_m(\tau; x \geq x_0) P_m(x \geq x_{оп} / x \geq x_0). \quad (15)$$

Это выражение и определяет композицию рассматриваемого процесса появления опасных нагрузок на ВЛ. Из него получаем компактную формулу для риска превышения опасного уровня воздействия в течение периода эксплуатации τ : подстановка (12) и (14) в (15) приводит к следующему выражению для риска:

$$R_\tau(x \geq x_{оп}) = 1 - e^{-\lambda\tau(1 - F_x^{(y)}(x_{оп}))}, \quad (16)$$

где условная функция распределения задается равенством (13).

Для практического использования формулы (16) необходимо задать в аналитическом виде выражение для условной функции распределения $F_x^{(y)}(x / x \geq x_0)$. Это можно сделать многими способами, задавая класс функций $F_\beta(x, a, b \dots)$, где β означает класс функций, а параметры a, b, \dots подлежат определению на основании эмпирических данных во второй строке (1). В частности, в качестве $F_\beta(x, a, b \dots)$ можно использовать распределение (2)–(4).

Этот подход дает возможность отказаться от применения в качестве исходной информации исключительно годовых максимумов. Исходной информацией в таком случае являются все значения нагрузки, удовлетворяющие неравенству $x \geq x_0$. Подобная информация содержит значения x_i , которые меньше отличаются друг от друга, чем в совокупности годовых максимумов. Указанное обстоятельство способствует тому, что применение предложенного в статье подхода в совокупности с распределениями (2)–(4) приводит к повышению устойчивости оценок опасных воздействий и уровней рисков.

Так как предложенный метод не опирается на теорию порядковых статистик, то его можно применить в совокупности с распределениями, отличными от (2)–(4). Это позволяет провести широкое исследование всей проблемы опасных воздействий.

Выражения для определения расчетной климатической нагрузки. В рассмотрение вводятся следующие законы распределения СВ X : указанные зако-

ны (2)–(4), (8) и еще два распределения: γ - и β -распределение.

Плотность γ -распределения определяется по формуле:

$$f_{\gamma}(x) = \frac{q^s x^{s-1}}{\Gamma(s)} e^{-qx}, \quad x > 0, \quad (17)$$

где $\Gamma(s) = \int_0^{\infty} e^{-t} t^{s-1} dt$ — гамма-функция; q и s — параметры распределения.

Применение β -распределения возможно в случае, когда область значений СВ определяется отрезком $[0, b]$. Плотность распределения задается следующей формулой:

$$f_{\beta}(x) = \frac{\Gamma(s_1 + s_2)}{\Gamma(s_1)\Gamma(s_2)} \frac{1}{b} \left(\frac{x}{b}\right)^{s_1-1} \left(1 - \frac{x}{b}\right)^{s_2-1}, \quad 0 \leq x \leq b, \quad (18)$$

где s_1 и s_2 — параметры распределения.

Применение того или иного закона распределения для представления «хвоста» СВ проверяется с помощью критерия Пирсона на соответствие наблюдаемым значениям.

Выражения для определения расчетного значения нагрузки по заданному риску превышения R_{τ} ($x \geq x_{\text{оп}}$) следуют непосредственно из (16) при подстановке соответствующего закона распределения (2)–(4), (8):

для распределения Гумбеля

$$x_{\text{оп}} = \beta - \frac{1}{\alpha} \ln \left(-\ln \left(\frac{\ln(1 - R_{\tau})}{\lambda\tau} + 1 \right) \right); \quad (19)$$

для распределения Фишера–Типпета

$$x_{\text{оп}} = \left(-\frac{\beta^{\gamma}}{\ln \left(\frac{\ln(1 - R_{\tau})}{\lambda\tau} + 1 \right)} \right)^{\frac{1}{\gamma}}; \quad (20)$$

для распределения Вейбулла

$$x_{\text{оп}} = b - \left(-V \ln \left(1 + \frac{\ln(1 - R_{\tau})}{\lambda\tau} \right) \right)^{\frac{1}{\alpha}}; \quad (21)$$

для распределения Парето

$$x_{\text{оп}} = x_0 \left(-\frac{\lambda\tau}{\ln(1 - R_{\tau})} \right)^{\frac{1}{a}}. \quad (22)$$

В случае использования γ - и β -распределений получить в аналитическом виде формулы для

расчетных нагрузок, аналогичные (19)–(22), не представляется возможным. Для фактического определения этих величин необходимо использовать численные методы решения уравнения (16) при подстановке в него соответствующего интеграла от плотностей распределений (17), (18).

Методика, основанная на теории порядковых статистик (далее МПС), приводит к следующим расчетным значениям нагрузки в зависимости от заданного риска превышения:

для распределения Гумбеля

$$x_{\text{оп}} = \beta - \frac{1}{\alpha} \ln \left(-\frac{\ln(1 - R_{\tau})}{\tau} \right); \quad (23)$$

для распределения Фишера–Типпета

$$x_{\text{оп}} = \left(-\frac{\beta^{\gamma}\tau}{\ln(1 - R_{\tau})} \right)^{\frac{1}{\gamma}}; \quad (24)$$

для распределения Вейбулла

$$x_{\text{оп}} = b - \left(-\frac{V}{\tau} \ln(1 - R_{\tau}) \right)^{\frac{1}{\alpha}}, \quad (25)$$

которые получаются посредством подстановки в (6) выражений функций распределения (2)–(4) с последующим использованием формулы обращения (7). Далее эти выражения будут использованы для сопоставления с результатами, получаемыми по предлагаемой методике.

Численное исследование распределений толщины стенки гололеда. Исходными данными служит многолетний ряд наблюдений за гололедно-изморозевыми отложениями на метеостанции Александровское (Ставропольский край). Всего имеется $N = 829$ записей, полученных за $T_{\text{набл}} = 29$ лет. В процессе наблюдений фиксировались следующие параметры: размеры отложений (минимальный и максимальный диаметр эллипса), вид отложения (гололед, мокрый снег, зернистая и кристаллическая изморозь, смесь), для которого известны средняя плотность и направление ветра в начале обледенения. По этим параметрам можно рассчитать эквивалентную толщину стенки чистого гололеда, используя эмпирическую формулу из методики ВНИИЭ:

$$b = -\frac{d}{2} + \sqrt{0,276\gamma(AC - d^2)k_{\alpha} + \frac{d^2}{4}}, \quad (26)$$

где $d = 5$ мм — диаметр провода на станке для регистрации отложений; γ — плотность отложений,

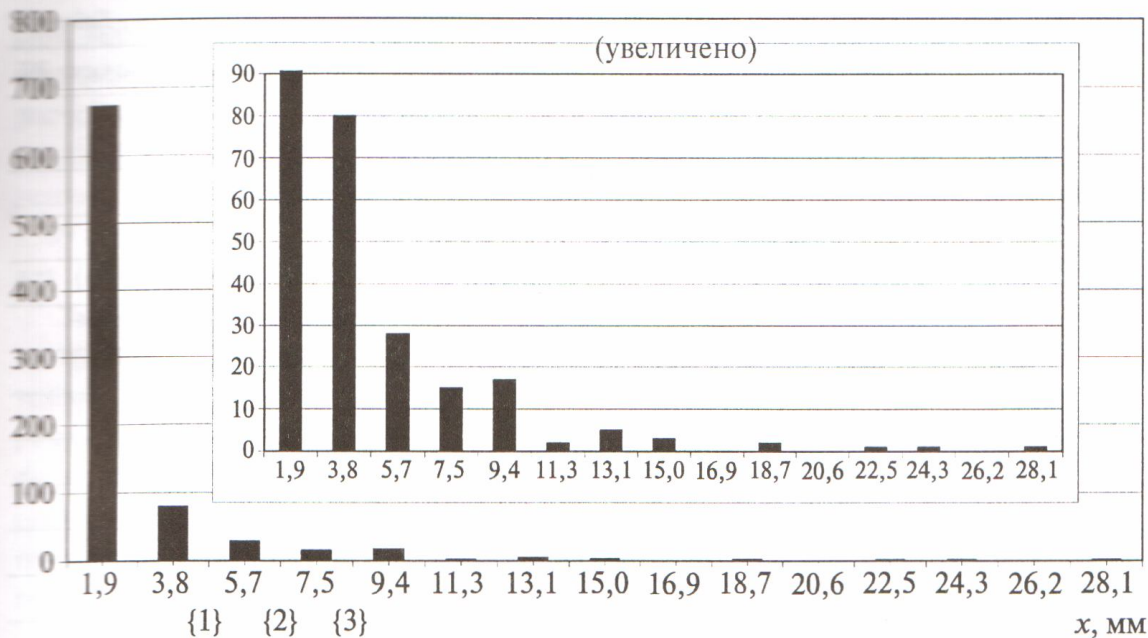


Рис. 1. Гистограмма СВ X

г/см³; A, C — большой и малый диаметр отложений, мм; k_α — коэффициент закрытости метеостанции по румбам, зависящий от направления гололедонесущего потока.

Пересчет стенки гололеда со станка на ВЛ с проводом диаметром 10 мм, подвешенным на высоте 10 м, проводится по формуле:

$$b_9 = 1,05 + 1,325b. \quad (27)$$

Обработка всех записей по формулам (26) и (27) позволяет сформировать массив данных в виде (1).

Для дальнейшей статистической обработки СВ — толщины стенки гололеда, данные группируются в 15 разрядов и осуществляется построение гистограммы частот СВ (рис. 1).

В качестве порогового значения x_0 рассматривались три варианта (рис. 1): {1} $x_0 = 4,9$ мм; $n_M = 75$ (число наблюдений $x \geq x_0$), что соответствует 9% общего числа наблюдений; {2} $x_0 = 7,05$ мм; $n_M = 47$ (5,7%); {3} $x_0 = 8,52$ мм; $n_M = 32$ (3,9%).

Параметры распределений (2)–(4) и (8), описывающих СВ X, определяются методом максимального правдоподобия путем решения соответствующих уравнений. Параметры распределений

(17) и (18) определяются методом моментов, Парето — по формуле (10). При определении расчетной нагрузки срок эксплуатации объекта — ВЛ, принимается равным $\tau = 50$ лет (табл. 1). Допустимый риск превышения опасного уровня климатического воздействия определяется в зависимости от требований к надежности ВЛ, который в соответствии с международными рекомендациями принято выражать в виде периода повторяемости расчетных нагрузок [3].

Для распределений Вейбулла и β -распределения интервал возможных значений нагрузки ограничивался справа значением $b = 70$ мм, что примерно в 2,5 раза больше абсолютного максимума гололедной нагрузки за период наблюдения.

Результаты вычисления расчетной стенки гололеда трех уровней надежности ВЛ сведены в табл. 2.

Видно, что при всех уровнях надежности распределения Гумбеля и Вейбулла дают близкие между собой расчетные значения, как и пара γ - и β -распределений. Распределение Фишера–Типпета и Парето дают завышенные расчетные значения. Причем распределение Парето очень чувствительно к выбору порогового значения x_0 .

Таблица 1

Уровень надежности ВЛ	Период повторяемости T, год	Область применения	Риск возникновения аварии за 50 лет, отн. ед.
1-й	50	В любом случае ВЛ должны иметь как минимум этот уровень надежности	0,632
2-й	150	Применяется для линий 220 кВ и ниже, если они являются основным или единственным источником питания ответственной нагрузки	0,295
3-й	500	Применяется для ВЛ свыше 230 кВ, которые являются основным или единственным источником питания ответственной нагрузки	0,095

Таблица 2

Уровень надежности ВЛ	Распределение	Расчетная толщина стенки гололеда $x_{расч}$ при разных уровнях надежности ВЛ		
		$x_0 = 4,90$ мм, $n_M = 75$ (9%)	$x_0 = 7,05$ мм, $n_M = 47$ (5,7%)	$x_0 = 8,52$ мм, $n_M = 32$ (3,9%)
1-й	Фишера–Типпета	28,68	24,89	24,97
	Гумбеля	19,91	20,85	22,27
	Вейбулла	19,40	20,52	21,97
	Гамма	23,80	24,54	25,43
	Бетта	22,91	23,72	24,63
	Парето	63,70	37,68	32,51
2-й	Фишера–Типпета	38,89	31,74	31,35
	Гумбеля	22,6	23,58	25,24
	Вейбулла	21,64	22,84	24,48
	Гамма	26,86	27,53	28,51
	Бетта	25,39	26,16	27,15
	Парето	110,89	56,26	46,16
3-й	Фишера–Типпета	55,9	42,39	41,08
	Гумбеля	25,79	26,82	28,77
	Вейбулла	24,18	25,45	27,29
	Гамма	30,39	30,94	31,99
	Бетта	28,09	28,81	29,85
	Парето	214,81	90,73	70,13

По мере уменьшения размера выборки расчетные значения нагрузки, вычисленные по разным функциям распределения, сближаются. С учетом дискретности нормативной стенки гололеда в 5 мм можно сгруппировать расчетные значения, полученные по распределениям (2), (4), (17) и (18), в диапазоне от 20 до 25 мм для первого уровня надежности, в диапазоне от 23 до 28 мм для второго уровня надежности и в диапазоне от 25 до 30 мм для третьего уровня надежности.

В табл. 3 приведены значения расчетной толщины стенки гололеда, вычисленные по формулам (23)–(25) при разной повторяемости расчетных нагрузок.

Таблица 3

Распределение	Расчетная толщина стенки гололеда по формулам (23)–(25) с разными периодами повторяемости годовых максимумов при повторяемости расчетных нагрузок в		
	50 лет	150 лет	500 лет
Гумбеля	25,01	29,42	34,68
Фишера–Типпета	51,83	86,74	160,29
Вейбулла	23,76	27,12	30,81

Диаграмма расчетных значений по различным методикам приведена на рис. 2. На диаграмме так-

же показаны результаты расчета из табл. 3 при использовании второго предельного распределения Фишера–Типпета.

Диаграмма наглядно иллюстрирует, что значения расчетной толщины стенки гололеда, которые получены с применением закона распределения Фишера–Типпета, существенно превышают значения, полученные на основе других распределений (кроме распределения Парето).

Результаты проведенного сравнения способов определения расчетных нагрузок при гололедно-изморозевых отложениях с применением предлагаемой методики и методики, основанной на тео-

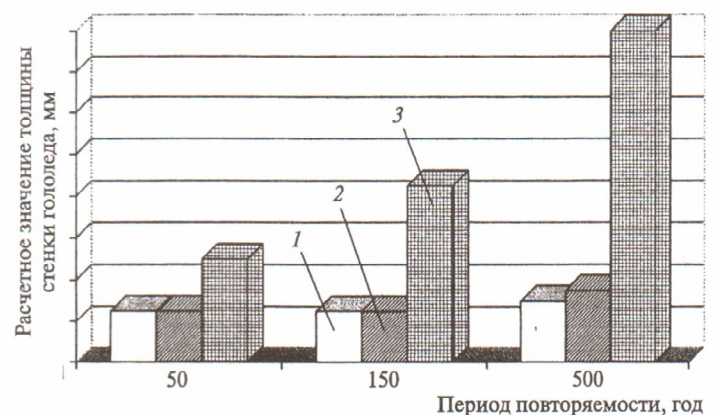


Рис. 2. Диаграмма расчетных значений: 1 — по предлагаемой методике; 2 — по методике порядковых статистик; 3 — по второму предельному распределению Фишера–Типпета; цена деления по вертикальной шкале 20 мм

дни порядковых статистик, полностью подтверждаются на других примерах. Соответствующие расчеты были проведены по данным двух метеостанций из Ставропольского края. Период наблюдения для первой из них составил 24 года (с 1965 по 1989 гг.) с числом записей $N = 435$, для второй — 28 лет (с 1960 по 1988 гг.) с $N = 759$ записями.

Заключение. Расчетные нагрузки, получаемые по предлагаемой методике, обладают высокой устойчивостью как в отношении изменения степени риска, так и при изменении принимаемого закона распределения воздействий из следующих классов распределений: двойное экспоненциальное распределение, распределение Вейбулла, β - и γ -распределения.

Применение распределений Фишера–Типпета и Парето дает значительно более высокие уровни расчетных нагрузок, в несколько раз превышающие соответствующие значения для указанных выше функций распределения вероятностей, что обусловлено тем, что в теории порядковых статистик порождающими предельное распределение Фишера–Типпета являются распределения, имеющие асимптотику на бесконечности типа $1/x^m$ (как и распределение Парето).

Распределения вероятностей такого класса при $m < 2$ не имеют математического ожидания и дисперсии. Последнее свойство, по нашему мнению, следует считать мало подходящим для определения толщины гололедных отложений и скорости ветра, поэтому следует считать, что применение распределения Фишера–Типпета нецелесообразно.

Расчетные нагрузки, определяемые по предлагаемой методике и по методике, основанной на теории порядковых статистик, близки для периодов повторяемости 50 и 150 лет. Для периода повторяемости 500 лет, который рекомендуется для сооружения магистральных линий, предлагаемая методика для всех видов распределений (кроме распределений Фишера–Типпета и Парето) дает несколько меньшие нагрузки. Это объясняется более детальным учетом характера формирования максимальных нагрузок на основании комплексной модели потоков случайных событий и тщательно подобранных законов распределения максимальных воздействий.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Луговой В.А., Тимашова Л.В., Черешнюк С.В. Учет климатических нагрузок на ВЛ. — Электрические станции, 2004, № 8.
2. Гарцман Л.Б. Вероятности гололедно-ветровых и температурных воздействий на ЛЭП. — Л.: Гидрометиздат, 1987.
3. Мисриханов М.Ш., Скопинцев В.А. Проблемы аварийности на воздушных линиях электропередачи в энергосистемах со сложными природно-климатическими условиями. — Сб. науч. тр. Электроэнергетика России: современное состояние, проблемы и перспективы. — М.: Энергоатомиздат, 2002.
4. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики. — М.: Наука, 1965.
5. Управление риском: Риск. Устойчивое развитие. Синергетика. — М.: Наука, 2000.
6. Васин В.П., Скопинцев В.А. Статистический подход к обоснованию аварийного запаса материалов в энергосистемах для восстановления воздушных линий. — Изв. РАН. Энергетика, 1993, № 5.
7. Васин В.П., Скопинцев В.А. Проблемы промышленной безопасности объектов энергетики. — Изв. РАН. Энергетика, 1994, № 5.

[14.05.06]

Авторы: Васин Владислав Петрович окончил электроэнергетический факультет Московского энергетического института (МЭИ) в 1960 г. В 1988 г. защитил докторскую диссертацию по топологическим методам анализа областей существования режима электроэнергетических систем. Главный специалист ОАО «Институт «Энергосетьпроект»

Морошкин Юрий Викторович окончил механико-математический факультет Московского государственного университета в 1961 г. В 1985 г. защитил в МЭИ кандидатскую диссертацию по методам анализа устойчивости современных электрических систем. Ведущий специалист ОАО «Институт «Энергосетьпроект».

Скопинцев Владимир Алексеевич окончил электроэнергетический факультет МЭИ в 1965 г. В 1998 г. защитил докторскую диссертацию по анализу аварийности электроэнергетических систем. Начальник департамента ОАО «Институт «Энергосетьпроект».

Федоров Юрий Геннадьевич — студент института электроэнергетики МЭИ (ТУ), бакалавр техники и технологии по направлению электроэнергетика. Инженер ОАО «Институт «Энергосетьпроект».