

## СТАТИСТИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗЫ О НОРМАЛЬНОСТИ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ УЗЛОВОЙ НАГРУЗКИ

Закон распределения случайной комплексной величины полной мощности в узле в случае, если он нормален, можно охарактеризовать с помощью пяти параметров: математических ожиданий и дисперсий активных и реактивных потреблений мощности в узле и коэффициента корреляции между ними. Случайная исходная информация для расчета установившегося режима энергосистемы в целом полностью отображается вектором математических ожиданий активных и реактивных мощностей независимых узлов и их корреляционной матрицей. Этот факт значительно облегчает статистическое свертывание информации для анализа установившихся режимов в условиях вероятностно определенных исходных данных, а также для решения других режимных задач, например, определения математического ожидания потерь энергии в сети. Кроме того, нормальность закона распределения нагрузки делает более обоснованным применение метода наименьших квадратов для построения уравнений регрессии с целью прогнозирования нагрузок. Поэтому представляет практический интерес выяснить, насколько приемлемой можно считать гипотезу нормальности на основании реальных статистических данных о нагрузке энергосистемы.

При проверке гипотезы нормальности по совокупности малых выборок, которые в рассматриваемой задаче образуются путем специального отбора некоторых значений нагрузок, зарегистрированных в различные месяцы года, в качестве меры расхождения между гипотетическим и эмпирическим законами распределения используется мера расхождения между соответствующими законами распределения некоторой статистики, каждое значение которой соответствует одной из выборок, принадлежащей данной совокупности. Эта статистика вычисляется следующим образом. Из каждой выборки выбирается независимым способом некоторый элемент  $p_{ki}$ , где  $i$  – номер элемента,  $k$  – номер выборки. Вычисляются так называемые отклонения

$$\tau_k = \frac{p_{ki} - \bar{p}_k}{\bar{s}_k}, \quad (1)$$

где

$$\bar{s}_k = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (p_{ki} - \bar{p}_k)^2} \quad (2)$$

представляет собой несмещенную оценку среднеквадратического отклонения генеральной совокупности, к которой принадлежит данная выборка. Если  $n = 4$ , то  $\tau_K$  и является статистикой, о которой речь шла выше. Если  $n > 4$ , то интересующая нас статистика вычисляется следующим образом:

$$\eta_K = \frac{\tau_K \sqrt{n-2}}{\sqrt{n-1 - \tau_K^2}} \quad (3)$$

Вычисленные значения статистики располагаются в вариационный ряд, т.е. в порядке возрастания, и определяются значения эмпирической функции распределения этой статистики по формуле

$$W(x_j) = \frac{2j - 1}{2n}, \quad (4)$$

где  $n$  – количество членов вариационного ряда, равное количеству выборок;  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) – номер члена в вариационном ряду;  $x_j$  – значение аргумента функции распределения, в качестве которого берется соответствующее значение  $\tau_j$  при  $n = 4$ , либо  $\eta_j$  при  $n > 4$ .

Далее должны быть вычислены значения теоретической функции распределения статистики при значениях  $x_j$  ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) аргумента. При  $n = 4$  статистика распределена равномерно и значения функции распределения определяются по формуле

$$F(x_j) = \frac{x_j - x_1}{x_n - x_1}. \quad (5)$$

При  $n > 4$  необходимо определить значения функции распределения статистики  $\eta$ . Если все выборки распределены нормально, то эта статистика распределена по закону Стьюдента с  $n-2$  степенями свободы.

Для оценки степени расхождения теоретической и эмпирической функций распределения рекомендуется использовать либо критерий соответствия А.Н.Колмогорова, либо критерий соответствия  $\omega^2$  [1]. Известны законы распределения величин  $\beta = D_n$  и  $\alpha = n\omega^2$ . Распределение каждого из этих критериев близко к предельному при  $n \geq 40$ . Этим определяется длительность периода, который необходимо исследовать при проверке гипотезы о характере закона распределения нагрузки энергосистемы – он должен быть порядка трех лет.

Гипотезу нормальности следует принять, если вычисленные по данным выборок значения критериев удовлетворяют неравенствам  $\beta < \beta_\lambda$ ,  $\alpha < \alpha_\mu$ , где  $\beta_\lambda$ ,  $\alpha_\mu$  – значения  $D_n$  и  $n\omega^2$  при значениях аргументов, равных соответственно  $\lambda$  и  $\mu$ , где  $\lambda$  – заданный уровень значимости, а  $\mu = 1 - \lambda$ .

Для проверки гипотезы нормальности распределения нагрузки энергоузла по совокупности независимых малых выборок была составлена про-

Т а б л и ц а 1. Результаты расчетов значений  $D_n(\lambda)$  и  $p\omega^2$

Номер узла	Вид нагрузки	$D_n(\lambda)$	$D_n(\lambda)$ при $\lambda = 0,05$	$p\omega^2$
1	P	0,129673	0,22119	0,189504
2	P	0,155019	0,22425	0,178815
3	P	0,211564	0,20760	0,310370
4	P	0,165091	0,21012	0,347600
5	P	0,165091	0,20760	0,356290
6	Q	0,110115	0,22425	0,099435
7	Q	0,128750	0,20760	0,192823
8	Q	0,120425	0,21544	0,129238
9	Q	0,211558	0,21012	0,349600
	Собственные потребности энергосистемы	0,129667	0,17823	0,164584

грамма для ЭВМ "Минск-22" и проведены экспериментальные расчеты для девяти энергоузлов с различными средними величинами потребления мощности и энергосистемы в целом. Рассматривались как активные, так и реактивные мощности этих узлов в часы ночного минимума, утреннего и вечернего максимума реально существующей энергосистемы в течение 42 месяцев, т.е. 3,5 лет.

Полученные в результате расчетов значения  $D_n(\lambda)$  и  $p\omega^2$  по каждому энергоузлу и энергосистеме в целом и значения  $D_n(\lambda)$ , взятые из табл. 6.2 [2], при уровне значимости  $\lambda = 0,05$  помещены в табл. 1. Для данного  $\lambda$ , используя табл. 6.4а [2], строим критическую область для проверки нашей гипотезы  $p\omega^2 > 0,4614$ .

Полученные из наблюдений значения  $D_n(\lambda)$  и  $p\omega^2$  почти все лежат в области допустимых значений.

Отсюда следует, что гипотеза нормальности распределения нагрузок энергоузла и энергосистемы в целом не противоречит данным наблюдениям.

#### Л и т е р а т у р а

- С м и р н о в Н.В., Д у н и н-Б а р к о в с к и й И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. — М., 1968.
- Б о л ь ш е в Л.Н., С м и р н о в Н.В. Таблицы математической статистики. — М., 1970.