ИЗВЕСТИЯ РАН. ЭНЕРГЕТИКА 2022, № 5, с. 62–80

УДК 621.316

МЕТОДИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФИЦИТА МОЩНОСТИ В ЭНЕРГОСИСТЕМЕ

В. П. Обоскалов[1, 2, *]

[1]ФГБУН Научно-инженерный центр "Надежность и ресурс больших систем и машин" Уральского отделения Российской академии наук, Екатеринбург, Россия

[2]ФГАОУ ВО "Уральский Федеральный Университет", Уральский энергетический институт, Екатеринбург, Россия

*e-mail: vpo1704@mail.ru

Поступила в редакцию 31.03.2022 г.
После доработки 14.06.2022 г.
Принята к публикации 16.06.2022 г.

Рассматривается задача определения вероятностных показателей дефицита мощности (ДМ) в концентрированной электроэнергетической системе (ЭЭС) на расчетном интервале времени. Показано отличие понятий "точечная" (ТВДМ) и "интервальная" (ИВДМ) вероятность ДМ. Представлена множественность определений ИВДМ. Рекомендовано в качестве ИВДМ принять долю времени, при которой ЭЭС находится в дефицитном состоянии. Анализируются математические механизмы определения интервальной вероятности дефицита мощности. Предложено в качестве ИДДМ принять средневзвешенное с весами ТВДМ длительность ДМ. Показана сильная корреляционная связь между точечными вероятностями ДМ наиболее опасных режимов (максимальных суточных, недельных месячных или годовых нагрузок).

Ключевые слова: электроэнергетическая система, дефицит мощности, показатели балансовой надежности ЭЭС

DOI: 10.31857/S0002331022050065

Аббревиатуры:

ДМ	Дефицит мощности
МО	Математическое ожидание
СКО	Среднеквадратичное (стандартное) отклонение
ТВДМ	Точечная вероятность ДМ
ИВДМ	Интервальная вероятность ДМ
ИЧДМ	Интервальная частота ДМ
ИДДМ	Интервальная длительность ДМ
ПБН	Показатель балансовой надежности
ЭЭС	Электроэнергетическая система

Обозначения:

T	– расчетный период времени
T_k	– подынтервал интервала T
$m_{L,t}$	– МО мощности нагрузки в момент времени (на интервале) t
$\sigma_{L,t}$	– СКО мощности нагрузки в момент времени (на интервале) t
$\mathcal{P}_k, m_k, \lambda_k, \tau_k, \omega_k$	– соответственно: вероятность, МО, интенсивность, МО длительности и частота ДМ на интервале k. При $k = t$ – точечные, а при $k = T$ – результирующие (интегральные) ПН
$\mathcal{P}_k^*$	– Откорректированная вероятность ДМ на интервале k
$F(x,m,\sigma)$	– Функция распределения случайной величины с МО m и СКО σ
$R(x,m,\sigma)$	– Дополнительная функция распределения, $R(x,m,\sigma) = 1 - F(x,m,\sigma)$
S_k	– Интервал неизменности вероятностного состояния системы
p_k	– Вероятность состояния S_k
$[\psi_{s,k}]$	– матрица реализаций оперативного резерва мощности

ВВЕДЕНИЕ

Рассматривается проблема определения вероятностных показателей дефицита мощности (ДМ) при функционировании ЭЭС на периоде T (например, год). Нагрузка представлена графиками, отражающими цикличность ее изменения (циклы: суточный, недельный, месячный, годовой). Каждый из графиков представляет последовательность относительных максимумов мощности следующего по иерархии цикла (сутки = 24 часа, неделя = 7 суток, месяц = 4 недели, год = 12 месяцев). Возможны иные структуры графиков нагрузки (графики максимальных нагрузок: месячный график состоит из 30 суточных максимумов нагрузки, или годовой – из 52-недельных максимумов; эквивалентные графики: сутки представляются двумя или большим числом ступеней нагрузок разной длительности). На основе представленных графиков может быть построен график нагрузок максимальной детализации – годовой состоит из $T = 52 \times 7 \times 24$ часовых мощностей (элементарный интервал (интервал нижнего уровня) может быть иным, например: 15 минут, 30 минут, час, сутки и др.). Для каждого интервала времени считаются известными закон (например, нормальное Гауссовское распределение) и параметры (математическое ожидание (МО) $m_{L,t}$, среднеквадратичное (стандартное) отклонение (СКО) $\sigma_{L,t}$, $t = 1,\dots,T$ и др.) вероятностного распределения нагрузки.

Аналогично нагрузке на рассматриваемом периоде $(0,T)$ определена рабочая мощность G_t, под которой понимается суммарная номинальная мощность всех генераторов за вычетом технологических ограничений (ограниченная паропроизводительность, пониженный напор воды и др.), и множество (а следовательно, и мощность) генерирующих устройств, предназначенных для проведения планового ремонта [1–3], то есть считается заданной мощность, которую можно использовать для покрытия вероятностного спроса нагрузки и аварийно-отключенной генерации. Рабочую мощность определяет стратегия плановых ремонтов. Обычно начало планового ремонта определяется началом суток. Отсюда – в течение суток рабочая мощность генерирующей системы, как правило, принимается неизменной [4]. В то же время аварийное отключение генерирующих агрегатов может происходить в любое время (случайное событие).

Для описания вероятностных свойств системы генерации более приемлемым является вероятностный ряд, свертка биномиальных распределений или выделение групп наиболее мощных генераторов и эквивалентирование остальной части генерации в единую группу с дискретным или непрерывным вероятностным распределением [3, 5–7].

В результате для каждого момента (элементарного интервала) времени $t = 1,\dots,T$ считаются заданными функции и параметры распределений вероятности генерации и нагрузки. Предметом обсуждения являются математические методы определения вероятности дефицита мощности в концентрированной ЭЭС на заданном интервале времени, состоящем из ряда подынтервалов неизменности нагрузки и состава системы генерации. Акцент ставится на определении ИВДМ на основе точечной вероятности ДМ.

К числу наиболее применяемых показателей балансовой надежности (ПБН) ЭЭС в отечественной практике относятся [3, 8–10]: интервальная $\mathcal{P}_{def,T}$ – вероятность ДМ на рассматриваемом интервале времени T (ее аналогом является интегральная $(J_{д})$ вероятность бездефицитной в течение года работы ЭЭС [4, 8]); m_{def} – МО величины ДМ; m_{E} – МО недоотпуска электроэнергии; τ_{def} – МО длительности ДМ; f_{def} – частота дефицита мощности [3]. При этом основными ПБН являются интегральная вероятность бездефицитной работы зоны надежности и МО годового объема ограничения потребления электрической энергии в зоне надежности и энергосистеме в целом [4].

В зарубежной практике чаще всего применяются касающиеся понятия вероятности следующие показатели БН [2, 10–13]: LOLP (Loss of Load Probability) – "вероятность того, что в произвольный момент времени вследствие дефицита энергоресурса произойдет отказ в покрытии нагрузки потребителей" [2]; LOLE (Loss-of-load expectation) – ожидаемое число дней в году, когда имеет место отключение (ограничение) нагрузки потребителей); LOLH (Loss of Load Hours) – среднее число часов дефицита мощности в год (длительность потери нагрузки в часах). Однако перечень ПБН не ограничивается перечисленными. Он гораздо шире и более полно описывает свойства надежности ЭЭС.

Как правило, перечисленные ПБН используются в качестве критериальных или индикативных оценок. С целью оценки эффективности функционирования системы и определения достаточности по критерию надежности предлагаемого варианта развития ЭЭС при проектировании и эксплуатации ЭЭС сравниваются расчетные и нормативные вероятностные показатели, например, $\mathcal{P}_{def,T} \le \mathcal{P}_{def,max}$.

Другим направлением применения ПБН является их использование в технико-экономических расчетах при вычислении компенсационных затрат $\Psi(\ldots,\mathcal{P}_{def,T,\ldots})$ от ненадежности ЭЭС или в качестве ограничения (вероятность ДМ меньше критериальной). При этом требования по точности к ПБН, естественно, должны быть разными. Если при повариантном сравнении систематические погрешности нивелируются, то в целевых функциях они непосредственно влияют на принимаемое решение. Однако, как в первом, так и втором случаях должен быть жестко прописан алгоритм определения ПН, иначе могут сравниваться качественно отличающиеся величины. В первую очередь это относится к понятию вероятности. Мало сказать, что ЭЭС должна иметь такой резерв генерирующей мощности, который обеспечивает вероятность дефицита мощности в году не более 0.001. Важно сказать, что подразумевается под термином "вероятность ДМ". Это вероятность события на интервале времени или в произвольный момент времени $\mathcal{P}_{def}(t)$, или максимальная (или средняя) на заданном интервале вероятность ДМ. Какие вычислительные процедуры должны быть использованы при ее определении?

В теории восстановления интервальная вероятность рассматривается как вероятность события на некотором интервале времени и определяется как функция времени $F(t)$ [6, 14, 15]. В частности, при экспоненциальном (показательном) распределении длительности безотказной работы (состояние дефицитности системы рассматривается как "отказ") вероятность отсутствия отказа на интервале времени $(0,\ t)$ определяется выражением: $R(t) = \exp(-\lambda t)$. Данный тип вероятности хорошо согласуется со статистическим анализом вероятностных процессов и является основным в практических приложениях.

В то же время вероятность, как определяемое аксиомами Колмогорова математическое понятие, в общем виде ко времени не привязана [6, 14]. В частности, если на основе статистических наблюдений установлено, что нагрузка описывается нормальным распределением с математическим ожиданием m_L и дисперсией σ_L, то вероятность ДМ при располагаемой генерации G определяется через интегральную функцию распределения и не зависит от длительности интервала, на котором она определяется:

$$\mathcal{P}_{def} = 1 - F_L\left(G,\ m_L, \sigma_L\right), \tag{1}$$

где $F_L\left(x,\ m_L, \sigma_L\right)$ – функция распределения вероятности нагрузки. Будем называть такую вероятность точечной в отличие от интервальной, функционально зависящей от времени. Такая вероятность привязана к событиям, которые могут произойти условно мгновенно (непредвиденное увеличение электропотребления, отключение энергоблока на электростанции, короткое замыкание на линии электропередачи с последующим ее отключением и др.).

ТОЧЕЧНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ ДЕФИЦИТА МОЩНОСТИ

При дискретном вероятностном ряде располагаемой генерации $\left\{G_{jt}; p_{G,j,t}\right\}$, $j \in J(t)$, $\sum_{\forall j} p_{G,j,t} = 1$ и параметрах $\left\{m_{L,t}, \sigma_{L,t}\right\}$ функции распределения нагрузки L для произвольного момента времени t формула (1) преобразуется к виду:

$$\mathcal{P}_{def,t} = \sum_{j \in J(t)} R_L\left(G_{jt}, m_{L,t}, \sigma_{L,t}\right) p_{G,j,t}, \tag{2}$$

где $R(x, m, \sigma) = 1 - F(x, m, \sigma)$ – дополнительная функция распределения случайной величины с МО m и среднеквадратичным отклонением σ.

При дискретности нагрузки $\left\{L_{jt}; p_{L,j,t}\right\}$ и непрерывной функции распределения генерации формула (2) вероятности ДМ имеет вид:

$$\mathcal{P}_{def,t} = \sum_{j \in J(t)} F_G\left(L_{jt}, m_{G,t}, \sigma_{G,t}\right) p_{L,j,t}.$$

В общем случае при непрерывном вероятностном распределении как располагаемой генерации с функцией распределения $F_G\left(x, m_{G,t}, \sigma_{G,t}\right)$, так и нагрузки $F_L\left(x, m_{L,t}, \sigma_{L,t}\right)$:

$$\mathcal{P}_{def,t} = \int_0^{\infty} R_L\left(x, m_{L,t}, \sigma_{L,t}\right) dF_G\left(x, m_{G,t}, \sigma_{G,t}\right), \tag{3}$$

или

$$\mathcal{P}_{def,t} = \int_0^{\infty} F_G\left(x, m_{G,t}, \sigma_{G,t}\right) dF_L\left(x, m_{L,t}, \sigma_{L,t}\right), \tag{4}$$

Перемежающаяся дисперсия. В выражениях (3), (4) представлен интеграл типа свертки, отображающий вероятностное распределение разности случайных величин $G_t - L_t$. При независимости $\left\{L_t,\ G_t\right\}$ отражающая оперативный резерв мощности в ЭЭС переменная $\psi_t = G_t - L_t$ имеет МО $m_{\psi_t} = m_{G_t} - m_{L_t}$ и дисперсию $\sigma^2_{\psi_t} = \sigma^2_{L_t} + \sigma^2_{G_t}$. Это позволяет рассматривать одну из переменных L_t или G_t, (чаще всего это нагрузка L_t, [4, 13]) как детерминированную величину (с нулевой дисперсией), соотнося второй переменной (G_t) суммарную дисперсию $\sigma^2_{\psi_t}$. В этом случае

$$\mathcal{P}_{def,t} = F_G\left(m_{L,t}, m_{G,t}, \sigma_{\psi,t}\right), \tag{5}$$

или

$$\mathcal{P}_{def,t} = F_\psi\left(0, m_{\psi,t}, \sigma_{\psi,t}\right). \tag{6}$$

СОГЛАСОВАНИЕ ИНТЕРВАЛЬНЫХ И ТОЧЕЧНЫХ ОЦЕНОК ПБН

Статистические данные о надежности функционирования ЭЭС позволяют определить как интервальные (длительность безотказной работы устройства), так и точечные (мощность нагрузки в один и тот же час рабочего дня ноября) вероятностные показатели. Направленность БН ЭЭС на задачи перспективного развития и функционирования ЭЭС на первый план выдвигает интервальные показатели (например, прогноз вероятности и МО ДМ ЭЭС в последующий пятилетний период). При этом наиболее значимым параметром является нагрузка и генерация, имеющие точечно-вероятностный характер. Актуальной становится задача согласования интервальных и точечных оценок ПБН.

Представление ТВДМ через ИВДМ не представляет проблем, поскольку функциональное выражение $\mathcal{P}_{def}(t)$ позволяет получить вероятность ДМ для произвольного момента времени. Затруднение вызывает обратное преобразование ИВДМ через ТВДМ, поскольку здесь вводится дополнительный параметр – время, который отсутствует в ТВДМ. Требуются дополнительные допущения, например, назначение периода времени, при котором ИВДМ равна ТВДМ.

При определении ИВДМ через ТВДМ необходимо учитывать главное специфическое свойство ИВДМ – ИВДМ не должна зависеть от числа подынтервалов, на которые при дискретизации разбивается интервал неизменности состояния ЭЭС.

Существует ряд подходов при определении ИВДМ через точечные оценки:

1. Представление интервала в виде логической структуры подынтервалов;
2. ИВДМ является средневзвешенной от ТВДМ с весами, определяемыми длительностями подынтервалов;
3. Точечная вероятность как интенсивность случайного процесса ДМ;
4. Частотное определение ИВДМ как предел относительного числа появлений событий, связанных с ДМ в ЭЭС.

Логико-вероятностный метод. Проблемы согласования точечной и интервальной вероятностей наиболее наглядно проявляются при представлении интервала T в виде совокупности (структуры) K непересекающихся подынтервалов, $T = \bigcup T_k$, на которых определены логические переменные $x_k = 1$, при отсутствии ДМ на подынтервале $k = 1, \ldots, K$ и $x_k = 0$ при его наличии. При этом отсутствие ДМ на всем интервале определяется логическим выражением $X = \prod x_k$. Здесь известными (определены) считаются точечные оценки вероятностей $\mathcal{P}(x_k) = p_k$. В силу независимости переменных $\{x_k\}$ вероятность бездефицитной работы ЭЭС на периоде T, $\mathcal{P}\{X\} = \prod \mathcal{P}(x_k) = \prod p_k$. При этом интервальная вероятность ДМ:

$$\mathcal{P}_{def,T} = 1 - \prod_{k=1}^{K} p_k. \tag{7}$$

При бесконечно большом числе разбиений конечного по длительности интервала T и $p_k < 1$ это приводит к вырожденному решению, согласно которому вероятность ДМ на интервале стремится к 1:

$$\mathcal{P}_{def,T} = 1 - \mathcal{P}\{X\} = 1 - \lim_{K \to \infty} \prod_{k=1}^{K} p_k = 1.$$

Аналогичный результат наблюдается при реализации критерия (7) методом Монте-Карло [3, 17, 18], который принимается как основной при расчете ПБН ЭЭС [4, 13]. Согласно заданным законам вероятностного распределения определяются матрицы случайных реализаций генерации $[G_{s,k}]$, нагрузки $[L_{s,k}]$ и оперативного резерва мощности $[\psi_{s,k}]$:

$$[\psi_{s,k} = G_{s,k} - L_{s,k}, \quad s = 1, \ldots, N; \quad k = 1, \ldots, K],$$

где N – число статистических испытаний; K – число подынтервалов.

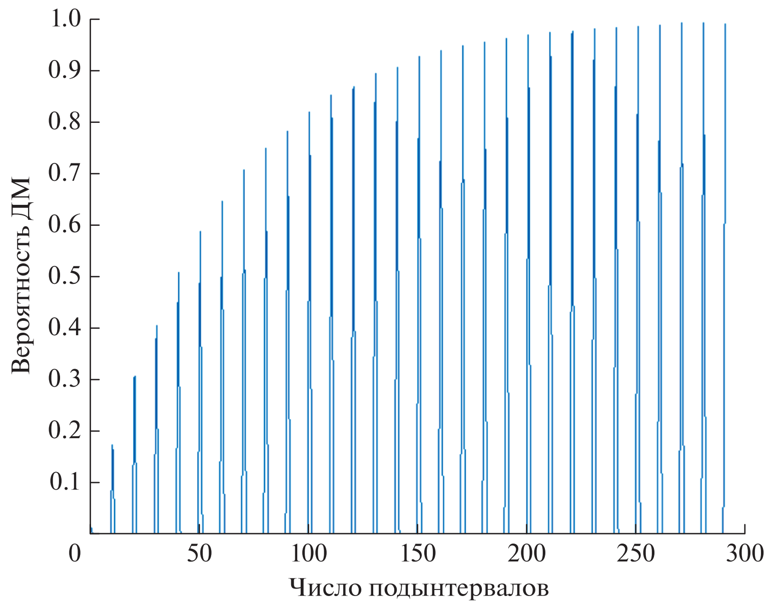

Рис. 1. Зависимость ИВДМ от числа подынтервалов.

На базе матрицы $[\psi_{s,k}]$ определяется вектор индикаций состояний ДМ

$$\left[Ind_{sk} = \begin{cases} 1, & \psi_{s,k} < 0; \\ 0, & \psi_{s,k} \geq 0. \end{cases} \right] \tag{8}$$

и на ее основе вектор индикаций состояний ДМ

$$Ind_s = \begin{cases} 1, & \sum_k Ind_{s,k} \geq 0; \\ 0, & \sum_k Ind_{s,k} = 0. \end{cases} \tag{9}$$

Данный вектор позволяет определить интервальную вероятность ДМ:

$$\mathcal{P}_{def,T} = \frac{1}{N} \sum_{s=1}^{N} Ind_s. \tag{10}$$

При $K \to \infty$ ИВДМ стремится к 1: $\lim\limits_{K \to \infty} Ind_s = 1$.

С увеличением числа подынтервалов $\mathcal{P}_{def,T}$ возрастает экспоненциально (рис. 8). Отсюда, приводящий к вырожденному решению реализуемый в виде (9), (10) логико-вероятностный метод может быть использован для оценки интервальных показателей дефицитности системы через точечные вероятности непосредственно лишь при определенных допущениях (лимитирована и задана длительность подынтервалов), например, при проверке условия, что на всех 24 интервалах суточного периода нет ДМ (при определении LOLE).

Средневзвешенная ИВДМ. Для большинства технических (в том числе и электротехнических) систем вероятность как мера надежности выражается через статический коэффициент готовности системы выполнять заданные функции. В частности, коэффициент готовности энергоблока $K_г$, который часто идентифицируется как вероятность его безотказного состояния $p = 1 - q$ определяется в виде отношения МО $M(t_р)$

длительности $t_{\text{р}}$ безотказной работы (наработка на отказ) к МО длительности цикла "работа-восстановление" $M(t_{\text{р}}) + M(t_{\text{в}})$, то есть вероятность отказа рассматривается как относительная длительность состояния неготовности энергоблока выполнять заданные функции [5]:

$$q = \frac{M(t_{\text{в}})}{M(t_{\text{р}}) + M(t_{\text{в}})}. \tag{11}$$

Статистически данная вероятность оценивается путем наблюдения за объектом в течение длительного времени

$$q = \frac{M(\sum t_{\text{в}i})}{M(\sum t_{\text{р}i}) + M(\sum t_{\text{в}i})}.$$

Применительно к состоянию дефицитности системы точечную вероятность ДМ можно интерпретировать как ожидаемую суммарную длительность $M(\sum \tau_i)$ дефицитных состояний ЭЭС к периоду наблюдения T. При неизменности состояния системы на подынтервале T_k таким образом определяемая вероятность

$$q_k = \frac{T_{def,k}}{T_k} = \frac{M\left(\sum\limits_{i \in I_k} \tau_i\right)}{T_k}$$

не зависит от длительности интервала наблюдения T_k — с увеличением длительности подынтервала пропорционально увеличивается $\sum \tau_i$. При этом интервальная вероятность ДМ на интервале T с отличающимися состояниями ЭЭС (обобщенный интервал) может быть определена в виде:

$$\mathcal{P}_{def,T} = \frac{1}{T}\sum_{k=1}^{K}\sum_{i \in I_k}\tau_i = \frac{1}{T}\sum_{k=1}^{K} q_k T_k, \quad \sum_{k=1}^{K} T_k = T, \tag{12}$$

то есть интервальная (на обобщенном интервале T) вероятность ДМ определяется как средневзвешенная (с весами равными длительностям подынтервалов) точечная вероятность ДМ.

Интервальная вероятность как МО точечной вероятности. Средневзвешенная вероятность является частным случаем определения интервальной вероятности $\mathcal{P}_{def,T}$ как МО точечной вероятности $\mathcal{P}_{def,t}$ от случайной величины t, определенной на интервале T. Считая время случайной величиной, равномерно распределенной на интервале T с плотностью $f(t) = 1/T$, получаем

$$\mathcal{P}_{def,T} = \int_0^T \mathcal{P}_{def,t} f(t)\,dt = \frac{1}{T}\int_0^T \mathcal{P}_{def,t}\,dt.$$

При разбиении интервала T на K участков неизменности состояния ЭЭС продолжительностью $\{T_k,\ k = 1,\ldots,K;\ \sum T_k = T\}$ и вероятностью элементарного участка (T_k/T) данная формула приобретает вид (12).

В частном случае одинаковой длительности участков $T_k = T/K,\ \forall k$,

$$\mathcal{P}_{def,T} = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K} \mathcal{P}_{def,k}. \tag{13}$$

При неизменности состояния ЭЭС на всем интервале T, $\mathcal{P}_{def,k} = \mathcal{P}_{def} = idem$:

$$\mathcal{P}_{def,T} = \mathcal{P}_{def}.$$

Таким образом метод средневзвешенной оценки вероятности ДМ или оценка интервальной вероятности в виде накопленной относительной длительности дефицитного состояния ЭЭС не противоречит определению вероятности, но сопровождается свойством неизменной вероятности ДМ на интервале любой (в том числе бесконечной) продолжительности неизменного состояния системы, что следует учитывать в практических приложениях.

Малозначимые события. Оперирование только с одной случайной переменной ψ_t (5), (6) позволяет сократить расчеты при представлении множества $\{m_{\psi,t}\}$ в возрастающем порядке, $\{ m_{\psi,k} < m_{\psi,k+1}\}$. В этом случае каждое последующее значение функции вероятности $F_\psi(0)$ будет меньше предыдущего: $F_\psi(0, m_{\psi,k+1}, \sigma_{\psi,k+1}) < F_\psi(0, m_{\psi,k}, \sigma_{\psi,k})$ и расчеты $\mathcal{P}_{def,T}$ можно остановить при таком k, при котором увеличение $\Delta\mathcal{P}_{def,T}$ будет пренебрежимо мало.

Согласно (13) интегральная вероятность $\mathcal{P}_{def,T}$ тем больше, чем меньше $m_{\psi,t}$. На годовом графике нагрузок просматриваются недельные и суточные циклы. Как и следовало ожидать, наиболее значимыми в недельном цикле являются суточные максимумы и практически незначимыми при оценке вероятностных параметров дефицита мощности суточные минимумы нагрузки.

Субботы, выходные и праздничные дни необходимо анализировать отдельно. Сниженный уровень нагрузки в эти дни позволяет планировать текущие ремонты основного оборудования ЭЭС. Это приводит к снижению оперативного резерва мощности, а следовательно, и к изменению вероятностных характеристик дефицита мощности, в том числе, к увеличению вероятности ДМ. Величина оперативного резерва мощности зависит от стратегии планирования текущих ремонтов, что требует специализированных математических моделей анализа конфигурации графика оперативного резерва мощности в рассматриваемые специфические дни.

Без учета текущих ремонтов в задаче определения вероятности и МО дефицита мощности, согласно проверочным расчетам, число анализируемых интервалов дискретности генерации и нагрузки можно сократить за счет исключения суббот, воскресных и праздничных дней, где при относительно малой нагрузке вероятностью дефицита мощности можно пренебречь.

Дополнительное сокращение расчетных интервалов возможно за счет исключения суточных интервалов минимальных нагрузок, где оперативный резерв мощности также обеспечивает необходимый уровень вероятности бездефицитной работы ЭЭС. Критерием исключения может служить предельная вероятность $\mathcal{P}_{min}$ – исключаются те отрезки времени, где $\mathcal{P}_{def}(t) < \mathcal{P}_{min}$.

Частотное направление определения вероятности – классическое – как предел относительного числа появлений событий, связанных с ДМ в ЭЭС [6, 14]:

$$\mathcal{P}_{def} = \lim_{N\to\infty}\left(\frac{n_{def}}{N}\right),$$

где N – число наблюдений используется реже и только в процедурах статистического моделирования при определении точечных вероятностей характерных временных интервалов (периоды суточных недельных месячных максимальных нагрузок и др.) многозонных ЭЭС с межсистемными связями ограниченной пропускной способностью. Основным недостатком данного подхода является практическая невозможность его использования в аналитических методах оценки вероятности ДМ.

Точечная вероятность как интенсивность ДМ. Реально все статистические показатели надежности в технических системах имеют интервальный характер. Действительно, вероятность отказа (аналог коэффициента неготовности) генератора определяется соотношением (11) как доля времени, при котором генератор находится в состоянии восстановления после аварийного отказа в функционировании. В то же время длительность безотказной работы устройства (энергоблок) непосредственно зависит от времени. Отсюда вероятностные характеристики располагаемой генерирующей мощности функционально зависимы от времени, что определяет их интервальный характер.

Менее очевидную зависимость от времени имеет вероятностно определенная нагрузка. Дискретное изменение нагрузки имеет случайный характер и возможно в любой момент времени (ДМ возникает, как только мы включаем лампочку). Однако при анализе балансовой надежности принимается ряд допущений, которые позволяют рассматривать нагрузку как *непрерывный* случайный процесс. Это обосновывается в частности тем, что даже при равенстве рабочей генерирующей мощности и мощности нагрузки (оперативный резерв равен нулю) в ЭЭС реально существует дополнительный, не учитываемый при оценке БН ЭЭС резерв мощности, определяемый следующими факторами: технология производства, передачи и потребления электрической энергии априори ориентирована на номинальные мощности электроприемников, которые существенно больше их средней или расчетной нагрузки которая не может быть больше номинальной [20]; электротехническое оборудование обладает дополнительной перегрузочной способностью (некоторое время работать с превышением номинальных параметров); вероятность одновременного включения большого числа электроприемников крайне мала и др.

В результате в нормальном режиме ЭЭС всегда существует дополнительный (внутренний, обусловленный наличием перегрузочной способностью оборудования) резерв мощности, достаточный для покрытия кратковременных нерегулярных колебаний нагрузки. Изменение мощности нагрузки на малом по длительности интервале времени будет непременно компенсировано за счет внутренних ресурсов ЭЭС. При условии непрерывности случайного процесса предельная вероятность ДМ на бесконечно малом по длительности интервале времени dt при условии бездефицитности ЭЭС в момент t равна нулю. Таким образом, ИВДМ $\mathcal{P}_{def}(t)$ должна удовлетворять условию $\mathcal{P}_{def}(0) = 0$.

Появление ДМ, вызванного внезапным отключением электротехнического оборудования или непредсказуемо большим увеличением мощности нагрузки, может рассматриваться как непредвиденное (нерасчетное) событие. Известно, что длительность T_p периода между двумя такого рода событиями описывается показательным распределением с постоянной интенсивностью отказа (возникновение ДМ) $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$, а интегральная функция распределения дефицита мощности $F(t) = 1 - \exp(-\lambda t)$ [6, 15].

В свою очередь, функция интенсивности отказов (дефицитности) системы, $\lambda(t) = f(t)/R(t)$, во многих источниках рассматриваемая как функция риска [6] или опасности отказа [15], определяет почти мгновенную условную вероятность отказа системы в момент t при условии, что к этому моменту времени система находилась в работоспособном состоянии, а эта вероятность есть не что иное как заданная или аналитически определенная точечная вероятность $\mathcal{P}_{def,t}$. Отсюда можно принять, что интенсивность ДМ $\lambda(t) \approx \mathcal{P}_{def,t}$ и равна константе на интервале статистической неизменности состояния ЭЭС (неизменность начальных и центральных моментов, в частности, МО и дисперсии ДМ).

В приведенном соотношении функция интенсивности и вероятность имеют отличающиеся размерности – интенсивность измеряется временем в степени (–1), например, 1/ч, а вероятность – безразмерная величина. При экспоненциальном распределении длительности безотказной (бездефицитной) работы, $F(t) = \exp(-\lambda t)$ показатель степени является безразмерной величиной. Отсюда при замене $\lambda = \mathcal{P}_{def}$ время должно быть представлено в относительных единицах. С этой целью вводится базовый интервал T_b, например, интервал $T_b = T_k$, по истечении которого имеющая накопительный (интегральный) характер интервальная вероятность ДМ

$$F(t) \approx \mathcal{P}_{def}(t/T_b) \tag{14}$$

становится равной точечной, $F(T_b) \approx \mathcal{P}_{def}$.

В такой постановке является незначимым на сколько подынтервалов разбивается интервал неизменности состояния ЭЭС, на котором задана ТВДМ.

Критерий равенства на некотором интервале T_b интервальной $\mathcal{P}_{def}(t)$ и точечной $\mathcal{P}_{def}$ вероятностей ДМ позволяет более точно определить параметр λ экспоненциального распределения ДМ:

$$R(T_b) = 1 - \mathcal{P}_{def}(T_b) = \exp(-\lambda T_b) = 1 - \mathcal{P}_{def}.$$

Отсюда

$$\lambda = -\frac{1}{T_b}\ln\left(1 - \mathcal{P}_{def}\right). \tag{15}$$

В результате для произвольного момента времени ИВДМ

$$R_{T_b}(t) = 1 - \mathcal{P}_{def}(t) = \exp\left(-\frac{t}{T_b}\ln\left(1 - \mathcal{P}_{def}\right)\right). \tag{16}$$

Определение интервальной вероятности согласно (16) не противоречит принципу объединения подынтервалов, $T_b = \bigcup_{k=1}^{K} T_k$. Здесь при неизменности состояния ЭЭС на всем интервале T_b вероятность дефицитного состояния ЭЭС на подынтервалах единичной длительностью $\Delta t = T_b/K$ равна $\mathcal{P}_{def}\Delta t$.

Вероятность отсутствия ДМ на всех подынтервалах:

$$R(K\Delta t) = \prod_{k=1}^{K}\left(1 - \mathcal{P}_{def}\Delta t\right) = \prod_{k=1}^{K}\exp\left(-\frac{\mathcal{P}_{def}T_b}{K}\right) = \exp\left(-\sum_{k=1}^{K}\frac{\mathcal{P}_{def}T_b}{K}\right) =$$
$$= \exp\left(-\mathcal{P}_{def}T_b\right) = 1 - \mathcal{P}_{def}T_b = R(T_b).$$

Влияние длительности базового интервала T_b на расчетные интервальные вероятности представлено на рис. 2 и 3. Нетрудно видеть, что в рассмотренном подходе соблюдается экспоненциальный характер (рис. 2) интервальной вероятности. При достаточно малых ТВДМ (рис. 3, $\mathcal{P}_{def} = 0.01$) приемлема линейная аппроксимация (14).

Представленные графики демонстрируют существенную зависимость от априорно выбранного параметра T_b. Отсюда при сравнении вариантов структуры ЭЭС по интервальной вероятности необходимо согласование данного параметра. При этом следует иметь в виду, что полученные на результирующем (например, годовом) интервале времени вероятности ДМ при разных T_b могут отличаться существенно.

Рассматриваемый подход не устраняет проблему неоднозначности решения – ИВДМ зависит от выбора T_b (от толкования периода неизменности состояния ЭЭС) – любой подынтервал интервала T_b может рассматриваться как период неизменности состояния и при достаточно большом числе подынтервалов задача сводится к рассмотренному выше подходу представления интервала в логико-вероятностном методе. В то же время, если в качестве T_b рассматривать максимальный по длительности хронологически непрерывный интервал неизменности состояния ЭЭС или каким либо другим способом определить период, которому соответствует ИВДМ равная ТВДМ, то предлагаемый подход устраняет проблему деления интервала на подынтервалы и может быть использован, например, при интервальном представлении суточного графика нагрузки, где число интервалов неизменности состояния ЭЭС значительно меньше числа часов [19] или получасов (например, период ночного провала нагрузки составляет 6 часов). Кроме того, данный подход может распространен на период $T > T_b$, что важно в задачах, связанных с прогнозированием вероятностных показателей.

Диаграмма состояний. Практически к аналогичному результату приводит подход, основанный на анализе диаграммы (рис. 4) с двумя состояниями: наличие (состояние D) и

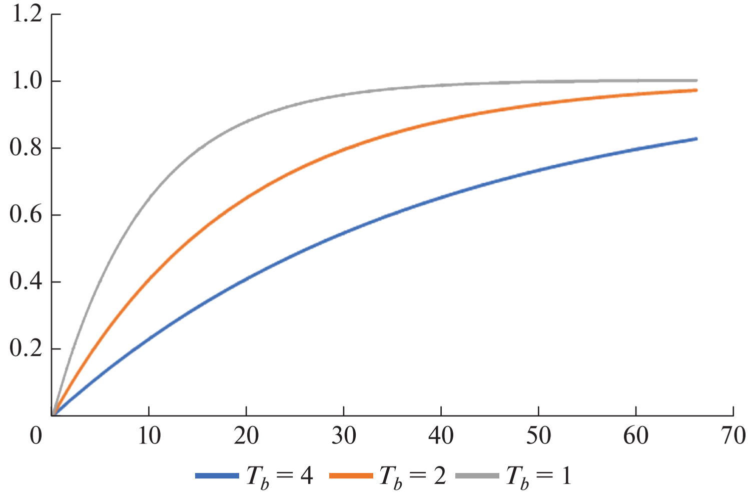

Рис. 2. Интервальная вероятность ДМ в зависимости от времени при $\mathcal{P}_{def} = 0.1$.

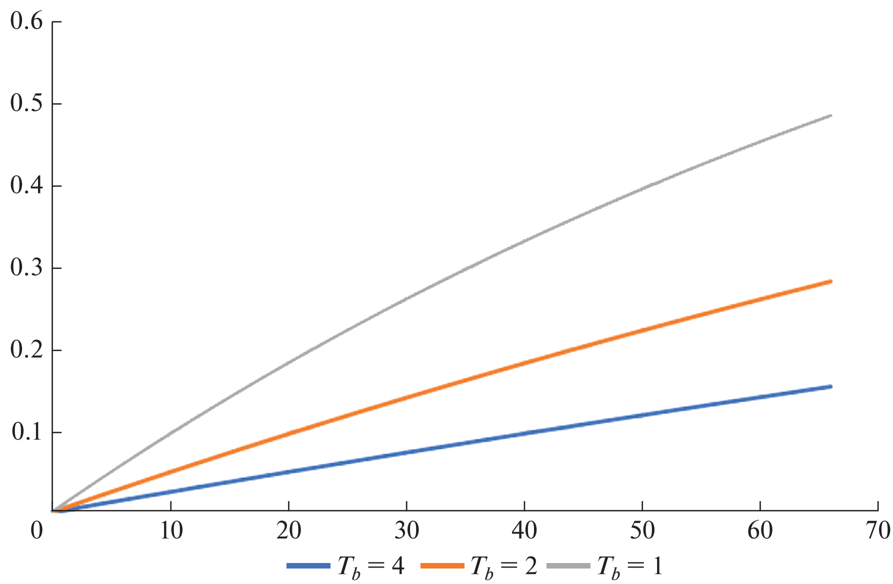

Рис. 3. Интервальная вероятность ДМ в зависимости от времени при $\mathcal{P}_{def} = 0.01$.

отсутствие (состояние A) ДМ, с интенсивностями перехода λ, μ – соответственно из A в D и из D в A.

При этом стационарная вероятность дефицитного состояния (D), которую можно рассматривать как ТВДМ, $\mathcal{P}_{def}$ определяет параметр $\gamma = \lambda/\mu = \mathcal{P}_{def}/(1 - \mathcal{P}_{def})$ [16]. Данный параметр можно рассматривать как условную вероятность перехода из одного состояния (состояние A – бездефицитности ЭЭС) в другое (D – наличие ДМ), $P_D = \gamma P_A$. Считая, что вероятности состояний A, D на интервале T достигают свое предельное значение, можно считать, к моменту $t \le T$ условная вероятность перехода

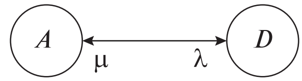

Рис. 4. Диаграмма состояний ЭЭС.

из A в D $q_{AD}(t) = \gamma t/T$. Данная вероятность имеет интервальный характер и описывает вероятность $\mathcal{P}_{def}(t)$ дефицитного состояния на интервале (0, t). При условии отсутствия ДМ в начальный момент времени, $t = 0$ и линейном характере функции ИВДМ от времени вероятность ДМ имеет вид:

$$\mathcal{P}_{def}(t) = 1 - \exp(\lambda t) \approx \lambda t.$$

Отсюда $\lambda t = \gamma t/T$; $\lambda = \gamma/T$;

$$\mathcal{P}_{def}(t) = 1 - \exp(-\gamma t/T). \tag{17}$$

При $t = T$

$$\mathcal{P}_{def}(T) = 1 - \exp(-\gamma) \approx \gamma.$$

При относительно малых ТВДМ это мало отличается от (15). Отсюда и решение качественно имеет аналогичную структуру (рис. 2, 3). Однако рассмотренный подход в б**о**льшей степени соответствует вероятностным принципам перехода от точечной вероятности ДМ к интервальной вероятности ДМ.

Обобщенный интервал. Два последних подхода к определению ИВДМ могут быть распространены на случай разнотипных (отличающиеся по длительности и состояниям ЭЭС) подынтервалах (обобщенный интервал $T = \Sigma T_k$) при условии, что точечная вероятность ДМ на интервале является средневзвешенной величиной с весами равными длительностям подынтервалов:

$$\mathcal{P}_{def,av} = \left(\sum_{k=1}^{K} \mathcal{P}_{def,k} T_k / T\right).$$

Действительно, вероятность бездефицитной работы ЭЭС на обобщенном интервале

$$R(\Sigma T_k) = \prod_{k=1}^{K} (1 - \mathcal{P}_{def,k} T_k) = \prod_{k=1}^{K} \exp(-\mathcal{P}_{def,k} T_k) = \exp\left(-\sum_{k=1}^{K} \mathcal{P}_{def,k} T_k\right) =$$
$$= \exp\left(-\sum_{k=1}^{K} \mathcal{P}_{def,av} T\right) = R(T).$$

Полученный результат согласуется с методом средневзвешенной оценки вероятности ДМ и устраняет проблему волатильности T_b.

Пример расчета ИВДМ. В табл. 1 приведен пример расчета вероятности ДМ ЭЭС на суточном интервале. В первых двух столбцах представлены исходные данные соответственно по системе генерации (MG, σG, DG) и нагрузке (ML, σG, DG). Суточный график нагрузки представлен столбцами D–G (поинтервальные: номер; длительность; вероятность и МО нагрузки). В столбце H приведен оперативный резерв мощности MG–ML. Ему соответствует стандартное отклонение объединенной системы "генерация–нагрузка" (столбец I) и ТВДМ (столбец J). Сумма произведений столбцов J, F определяет простую средневзвешенную вероятность ДМ (ячейка $J8$). Произведение вероятностей (массив $L2$–$L6$) бездефицитной работы ЭЭС на всех подынтервалах определяет вероятность бездефицитной работы на всем суточном интервале, а следовательно, и интервальную вероятность ДМ (ячейка $K9$) при оценке логико-вероятностным методом. Нетрудно видеть, что эта вероятность резко отличается от полученной ранее средневзвешенной вероятности ДМ. Следует заметить, что расчет вероятности логико-вероятностным методом был выполнен при условии почасового представления графика нагрузок. При условии того, что вероятность ДМ достигается в конце подынтервала результирующая ИВДМ снижается до уровня 0.138, что ненамного больше ТВДМ для периода максимальной мощности (ячейка $N3$). В столбцах $K-N$ приведен расчет ИВДМ через параметр Υ (17). Соответствующая средневзвешенная вероятность ДМ представлена в ячейке $N8$. Как было отмечено ранее эта вероятность практически совпадает с простой средневзвешенной оценкой ($J8$).

ТВДМ максимального режима. В практических расчетах, как правило, рассматривают наиболее опасные режимы. При неизменном составе генерации для суточного интервала наиболее значимым для вероятности ДМ в ЭЭС является режим максимальной нагрузки (как правило используется при определении LOLE [13]). Представляет интерес зависимость ТВДМ максимального режима и средневзвешенной вероятности.

На рис. 5 представлены средняя и максимальная вероятности как функции резерва мощности. Как и следовало ожидать, функции имеют практически экспоненциальный характер. Представляет интерес их взаимосвязь. На рис. 6 представлена функциональная зависимость средней вероятности ДМ от вероятности ДМ в режиме максимальной нагрузки. Нетрудно видеть их практически линейную зависимость. Это позволяет по двум режимам, при разных значениях оперативного резерва, предсказать полный спектр суточных точечных вероятностей, а следовательно, и уточненное значение средневзвешенной вероятности. Следует заметить, что существенное изменение конфигурации графика нагрузки (рабочие и выходные дни) значимо меняет коэффициент пропорциональности, однако для относительно небольших вариаций графика нагрузок (рабочие дни одного сезона) коэффициент пропорциональности можно считать неизменным.

Все перечисленные подходы имеют право на существование. Главное, чтобы при оперировании с тем или иным показателем надежности было четко определено на базе какого подхода определена вероятность рассматриваемого события. В противном случае новые математические процедуры определения ПН могут привести к отличающимся результатам. К сожалению, в инженерной практике метод определения показателей балансовой надежности ЭЭС не всегда оговаривается и обосновывается. В первую очередь это относится к интегральной вероятности дефицита мощности [3, 5, 8, 10] и ее зарубежному аналогу – LOLP (Loss-of-load probability) [22].

Интегральная вероятность. Понятие “интегральная вероятность”, в основном, понимается как аналог интегральной функции распределения, то есть как вероятность того, случайная величина меньше некоторой заданной величины, но иногда понятие “интегральная” соотносится к комбинаторному характеру системы (генерация плюс нагрузка). Согласно [2] интегральная вероятность ДМ — это “вероятность того, что в произвольный момент времени вследствие дефицита энергоресурса произойдет отказ в покрытии нагрузки потребителей”. С позиции выражения (1) данное определение совершенно не информативно, поскольку моменты времени отличаются по составу генерирующего оборудования и нагрузки, что приводит к бесконечному множеству отличающихся оценок вероятности.

ЗАРУБЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ, ОТРАЖАЮЩИЕ ВЕРОЯТНОСТЬ ДМ

Наиболее распространенными ПН, отражающими вероятность ДМ в зарубежной практике являются: LOLP; LOLE и LOLH, которому в последнее время отдается предпочтение [13]. По сути данные показатели отличаются лишь выбором элементарного интервала дискретности (сутки (LOLE) [2] или час (LOLH)) и трактовкой понятия вероятности: вероятность ДМ как доля времени [22] дефицитного состояния системы (LOLP) или как МО числа элементарных интервалов с ДМ (дней или суток) в расчетном периоде (год). При этом вероятность ДМ на элементарном интервале может рассматриваться

Таблица 1. Расчет вероятности ДМ ЭЭС на суточном интервале

	A	*B*	*C*	*D*	*E*	*F*	*G*	*H*	*I*	*J*	*K*	*L*	*M*	*N*	*O*	*P*
1	MG	1.15		k	T_k	V_{er}	L	$G\text{-}L$	$S(G+L)$	P_{def}	$1-P_{def}$	$(1-P_{def}$	Y	P_{def_Y}		m_{def}
2	σG	0.115		1	6	0.25	0.6	0.55	0.119	2E-06	1	1	2E-06	2E-06		3E-07
3	DG	0.013		2	5	0.208	1	0.15	0.125	0.116	0.884	0.5404	0.131	0.123		0.0355
4	ML	1		3	2	0.083	0.8	0.35	0.122	0.002	0.998	0.996	0.002	0.002		0.0001
5	σL	0.05		4	6	0.25	0.9	0.25	0.123	0.021	0.979	0.8779	0.022	0.022		0.0059
6	DL	0.003		5	3	0.125	0.8	0.35	0.122	0.002	0.998	0.9939	0.002	0.002		0.0002
7				6	2	0.083	0.7	0.45	0.12	9E-05	1	0.9998	9E-05	9E-05		5E-06
8				Σ	24				Среднее	0.030			Гамма	0.031	Σ	0.0417
9										ЛВМ	0.53					

как средневзвешенная, максимальная или как дополнительная к накопленной вероятности бездефицитной работы ЭЭС. В разных странах эти показатели трактуются неоднозначно, поэтому при сравнении рассматриваемых ПН необходимо анализировать и сравнивать вычислительные процедуры по их определению. Тестовые расчеты показывают сильную корреляционную связь (коэффициенты корреляции превышает 0.95) существующих показателей балансовой надежности ЭЭС, отражающих вероятность дефицита мощности. Отсюда они в равной степени могут использоваться в качестве критериальных при сравнении вариантов по критерию надежности.

***LOLP* (*Loss of Load Probability*).** Согласно [2] получивший широкое распространение в инженерной практике показатель LOLP определяет “вероятность того, что в произвольный момент времени вследствие дефицита энергоресурса произойдет отказ в покрытии нагрузки потребителей”. Данное определение мало информативно, поскольку непонятно, как трактуется фраза “в произвольный момент времени” (это точка на оси времени, или, например, часовой интервал).

Возможное толкование приведенного понятия вероятности ДМ является ее определение на основе логико-вероятностного метода (7)–(10): вероятность ДМ – это дополнение до вероятности отсутствия ДМ на рассматриваемом (в том числе годовом) интервале времени. В буквальном понимании приведенного определения – это вероятность ДМ, определенная для каждого момента времени $\mathcal{P}_{def}(t)$, и может рассматриваться как ТВДМ. Именно так (как частный случай) LOLP трактуется для произвольного интервала времени в [13]). Согласно [13] LOLP может быть определено для интервала произвольной длительности. В пояснительных примерах иных библиографических источников, например [21], показывается, что LOLP определяет на интервале $(0,T)$ долю времени, при котором нагрузка больше располагаемой генерации, то есть LOLP имеет интегральный (кумулятивный) характер. Такому представлению соответствует интервальная (средневзвешенная на годовом периоде времени) вероятность ДМ (12), (13).

Описанная в [13] математическая процедура расчета LOLP методом Монте-Карло заключается в следующем:

1. Считается известным график нагрузки $[L_k,\ k=1,\ \ldots,\ T]$.

2. Согласно вероятностным характеристикам систем генерации и нагрузки при каждом статистическом испытании s для каждого часа k рассматриваемого периода T определяются статистические реализации величины генерации $\left[G_s = \sum_{j=1}^{m} G_{s,j}\right]$, где m – число генераторов. Состав генерации здесь неизменен на всем периоде T, но состояние генераторов (работа–восстановление) является случайной величиной, моделируемой согласно законам вероятностного распределения).

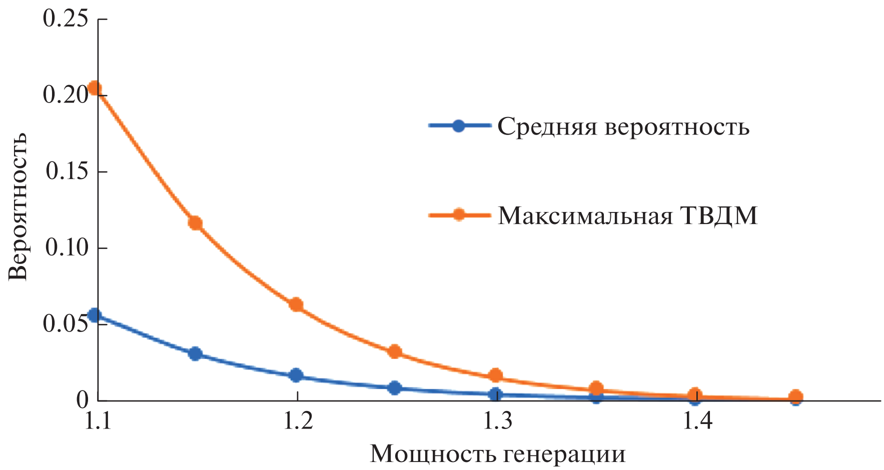

Рис. 5. Средняя и максимальная вероятности как функции резерва мощности.

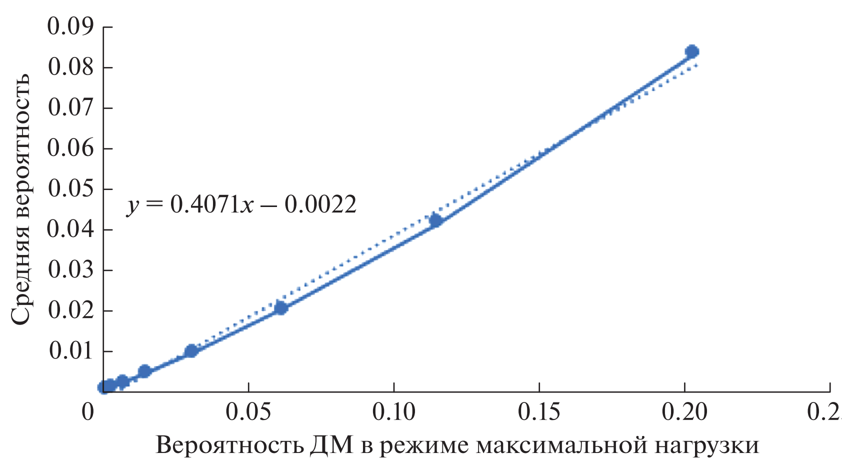

Рис. 6. Зависимость средней вероятности ДМ от вероятности ДМ в режиме максимальной нагрузки.

3. Согласно полученным реализациям генерации формируется матрица $[def_{s,k}]$ дефицитов мощности и их индикаций

$$[def_{s,k}] = max\{0, L_k - G_s\};$$
$$[ind_{s,k}] = \begin{cases} 0, & def_{s,k} = 0; \\ 1, & def_{s,k} > 0. \end{cases}$$

В результате выраженная числом часов в периоде вероятность ДМ

$$\mathrm{LOLP} = \frac{1}{N}\sum_{s=1}^{N}\sum_{k=1}^{T} ind_{s,k}.$$

На всем расчетном периоде, согласно данному алгоритму, нагрузка задается детерминировано, своим графиком нагрузки. На наш взгляд, такой подход является излишне упрощенным как в части генерирующей, так и нагрузочной подсистем. Поскольку нагрузка является детерминированной, то проблема преобразования ТВДМ в ИВДМ здесь не актуальна. В основу LOLP заложена процедура обработки точечных оценок вероятности ДМ.

Приведенный алгоритм является отражением метода средних оценок, где хронологический порядок интервалов времени является не значимым. Здесь допустимо представление графика нагрузок в виде графика "по продолжительности" (рис. 7). В зарубежных источниках в качестве функциональной переменной, как правило, принимается нагрузка (часовые нагрузки упорядочиваются "по убыванию"). Это приемлемо, если принять допущение о том, что по мере снижения нагрузки увеличивается оперативный резерв мощности. Однако, если система генерации представлена не располагаемой, а рабочей (с учетом плановых ремонтов генерирующего оборудования) мощностью, то в качестве функциональной переменной целесообразно принять оперативный резерв, упорядоченный "по убыванию". При использовании графика нагрузки "по продолжительности" (рис. 7) LOLP определяется согласно выражению:

$$\mathrm{LOLP} = \sum_k t_k p_k.$$

где p_k – вероятность состояния k генерирующей системы.

Данная формула не противоречит принципу средневзвешенной вероятности ДМ. Действительно, текущий интервал j расчетного периода характеризуется вероятностью $\mathcal{P}_{def,k} = \sum_j \mathcal{P}(G_j < L_k)$. Если LOLP измеряется числом дней в году, то

$$\mathrm{LOLP} = \sum_{s=1}^{8760} \mathcal{P}_{def,s} = \sum_{s=1}^{8760}\sum_{k=1}^{K} \mathcal{P}(G_k < L_s) = \sum_{k=1}^{K}\sum_{s=1}^{8760} p_k \operatorname{ind}\left(G_j < L_k\right) =$$
$$= \sum_{k=1}^{K} p_k \sum_{s=1}^{8760} \operatorname{ind}\left(G_j < L_k\right) = \sum_k t_k p_k.$$

Следует заметить, что на рис. 7 в качестве элементарного принят не час, как это рекомендуется в [13], а суточный интервал. При этом непонятно, что принимается в качестве оценки вероятности ДМ на суточном интервале (как правило, это вероятность в режиме максимальной нагрузки).

ДМ в ЭЭС реально является редким событием и имеет малую вероятность, что затрудняет восприятие серьезности данного события. Для лучшего восприятия вероятности вводится масштабный коэффициент. Часто безразмерную LOLP представляют числом часов ($8760 \times \mathrm{LOLP}$) или дней ($365 \times \mathrm{LOLP}$) в году. Действительно, вероятность 0.001 можно воспринимать как практически равную нулю, то есть допустимо игнорировать события с такой вероятностью. Но если такую вероятность представить как 8.76 ч/год, то для энергетиков такая величина может представляться недопустимо большой.

Дополнительно, размерность суток/год помимо LOLP имеет такой показатель как LOLE, который имеет иное математическое содержание. Это может вызвать путаницу в восприятии рассматриваемых ПН.

Показатель LOLP рекомендуется применять к относительно коротким интервалам времени [10].

LOLH (Loss of Load Hours). Согласно [13] при вычислении данного параметра методом Монте-Карло предварительно вычисляется индикаторная матрица $[Ind_{sk}]$ (8), и на ее основе определяется показатель

$$\mathrm{LOLH} = \frac{1}{N}\sum_{s=1}^{N}\sum_{k=1}^{8760} Ind_{sk}.$$

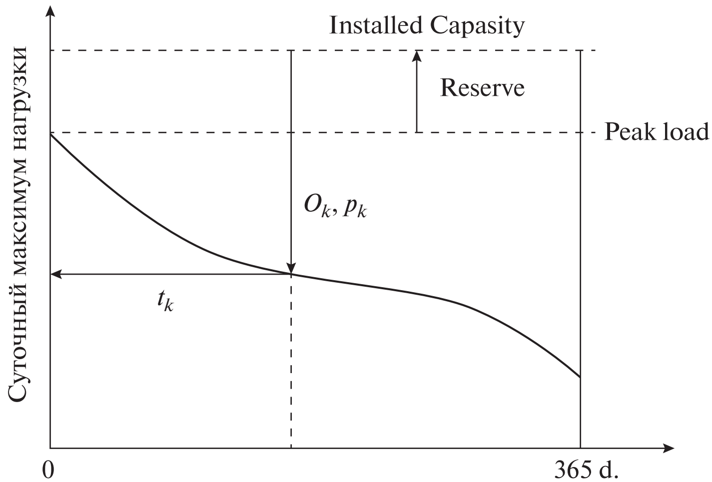

Рис. 7. Показатель LOLP.

Данный ПН является частным случаем определения вероятности методом средневзвешенной оценки при часовой длительности элементарного интервала. Действительно,

$$\mathrm{LOLH} = \sum_{k=1}^{8760}\sum_{s=1}^{N}\frac{1}{N} Ind_{sk} = \sum_{k=1}^{8760}\sum_{s=1}^{N}\frac{1}{N} Ind_{sk} = \sum_{k=1}^{8760}\mathcal{P}_{def,k} = 8760\times\mathcal{P}_{def,T}.$$

Специфика LOLH заключается в том, что здесь учитывается максимально полная информация о графиках нагрузки (часовая дискретность). Данный показатель применяется не только для годового, но и сезонного, месячного или еженедельного интервалов. Рассматриваемый показатель особенно актуален в случае, когда система генерации обладает большой неопределенностью располагаемой мощности на суточном интервале (возобновляемые источники энергии).

LOLE (Loss of Load Expectation). Согласно [13] LOLE определяется как ожидаемое число дней D за период T (обычно год), в течение которых наблюдается дефицит мощности хотя бы один раз в день. При использовании метода Монте-Карло расчетная формула имеет вид:

$$\mathrm{LOLE} = \frac{1}{N}\sum_{s=1}^{N}\left(\sum_{d=1}^{D} Ind_{sd}\right),$$

где индикаторная функция может быть определена через показатель надежности $\mathrm{LOLH}_{s,d}$, определенном на суточном интервале (день d)

$$\left[Ind_{sk} = \begin{cases} 1, & \mathrm{LOLH}_{s,d} \neq 0; \\ 0, & \mathrm{LOLH}_{s,d} = 0. \end{cases} \right] \quad (18)$$

При использовании аналитических методов и точечных вероятностей ДМ на суточном интервале согласно определению LOLE и формуле (18) необходимо применить логико-вероятностный метод (7):

$$\mathcal{P}_{def,d} = 1 - \prod_{k=1}^{K_d}\left(1 - \mathcal{P}_{def,k}\right). \quad (19)$$

При этом

$$\mathrm{LOLE} = \sum_{d=1}^{D} \mathcal{P}_{def,d}.$$

Однако в стандарте NERC [13] в качестве примера приводится иная (записанная в наших обозначениях) формула

$$\mathrm{LOLE} = \sum_{d=1}^{D} \max_{k} \left(\mathcal{P}_{def,k} \right). \quad (20)$$

Это приводит к несколько иному по сравнению с (19) результату и не соответствует (18). В результате при использовании в практических расчетах показателя LOLE необходимо оговаривать специфику его расчетной процедуры. Однако расчеты по формуле (20) существенно проще, поскольку суточный период оценивается только по одному часу максимальной нагрузки. Реально погрешностью формулы (20) можно пренебречь.

ВЫВОДЫ

1. Существующие методы определения интервальных вероятностей ДМ на основе его точечных оценок не позволяют получить гарантировано точное решение. Отсюда не рекомендуется использование вероятности ДМ в качестве составляющей целевой функции в задаче оптимизации. Вероятность ДМ рекомендуется использовать только в системе ограничений.

2. При использовании вероятностных показателей дефицита мощности в ЭЭС предварительно следует определить физический и математический смысл вероятности ДМ с тем, чтобы сопоставлять сопоставимые оценки.

3. В качестве основного метода определения интервальных вероятностей ДМ в задаче балансовой надежности ЭЭС рекомендуется принять метод средневзвешенных точечных оценок.

4. Применение логико-вероятностного метода при определении интервальной вероятности ДМ через произведение точечных оценок надежности приводит к вырожденному решению. Данный метод приемлем только для относительно небольшого (по числу элементов) множества подынтервалов, на которые разбивается рассматриваемый интервал времени.

5. Основные, принятые в мире показатели балансовой надежности ЭЭС, отражающие вероятность дефицита мощности, сильно коррелированы и в равной степени могут использоваться в качестве критериальных при сравнении вариантов по критерию надежности. Однако при сравнении вариантов по тем или иным показателям важно знать математическую процедуру их определения.

6. Наиболее приемлемым иностранным показателем вероятности ДМ при практической оценке вариантов функционирования энергосистем можно рассматривать LOLH (Loss of Load Hours) – математическое ожидание числа часов дефицитной работы ЭЭС на заданном интервале времени.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Дубицкий М.А., Руденко Ю.Н., Чельцов М.Б.* Выбор и использование резервов генерирующей мощности в электроэнергетических системах. – М.: Энергоиздат, 1988. 272 с.
2. Надежность систем энергетики (Сб-к рекомендуемых терминов). – М: ИАЦ Энергия, 2007, 192 с.
3. Надежность систем энергетики и их оборудования. Спр. в 4 т. / Под общей ред. Ю.Н. Руденко. Т.2. Надежность электроэнергетических систем. Справочник / Под ред. Розанова М.Н. – М.: Энергоатомиздат, 2000. 568 с.
4. Стандарт. Методические указания по проведению расчетов балансовой надежности М. 2018 www.so-ups.ru.

5. *Руденко Ю.Н., Чельцов М.Б.* Надежность и резервирование в энергосистемах. Новосибирск: Наука, 1974.
6. *Руденко Ю.Н., Ушаков И.А.* Надежность систем энергетики. – М.: Наука, 1986.
7. *Обоскалов В.П.* Резервы мощности в электроэнергетических системах. – Свердловск; УПИ. 1989. 92 с.
8. *Маркович И.М.* Режимы электроэнергетических систем. – М.: Энергия, 1969.
9. *Чукреев Ю.Я.* Модели обеспечения надежности электроэнергетических систем. Сыктывкар: Коми НЦ УрО РАН, 1995, 176 с.
10. *Чукреев Ю.Я.* Сравнение отечественных и зарубежных вероятностных показателей балансовой надежности электроэнергетических систем / Изв. РАН. Энергетика 2012. № 6 с. 27–38.
11. *Биллинтон Р., Аллан Р.* Оценка надежности электроэнергетических систем: Пер. с англ. М.: Энергоатомиздат, 1988.
12. *Эндрэни Дж.* Моделирование при расчетах надежности в электроэнергетических системах. М.: Энергоатомиздат, 1983.
13. NERC, Reliability Assessment Guidebook. Version 2.1. April 7, 2009.
14. *Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д.* Математические методы в теории надежности. М.: Наука. 1965.
15. *Кокс Д., Смит В.* Теория восстановления. М.: Советское радио, 1967, 299 с.
16. *Обоскалов В.П.* Структурная надежность электроэнергетических систем. – Екатеринбург: УрФУ, 2012. 196 с.
17. *Billinton R.., Allan R.N.* Reliability Evaluation of Power Systems, Plenum, New York, 1984.
18. *Billinton R., Li W.* Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods, Springer Science+Business Media, New York 1994.
19. *Розанов М.Н.* Надежность электроэнергетических систем. М.: Энергоатомиздат, 1984, 200 с.
20. Справочник по проектированию электричкеских сетей и электрооборудования / Под ред. Ю. Г. Барыбина и др. – М. Энергоатомиздат, 1991.464 с.
21. Identification of Appropriate Generation and System Adequacy Standards for the Internal Electricity Market. – Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2014.
22. *Vijayamohanan Pillai N* (2014) Loss of Load Probability of a Power System. J Fundam Renewable Energy Appl 5: 149.
https://doi.org/10.4172/20904541.10001492

Methodological Aspects of Determining the Probability of Power Shortage in the Power System

V. P. Oboskalov[a, b, *]

[a]*SEC Reliability and Safety of Large Systems and Machines" UB RAS, Yekaterinburg, Russia*

[b]*Ural Federal University, Ural Power Engineering Institute, Yekaterinburg, Russia*

**e-mail: vpo1704@mail.ru*

The problem of determining the probabilistic indices of power shortage (PS) in a concentrated electric power system (EPS) on the calculated time interval is considered. The difference between the concepts of "point" (PPPS) and "interval" (IPPS) probability of PS is shown. The multiplicity of definitions of the IPPS is presented. It is recommended to take the fraction of time at which the EPS is in a deficient state as an IPPS. Mathematical mechanisms for determining the interval probability of power shortage are analyzed. It is proposed to take the weighted average duration of the PS with the weights of the PPPS as the IPPS. A strong correlation is shown between the point probabilities of PS of the most dangerous regimes (maximum daily, weekly monthly or annual loads).

Keywords: electric power system, power shortage, EPS adequacy