УДК 621.311.016.4.088

В.В. ЖИГИЛЕЙ (БПИ)

ПЛАНИРОВАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА ПО ОПРЕДЕЛЕНИЮ РАСЧЕТНОЙ ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ НАГРУЗКИ

Возможность измерить режим электропотребления в условиях действующего предприятия позволяет получить наиболее объективную исходную информацию о расчетных нагрузках характерных групп электропотребителей. Перед проведением измерений важно не только выбрать и подключить необходимую аппаратуру к электроустановке, но и установить необходимое число измерений, которое требуется для получения нагрузки с заданной точностью.

Режим электропотребления зависит от множества факторов, не поддающихся детерминированному учету, и потому его целесообразно рассматривать как случайный процесс. Для стационарного случайного процесса, подчиняющегося нормальному закону распределения, такие вероятностные характеристики, как математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение, — значения постоянные. При установившемся ритме производства процесс изменения активной мощности является стационарным [1]. Анализ большого числа режимов электропотребления и соответствующих корреляционных функций [2] позволяет рассматривать график нагрузки не только как стационарный, но и как эргодический случайный процесс, для которого характеристики ансамбля реализаций и отдельной из них совпадают.

В работе [3] на основании теоремы Ляпунова показано, что нормальный закон распределения электрической нагрузки можно считать справедливым для магистралей, питающих 6...8 и более электроприемников, приблизительно одинаковой мощности при установившемся технологическом процессе. Тогда расчетная нагрузка группы электропотребителей может быть найдена по выражению

$$P_{\text{р}} = P_{\text{с}} + \beta\sigma ,$$

где β — принятая кратность меры рассеяния.

Согласно [4], допустимая относительная погрешность определения расчетной нагрузки $P_{\text{р}}$ составляет 10 %. Однако из теории ошибок известно, что относительная погрешность суммы чисел заключается между наибольшей и наименьшей относительными погрешностями слагаемых [5]. Тогда если относительные погрешности $\delta(P_{\text{с}})$ и $\delta(\beta\sigma)$ равны между собой и каждая составляет 10 %, то относительная погрешность суммы $\delta(P_{\text{р}})$ также будет равна 10 %.

Из теории ошибок следует, что если σ измеряется с абсолютной погрешностью $\Delta(\sigma)$ и используется для вычисления произведения $\beta\sigma$, в котором β не имеет погрешности, то абсолютная погрешность произведения $\beta\sigma$ равняется: $\Delta(\beta\sigma) = \beta\Delta(\sigma)$, где $\beta > 0$. Переходя от абсолютных к относительным погрешностям, получим:

$$\Delta((\beta\sigma)/\beta\sigma = \beta\Delta(\sigma)/\beta\sigma \quad \text{или} \quad \delta(\beta\sigma) = \delta(\sigma) ,$$

где $\delta(\sigma) = \Delta(\sigma)/\sigma$.

Из вышеизложенного следует, что для определения расчетной нагрузки $P_р$ с относительной погрешностью $\delta(P_р) = 10\ \%$ необходимо определить значения $P_с$ и σ с такими же относительными погрешностями.

Обычно [4] в качестве расчетной нагрузки принимается 30-минутный максимум средней нагрузки, который можно получить при помощи счетчика электрической энергии, снимая показания через каждые полчаса, т. е. приняв интервал усреднения 30 мин. Однако стоимость проведения этого эксперимента и обработки данных возрастает с увеличением числа измерений, следовательно, число замеров должно быть конечно. Для его определения построим симметричную область, имеющую центром истинное среднее значение мощности $P_с$. Вероятность того, что интервал между $\hat{P} - t_\alpha \hat{\sigma}/\sqrt{n}$ и $\hat{P} + t_\alpha \hat{\sigma}/\sqrt{n}$ содержит генеральное среднее $P_с$, равна

$$\Pr(\hat{P} - t_\alpha \hat{\sigma}/\sqrt{n} < P_с < \hat{P} + t_\alpha \hat{\sigma}/\sqrt{n}) = \alpha ,$$

где $\hat{P}$ – значение выборочной мощности; $\hat{\sigma}$ – оценка среднего квадратического отклонения исследуемой нормальной совокупности; n – объем выборки или число измерений; t_α – квантиль распределения Стьюдента; α – доверительная вероятность измерения $P_с$.

В силу симметрии распределения Стьюдента, прибавив к центру интервала, т. е. к $P_с$, справа и вычитая слева по значению

$$\Delta(P_с) = t_\alpha \hat{\sigma}/\sqrt{n} , \qquad (1)$$

мы сможем с вероятностью α утверждать, что истинное значение измеряемого значения средней электрической мощности находится в пределах указанного интервала со случайными концами.

Теперь из соотношения (1) получим необходимое число измерений n для определения $P_с$ с заданной абсолютной случайной погрешностью $\Delta(P_с)$ и доверительной вероятностью α:

$$n = [t_\alpha \hat{\sigma}/(\Delta(P_с))]^2 . \qquad (2)$$

Преобразуем выражение (2) при помощи соотношений:

$$\hat{v} = \hat{\sigma} \cdot 100\ \%/\hat{P}_с ; \quad \delta(P_с) = \Delta(P_с) \cdot 100\ \%/\hat{P}_с$$

и получим расчетную формулу в относительных единицах

$$n = [t_\alpha \hat{v}/\delta(P_с)]^2 , \qquad (3)$$

где $\hat{v}$ – выборочный коэффициент вариации; $\delta(P_с)$ – относительная случайная погрешность измерения $P_с$.

Значение $\hat{v}$ определяется из короткого предварительного эксперимента или на основании априорной информации об обследуемой группе электроприемников. На рис. 1 кривая *1* построена по формуле (3) при доверительной вероятности α, равной 0,95, и одностороннем уровне значимости ϵ, а кривая *2* – при той же доверительной вероятности и двустороннем уровне значимости. Число степеней свободы для t_α зависит от требуемого объема выборки n, и поэтому решение (3) осуществляется итерационным способом.

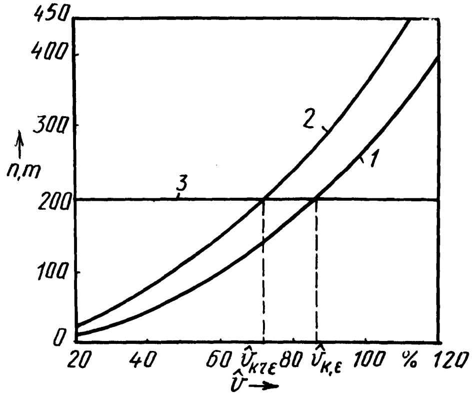

Рис. 1. Динамика изменения необходимого числа измерений для определения расчетной нагрузки.

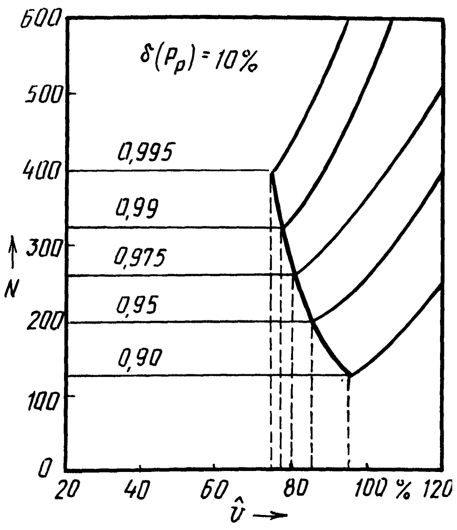

Рис. 2. Номограмма планирования числа измерений при нахождении расчетной нагрузки.

Теперь определим число измерений m, которое необходимо произвести, чтобы получить σ с такой же относительной погрешностью $\delta(\sigma) = 10\%$ и доверительной вероятностью $\alpha = 0{,}95$. Для этого воспользуемся χ^2 – распределением Пирсона и построим доверительный интервал, в который значение σ попадает с вероятностью α:

$$\Pr(\gamma_1 \hat{\sigma} < \sigma < \gamma_2 \hat{\sigma}) = \alpha \quad (\gamma_{1,2} = \sqrt{\nu}/\chi_{2,1}), \tag{4}$$

где $\nu = m - 1$ – число степеней свободы; χ_1 и χ_2 – квадратные корни из квантилей распределения Пирсона, соответствующие границам искомого интервала.

Из выражения (4) получим значения $\hat{\sigma}_1 = \gamma_1 \hat{\sigma}$ и $\hat{\sigma}_2 = \gamma_2 \hat{\sigma}$, которые ограничивают искомый доверительный интервал, и найдем относительную случайную погрешность среднего квадратического отклонения $\delta(\sigma)$ как

$$\delta(\sigma) = \frac{\hat{\sigma}_2 - \hat{\sigma}_1}{\hat{\sigma}} 100\,\%. \tag{5}$$

Используя формулы (4) и (5), итерационным путем, как и в предыдущем случае с точностью до целых, получаем искомое число измерений m. Следовательно, именно такое число измерений следует произвести, чтобы получить значение σ с заданной относительной случайной погрешностью $\delta(\sigma) = 10\%$ и доверительной вероятностью $\alpha = 0{,}95$ при двустороннем уровне значимости 2ϵ (рис. 1, кр. 3).

Таким образом, для получения значений $P_с$ и σ с одинаковыми относительной погрешностью и доверительной вероятностью в общем случае необходимо произвести различное число измерений. Равенство $m = n$ наблюдается только для точек пересечения кривых, которые соответствуют критическим значениям выборочного коэффициента вариации $\hat{v}_к$. На рис. 2 показана динамика изменения числа измерений в зависимости от значения $\hat{v}$ при различной доверительной вероятности α и постоянной относительной случайной погрешности $\delta(P_р)$, равной 10 %. Кривые для n построены при одностороннем уровне значимости, а для m – при двустороннем (расположены горизонтально). Если $\hat{v} < \hat{v}_к$, то $m > n$, и планирование числа измерений N целесообразно производить с использованием χ^2 – распределения Пирсона, если же $\hat{v} > \hat{v}_к$, то $n > m$, и наоборот, планирование эксперимента следует производить, применяя t-распределение Стьюдента. С помощью такого подхода мы получаем необходимое число измерений для определения расчетной нагрузки $P_р$ с заданными α и δ $(P_р)$. Кривые на рис. 2 построены в относительных единицах, в результате чего при определении $P_р$ можно определить необходимое число измерений N для различных групп электроприемников.

ЛИТЕРАТУРА

1. Шидловский А.К., Куренный Э.Г. Введение в статистическую динамику систем электроснабжения. – Киев: Наук. думка, 1984. – 273 с. 2. Фокин Ю.А. Вероятностно-статистические методы в расчетах систем электроснабжения. – М.: Энергоатомиздат, 1985. – 240 с. 3. Гнеденко Б.В. Об одной задаче массового обслуживания // Докл. АН УССР. – 1958. – № 5. – С. 477–479. 4. Указания по определению электрических нагрузок в промышленных установках. – Инструктивные указания по проектированию электротехнических промышленных установок. – ГПИ ТПЭП. – 1968. – № 6. – С. 3–17. 5. Крылов А.Н. Лекции о приближенных вычислениях. – М.: Госгортехиздат, 1954. – 400 с.

УДК 624.023.943

Д.Ю. СОБОЛЕВСКИЙ, канд. техн. наук,
С.Н. ЛЕОНОВИЧ, А.М. ВАСИЛЕВСКИЙ (БПИ)

СОВРЕМЕННЫЕ КОНСТРУКЦИИ АНКЕРНЫХ ФУНДАМЕНТОВ ОТТЯЖЕК ЦЕНТРИФУГИРОВАННЫХ БЕТОННЫХ ОПОР ЛИНИЙ ЭЛЕКТРОПЕРЕДАЧ

Развивающееся в стране строительство высоковольтных линий электропередач (ЛЭП) обусловливает необходимость использования прогрессивных конструкций опор и способов их закрепления. В качестве опор широкое применение находят центрифугированные железобетонные стойки кольцевого сечения высотой до 26 м.

Опоры ЛЭП с оттяжками испытывают значительные опрокидывающие ветровые нагрузки. Для их восприятия оттяжки из проволочных канатов закрепляются в грунте с помощью специальной конструкции – анкерных фундаментов. Несущая способность таких фундаментов должна рассчитываться исходя из максимального растягивающего усилия в оттяжке, которое может достигать 300...400 кН.

Традиционным видом фундамента, "работающего на вырывание", являют-