

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РЕЖИМОВ НАГРУЗКИ ЭНЕРГОСИСТЕМ СИБИРИ

Р. И. БОРИСОВ, А. Г. МИЛЮШКИН

(Представлена научным семинаром кафедры электрических систем и сетей)

Значительная группа задач энергетики базируется на величине и характере электрических нагрузок, которые в силу многофакторности воздействий имеют случайный, стохастический характер. Все энергетические установки, будучи предназначенные для многократного использования в сходных условиях, никогда не оказываются в процессе эксплуатации в тождественных условиях, поскольку приемники электроэнергии включаются случайно, в зависимости от ряда причин и факторов, в том числе технологических особенностей производства, организации бытовых и трудовых режимов населения, естественной освещенности, температуры окружающей среды и т. д. Поэтому для исключения необоснованных решений в практике расчетов необходимо применение научных вероятностно-статистических методов решений. «Однако вероятностные методы расчета эффективны и дают достоверные данные тогда, когда они базируются не на умозаключениях и всякого рода предположениях, а на надежных статистических данных и закономерностях, выявленных методом математической статистики» [1]. Режимы существующих энергетических объектов, как правило, достаточно точно и просто можно определить на основании эксплуатационных измерений, каковыми, по существу, являются дискретные почасовые записи величин активной и реактивной нагрузок в суточных ведомостях диспетчерских служб ОЭС.

Накопленные данные являются обобщенными показателями функционирования энергосистем и несут в себе массу информации, последующее использование которой, после соответствующей обработки статистического материала, может повести к заметному улучшению качества получаемых результатов в пределах достижимой точности расчета, определяемой применяемыми методиками. В то же время вопросы сбора, хранения и обработки информации для получения оценок параметров требуемого качества при оптимальном количестве исходного статистического материала требуют своего решения.

В данной работе исследуются некоторые из этих вопросов по имеющимся статистическим данным о нагрузках энергосистем Сибири, с использованием методики, изложенной в литературе [2]. Исходным материалом послужили сведения о почасовых активных и реактивных нагрузках энергосистем А и Б. Статистика обработана за период 1968—1972 гг.

1. Законы распределения исследуемых величин

Закономерности группирования частот попадания величин P и Q в отдельные интервалы ряда распределения позволяют определить вероятностные характеристики в виде математического ожидания m_1 , дисперсии m_2 и среднеквадратичного отклонения σ случайной величины.

$$m_1 = a = \sum_1^N P_i \rho_i, \quad (1)$$

$$m_2 = \sum_1^N (P_i - a)^2 \rho_i, \quad (2)$$

$$\sigma = \sqrt{m_2}. \quad (3)$$

Однако эти характеристики являются точечными и не определяют в целом возможные изменения случайных величин. Наиболее универсальная характеристика случайной величины — закон распределения, т. е. математическое выражение, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и соответствующими им вероятностями. В общем случае закон распределения суммы не совпадает с законом распределения ее слагаемых [3] и могут иметь место отклонения от аксиоматически принимаемого некоторыми авторами нормального закона распределения, описываемого функцией.

$$F(x) = \frac{1}{\sigma_x \sqrt{2\pi}} \int e^{-\frac{(x_i - a)^2}{2\sigma_x^2}} dx, \quad (4)$$

где x_i — значение переменной;

a — математическое ожидание;

σ_x — среднеквадратическое отклонение.

Поэтому при исследовании, кроме основных характеристик, достаточных для нормального закона, следует определять асимметрию A и эксцесс \mathcal{E} :

$$A = \frac{m_3}{\sigma^3}, \quad (5)$$

где

$$m_3 = \sum_1^N (x_i - a)^3 \cdot \rho_i;$$

$$\mathcal{E} = \frac{m_4}{\sigma^4} - 3, \quad (6)$$

где

$$m_4 = \sum_1^N (x_i - a)^4 \cdot \rho_i.$$

По величинам двух последних можно делать предварительные заключения о степени приближения исследуемого распределения к нормальному. В процессе расчета решается вопрос определения оптимального шага интервала, т. е. количества разрядов в ряду распределения,

так как для получения достоверных оценок числовых характеристик режимных параметров требуется большой статистический материал, что вызывает необходимость его группировки по разрядам с последующим усреднением для удобства дальнейшей обработки. Вопрос о том, к какому разряду относить величины, равные граничным значениям, в данном случае не принципиален, так как дискретизация непрерывного процесса, каковым является электропотребление, как правило, сопряжена с погрешностями.

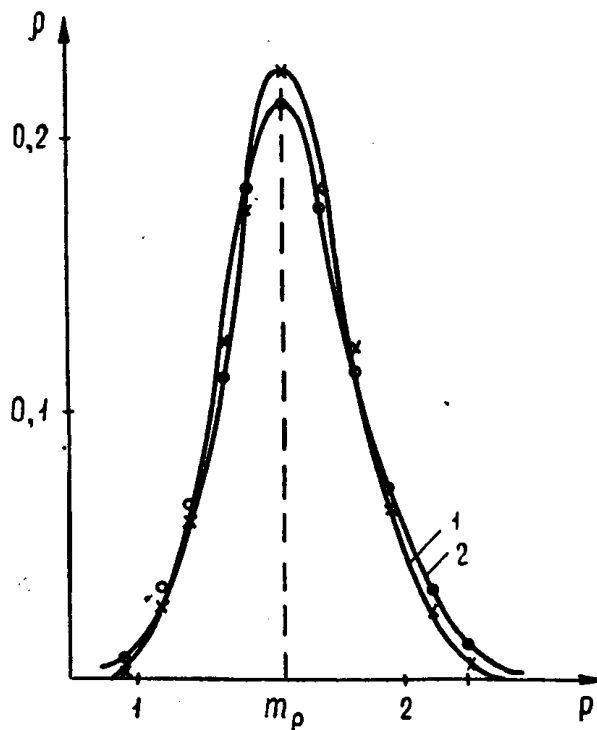


Рис. 1. 1 — эмпирическое распределение недельной выборочной статистики по «P»; 2 — эмпирическое распределение генеральной совокупности.

Иллюстрацией полученных результатов могут быть рис. 1 и 2, содержащие распределения P и Q , параметры которых характеризуют режим электропотребления системы А за 1971 год.

Проверка гипотезы нормальности распределения исследуемых величин для распределений, характеризующихся наибольшими значениями асимметрии и эксцесса, по критерию Пирсона показала, что гипотеза нормального распределения может быть принята. Следовательно, варианты с лучшими показателями асимметрии и эксцесса заведомо согласуются с законом нормального распределения. Необходимо отметить, что максимальными значениями асимметрии и эксцесса характеризуются недельные случайные выборки. Это указывает на большее влияние отдельных погрешностей при подготовке информации, или имевших место единичных всплесков, на интегральные характеристики малых выборок [4]. Анализ различных по объему статистических выборок показал, что минимальной статистической случайной выборкой с ошибкой представительности Δ не более трех процентов может быть принята недельная выборка. Действительные значения выборочных средних и среднеквадратических отклонений определяются в пределах

$$\bar{x} \pm O_x \text{ и } \sigma_x \pm O_\sigma . \quad (7)$$

При этом ошибки их определения находятся из выражений

$$O_x = t_a \frac{\sigma_x}{\sqrt{m}} \text{ и } O_\sigma = t_a \frac{\sigma_x}{\sqrt{2m}} , \quad (8)$$

где m — совокупность выборки;

t_a — нормированное отклонение нормального распределения. При t_a , равном двум, вероятность ошибки не более 5%, при t_a , равном трем, — не более 1%.

О достаточной сходимости законов распределения двенадцатинедельной выборки и годовой совокупности можно судить по результатам рис. 1 и 2.

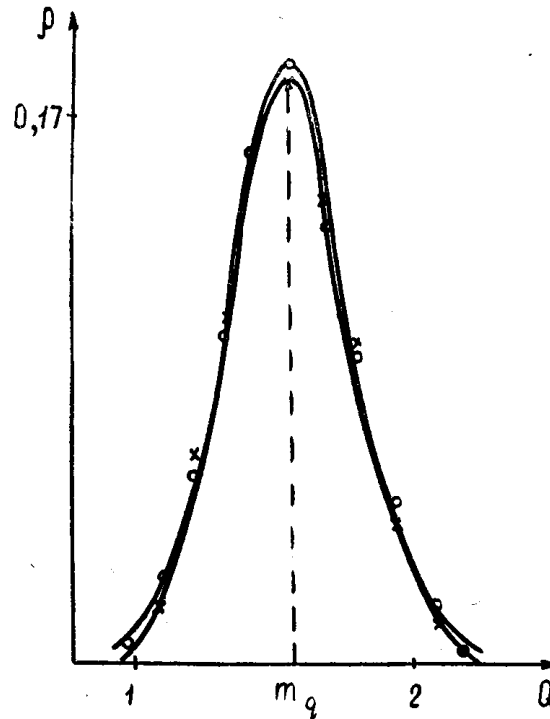


Рис. 2. 1 — эмпирическое распределение недельной выборочной статистики по «Q»; 2 — эмпирическое распределение генеральной совокупности.

Первым приближением при определении шага интервала может быть величина, найденная по формуле

$$K \approx \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 - 3,2 \lg m} , \quad (9)$$

где m — совокупность выборки;

x_{\max} , x_{\min} — наибольшее и наименьшее значения ряда распределения исследуемой величины.

2. Корреляционный анализ

Математически наиболее полно процесс изменения нагрузки любого энергетического объекта отражается в понятии нестационарного случай-

ного процесса, все свойства которого характеризуются R -мерной функцией распределения. Процесс электропотребления характеризуется величиной полной мощности, которая является двумерной.

$$S = P + jQ. \quad (10)$$

Однако охарактеризовать в общем случае закон распределения « S » законами распределения « P » и « Q » нельзя, необходимо знать зависимость между величинами « P » и « Q ». В силу случайности характера процесса зависимость не может быть функциональной, а в отдельных случаях ее вообще может не быть, поэтому ставится задача выявить наличие зависимости, ее характер и тесноту, т. е. установить корреляцию между двумя сопутствующими процессами потребления активной и реактивной энергии в системе. Эта зависимость может быть охарактеризована с помощью условных законов распределения [4], т. е. эмпирических регрессий P по Q и Q по P , по которым можно установить вид зависимости исследуемых величин.

Из полученных результатов следует, что имеется положительная корреляционная зависимость, довольно тесная к линейной. Об этом свидетельствуют коэффициенты корреляции, величина которых для всех статистик варьируется в пределах от 0,5 до 0,9. Поэтому полученные зависимости аппроксимируются линейной, по методу наименьших квадратов, уравнением [6]

$$\bar{Q} = m_q + r_{pq} \frac{\sigma_q}{\sigma_p} (P - m_p) \quad (11)$$

к виду

$$\bar{Q} = kP + C, \quad (12)$$

где

$$k = r_{pq} \frac{\sigma_q}{\sigma_p} = \operatorname{tg} \varphi; \quad C = m_q - \operatorname{tg} \varphi \cdot m_p. \quad (13)$$

Полученные зависимости можно использовать при расчетах режимов для приближенной оценки одной величины через другую. Оценки повышенной точности, исходя из нормальности распределения величины Q , можно найти по формуле

$$Q = \bar{Q} + t_a \cdot \sigma_q, \quad (14)$$

где t_a — нормированное отклонение нормального распределения. Величина t_a зависит от характера проводимых расчетов и соответственно требований, предъявляемых к надежности оценок, используемых в расчетах параметров.

3. Динамика параметров

Принятие оптимальных решений в задачах энергетики требует по возможности точных прогнозов режимов энергопотребления. Прогнозирование режимов нагрузки на основе детального анализа структуры потребителей электроэнергетических систем с использованием регламентированных нормативов электропотребления для отдельных групп и последующего синтеза связано с большими трудностями. Поэтому приходится прибегать к ориентировочному прогнозу путем экстраполяции динамики основных параметров, характеризующих режим электропотребления за ряд прошлых лет. Прогноз, в свою очередь, зависит от устойчивости ус-

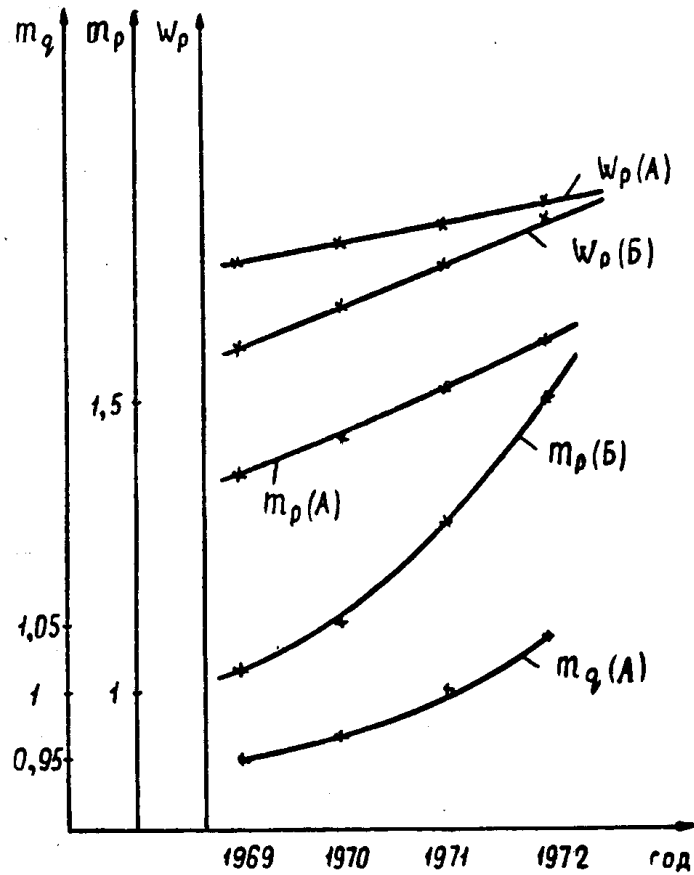


Рис. 3. m_p , m_q — математические ожидания активной и реактивной нагрузок; W_p — потребление электроэнергии по системам.

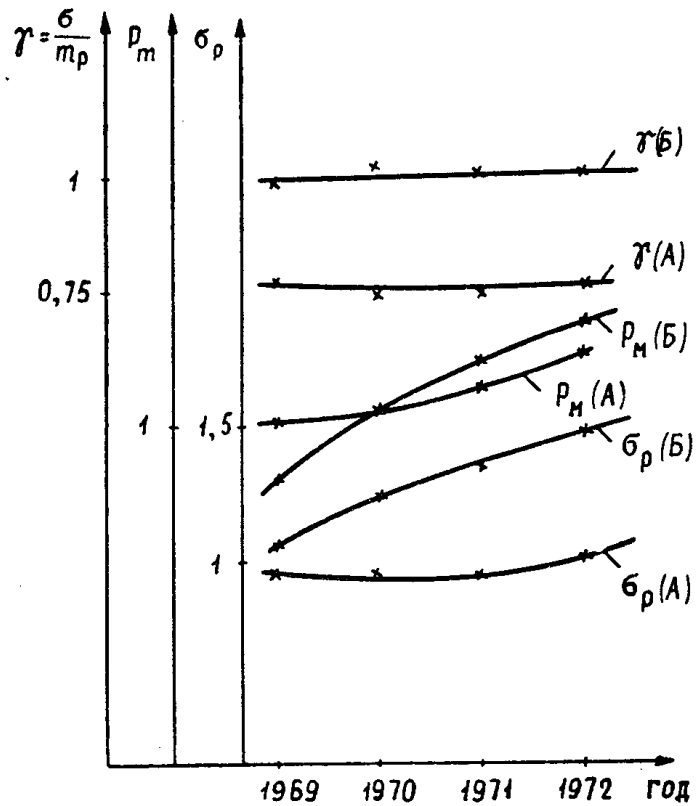


Рис. 4. P_m — максимальное значение активной нагрузки.

редненных параметров, описывающих процесс. Как видно из рис. 3 и 4, динамика параметров монотонна и имеет тенденцию к устойчивому нарастанию для обеих систем, хотя темпы нарастания для систем А и Б различны, что указывает на необходимость подобных исследований для конкретных энергетических систем и объектов. Коэффициенты вариации γ показывают, что система А имеет более плотный график нагрузки по сравнению с системой Б, динамика величины σ указывает на тенденции к дальнейшему разуплотнению графиков нагрузки систем А и Б.

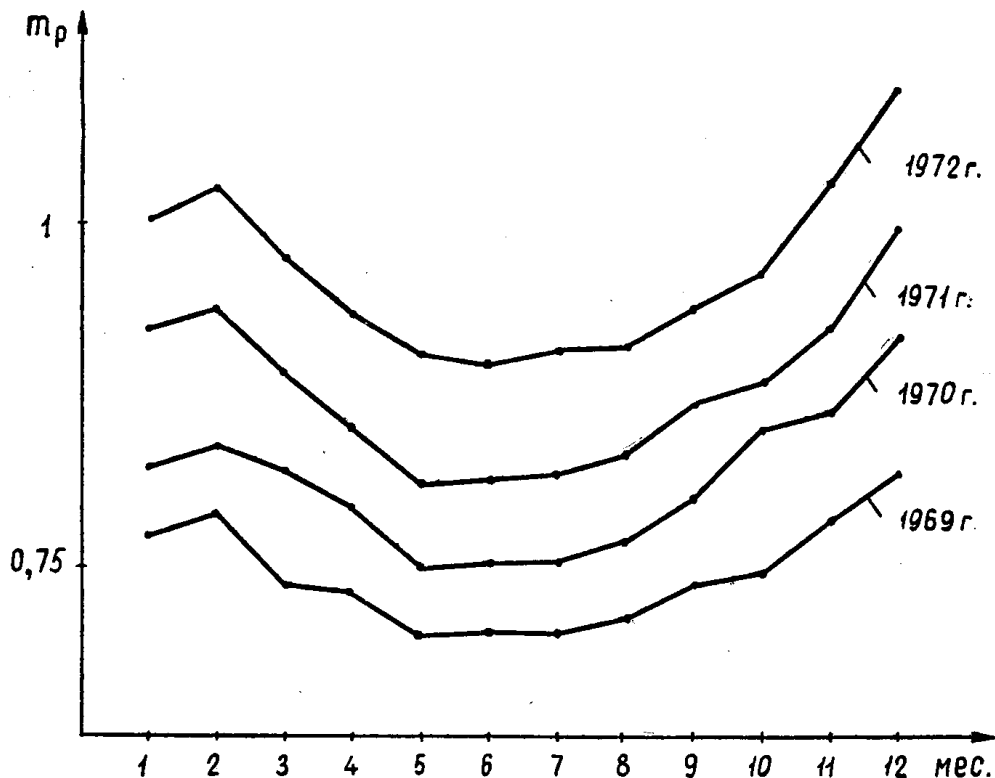


Рис. 5.

Представляет интерес изменение внутригодовых режимов электропотребления, а также тенденции у отдельных показателей, характеризующих электропотребление в одноименные периоды за ряд лет.

Наращение электропотребления в одноименные периоды 1969—1972 гг. для системы Б характеризуется более устойчивыми темпами роста в весенне-летний период. Динамика среднемесячных нагрузок в течение года отражает влияние устойчивых регулярных сезонных изменений нагрузки и близка к синусоиде (сдвинутой вправо относительно начала отсчета), однако внутригодовой прирост электропотребления характеризуется отклонениями в отдельные месяцы от среднегодового, что, вероятно, связано с единовременным вводом новых значительных нагрузок или значительными колебаниями температуры в данном районе.

Выводы

1. Установлено, что распределение нагрузок, характеризующих электропотребление в системах А и Б, во временных разрезах от недели до года согласуется с нормальным и может быть описано законом с параметрами, найденными из эксперимента.

2. Недельная статистическая выборка из месячной совокупности достоверно (с малой ошибкой представительности) характеризует месячный цикл электропотребления, а двенадцатинедельная — соответственно годовой.

3. Зависимость между величинами активных и реактивных нагрузок обладает высокой теснотой связи и может быть с достаточной точностью описана линейной функциональной зависимостью.

Динамика основных параметров, описывающих циклы электропотребления, характеризуется устойчивым нарастанием и может послужить базой для прогнозов на ближайшую перспективу.

ЛИТЕРАТУРА

1. И. А. Сыромятников. Направления научных исследований и задачи по их внедрению в области применения вероятностных и статистических методов в энергетике. Материалы совещания. Киев, 1963.

2. Б. М. ШигOLEV. Математическая обработка наблюдений. М., «Наука», 1969.

3. Г. Крамер. Случайные величины и распределения вероятностей. ИЛ., 1947.

4. Н. В. Смирнов, И. В. Дунин-Барковский. Курс теории вероятностей и математической статистики. М., «Наука», 1969.

5. А. Г. Ивахненко, В. Г. Лапа. Предсказание случайных процессов. Киев, «Наукова думка», 1971.

6. Е. С. Вентцель. Теория вероятностей. М., «Наука», 1969.
