

УДК 621.019

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СОВМЕСТНЫХ СОСТОЯНИЙ ЭНЕРГОБЛОКОВ.

МУРАДАЛИЕВ А.З.

АзНИПИИ Энергетики

Рассмотрены аналитические методы расчета показателей совместных состояний энергоблоков и анализ принятых упрощающих предположений

Объективная оценка показателей, характеризующих совместные состояния энергоблоков, относится к одной из важных задач надежности ЭЭС [1]. Непосредственная оценка этих показателей, по данным эксплуатации требует привлечения больших объемов статистической информации по состояниям каждого энергоблока, ручная обработка весьма громоздка и трудоемка, а применение ЭВМ требует разработки специальных программных комплексов. По этому на практике показатели совместных состояний (ПСС) чаще всего вычисляются по известным формулам, составленным для определенных упрощающих предположений. ПСС необходимы при решении задач схемной надежности, определении величины рабочей мощности, находящейся в аварийном ремонте, распределения оперативного резерва мощности и др.

Существующие методы расчета ПСС могут быть представлены двумя группами: аналитические и использующие статистическое моделирование на уровне случайных событий или случайных процессов.

В настоящей статье будут рассмотрены аналитические методы расчета ПСС и анализ принятых упрощающих предположений

1. Оценка показателей схемной надежности. Наиболее полно методология расчета показателей схемной надежности разработана для случая, когда каждый из элементов схемы может находиться в двух состояниях - работа и аварийный ремонт.

Для двух независимых устройств:

- оценка вероятности нахождения обеих устройств в работе вычисляется как произведению оценок их коэффициентов готовности

$$P_{1,2}^* = K_{r,1}^* \cdot K_{r,2}^* \quad (1)$$

- оценка вероятности нахождения обеих устройств в состоянии аварийного ремонта вычисляется по формуле

$$Q_{1,2}^* = (1 - K_{r,1}^*)(1 - K_{r,2}^*) \cong K_{a,1}^* \cdot K_{a,2}^* \quad (2)$$

По сути, здесь величина - $T_{ab,1,2}^* = 8760 \cdot Q_{1,2}^*$ есть среднее значение суммарной длительности одновременного нахождения в аварийном ремонте обоих устройств

- оценка среднего числа отказов обоих устройств вычисляется по формуле

$$h_{1,2}^* = \frac{h_1^* h_2^* (\tau_1^* + \tau_2^*)}{8760} = h_1^* K_{a,2}^* + h_2^* K_{a,1}^* \quad (3)$$

где h_1^* и h_2^* - оценки параметра потока отказов, соответственно, первого и второго устройства (отк/год), а τ_1^* и τ_2^* оценки средней длительности простоя в аварийном ремонте при отказах соответственно, первого и второго устройства (ч)

- среднее значение суммарной длительности нахождения в аварийном ремонте одновременно обоих устройств может быть вычислена также по формуле

$$\delta T_{a,1,2}^* = h_{1,2}^* \cdot \frac{\tau_1^* \cdot \tau_2^*}{(\tau_1^* + \tau_2^*) 8760} \quad (4)$$

Если подставить в формулу (4) значение $h_{1,2}^*$, вычисляемое по формуле (3), то получим формулу (2)

Этот результат свидетельствует, прежде всего, о том, что условие независимости относится не только к потокам отказов, но и к процессу восстановления отказов. Если число нерабочих состояний более одного, то применение формулы 2 может привести к существенному искажению оценок $P_{1,2}^*$ и $Q_{1,2}^*$.

Причина погрешности наглядно иллюстрируется рис.1. На этом рисунке показаны временные диаграммы нерабочих состояний (резерв (р) и плановый работ (п)) каждого устройства.

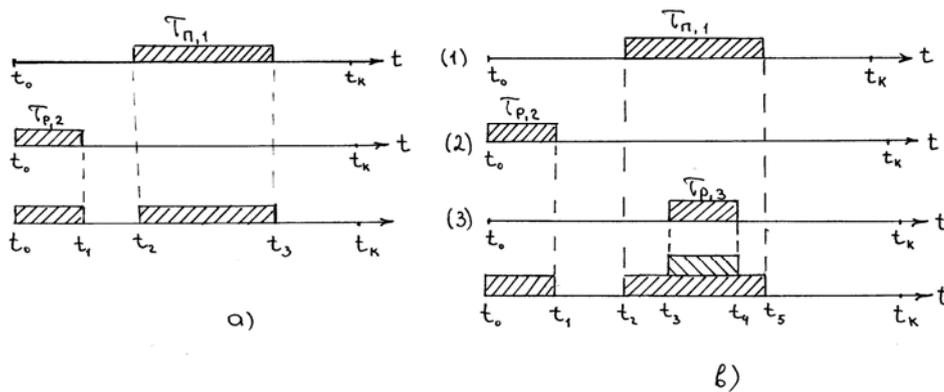


Рис 1. Временная диаграмма состояний а- n=2; б- n= 3

Как следует из рис.1, формулы (1÷3) позволяют оценить ППС не на интервале $\Delta t = (t_k - t_0)$, а лишь на интервалах $(t_1 \div t_2)$ и $(t_3 \div t_k)$. (см.рис.1а), сумма которых существенно меньше Δt .

Если при вычислении P^* и Q^* с увеличением числа устройств структура формул (1) и (2) не изменяется и для n устройств имеет вид

$$P_{1,2,\dots,m}^* = \prod_{i=1}^n K_{\Gamma i}^* \quad (5)$$

$$Q_{1,2,\dots,n}^* = \prod_{i=1}^n K_{B i}^* \quad (6)$$

то оценки параметра потока отказов всех n устройств вычисляется по следующей рекуррентной формуле

$$h_{1,2,n}^* = h_{1,2,\dots,(n-1)}^* K_{Bn}^* + h_n^* Q_{1,2,\dots,(n-1)}^* \quad (7)$$

Использование формул (5-7) при расчете ППС ЭБ может привести к существенным ошибкам, т.к. на практике:

1. Число возможных состояний ЭБ больше двух;
2. Параметр потока отказов и коэффициент готовности ЭБ в рассматриваемом интервале времени (например, в течение года, до и после капитального ремонта) могут существенно изменяться;
3. Предположение о независимости процесса восстановления при одновременном простое ЭБ:
 - в аварийном ремонте, не учитывает естественного стремления оперативного персонала снизить длительность одновременного простоя;
 - вследствие отказа одного из ЭБ в период нахождения другого ЭБ в состоянии планового ремонта или холодного резерва, не учитывает соотношение длительности состояний аварийного, планового ремонтов и холодного резерва,

готовность ЭБ, находящихся в плановом ремонте и холодном резерве к включению в работу

4 Последствия внезапного аварийного отключения ЭБ и отключения ЭБ по аварийной заявке различны.

Внезапные отказы (напомним, что это отказы, приводящие к автоматическому отключению ЭБ под действием технологических защит, или требующие немедленного отключения ЭБ оперативным персоналом вручную) приводят к скачкообразному уменьшению фактической мощности ГРЭС, к возможности возникновения системной аварии. Если же отказ обнаружен персоналом при осмотре и не требует немедленного отключения ЭБ, разгрузка и отключения ЭБ производится по согласованию с диспетчером системы, а диспетчер имеет возможность принять необходимые меры, предотвращающие или ограничивающие последствия при отключении ЭБ. Внезапные отказы могут компенсироваться вращающимся горячим резервом, а отключения ЭБ по аварийной заявке – холодным резервом.

Рассмотрим вопрос о влиянии на результаты расчета увеличения числа состояний. Как было отмечено ранее ЭБ могут находиться также в состояниях планового ремонта (капитальный и средний) и холодного резерва. интервала (t_0-t_k)

Относительная длительность состояния, когда оба устройства находятся в работе (рис 1а) может быть вычислена по формуле

$$\delta T_{раб}^* = P_{1,2} \left[1 - \frac{\tau_{n1} + \tau_{p2}}{t_k - t_0} \right] = K_{Г1}^* \cdot K_{Г2}^* \cdot \delta T_{1,2}^* \quad (8)$$

где индекс Σ обозначает суммарную длительность соответственно, плановых (п) ремонтов и холодного резерва (р) устройств.

Но формула (8) не всегда точна, а при большом числе n и ошибочна, о чем свидетельствует временная диаграмма рис 1б, где для первого и третьего устройств состояния планового ремонта и холодного резерва частично совмещены. Иначе говоря, механическое суммирование относительной длительности нахождения устройств в плановом ремонте и холодном резерве при расчетах $\delta T_{раб}^*$ может привести к ошибкам и тем большим, чем больше n.

Оценка параметра потока отказов двух устройств для модели, изображенной на рис 1а может быть рассчитана по формула

$$h_{1,2}^* = \delta T_{1,2}^* [h_1 K_{b2} + h_2 K_{b1}] + \delta \tau_{n1} h_2 + \delta \tau_{p2} h_1 \quad (9)$$

где

$$\delta \tau_{n1} = \tau_{n1} / (t_k - t_0)$$

$$\delta \tau_{p1} = \tau_{p1} / (t_k - t_0)$$

а суммарная длительность одновременного простоя обоих устройств – по формуле

$$\tau_{\Sigma,1,2}^* = \delta T_{1,2}^* Q_{1,2}^* + \delta \tau_{n1} h_2^* \tau_{n1,a2}^* + \delta \tau_{p2} h_1^* \tau_{p2,a1}^* \quad (10)$$

где $\tau_{n1,a2}^*$ -средняя длительность нахождения обоих устройств в отключенном состоянии при условии, что первое устройство было отключено на плановый ремонт, находилось в этом состоянии в течении τ_{n1}^* а второе – отказало в этом интервале

$$\tau_{n1,a2}^* = \frac{\tau_{n1}^* \cdot \tau_{a2}^*}{\tau_{n1}^* + \tau_{a2}^*} \quad (11)$$

$$\tau_{p1,a1}^* = \frac{\tau_{p2}^* \cdot \tau_{a1}^*}{\tau_{p2}^* + \tau_{a1}^*} \quad (12)$$

$\tau_{p1,a1}^*$ - средняя длительность нахождения обоих устройств в отключенном состоянии при условии, что второе устройство было выведено в холодный резерв, находилось в этом состоянии в течении времени τ_{p2}^* а первое отказала в этом интервале.

Однако расчет $\tau_{p2,a1}^*$ и $\tau_{n1,a2}^*$ по формулам (11) и (12), предполагающим независимость состояний, не соответствует реальным их значениям и нежелателен. Поскольку для ЭБ средняя длительность планового ремонта существенно превышает среднюю длительность аварийного ремонта, в [2] рекомендуется за $\tau_{n1,a2}^*$ принимать величину τ_{a2}^* . Учитывая требования и мобильности горячего резерва, можно за $\tau_{p2,a1}^*$ принять среднюю величину длительности пуска ЭБ.

2. Оценка показателей надежности ГРЭС. Под надежностью работы ЭБ ГРЭС понимается свойство, обеспечивающее выполнение графика нагрузки. Нарушение этого свойства будем называть отказом. Наиболее полно надежность ГРЭС проявляется своими двумя свойствами – безотказностью и ремонтпригодностью. Безотказность количественно характеризуется вероятностью безотказной работы и средним числом случаев, отказа, а ремонтпригодность – относительной длительностью восстановления отказов. Значимость отказов ГРЭС определяться числом отказавших ЭБ и длительностью состояния их совместного отключения.

Аналитический расчет вероятности безотказной работы ГРЭС в течение расчетного периода T_n может быть выполнены по формуле [2]

$$p_j = 1 - \sum_{r=1}^{n_\delta} P_{r,j} q(R_{Oj}/r) \quad (13)$$

где n_δ число ЭБ; $P_{r,j}$ - вероятность возникновения внезапных отказов (r) ЭБ в j -ом интервале расчетного периоде ΔT_j ; $q(R_{Oj}/r)$ - условная вероятность того, что при внезапных отказах r ЭБ суммарная фактическая мощность отказавших ЭБ превышает мощность оперативного резерва R_{Oj} .

Для нас наибольший интерес представляет возможность объективной оценки $P_{r,j}$, определяющих вероятностные характеристики (статистические оценки плотности или функции распределения) мощности ЭБ, находящихся в аварийном ремонте

Величина P_r , вычисляется по формуле

$$P_r = \frac{n_\delta!}{(n_\delta - r)! \cdot r!} K_\Gamma^{n_\delta - r} K_a^r \quad (14)$$

Соответствующая функция распределения биномиального закона

$$F(r) = \sum_{i=1}^r P_i = \sum_{i=1}^r \frac{n_\delta!}{(n_\delta - i)! \cdot i!} K_\Gamma^{n_\delta - i} K_a^i \quad (15)$$

Распределение $F(r)$ обычно рассчитывается из условия, что K_Γ всех ЭБ один и тот же.

Учет возможности нахождения ЭБ в плановом ремонте достигается рядом предположений. Наиболее часто P_r рассчитываются исходя из полного числа ЭБ (n_δ), но при уменьшенном коэффициенте K_a в $\left(1 - \frac{\tau_{II}}{12}\right)$ раз, где τ_{II} суммарная длительность планового простоя.

Для упрощения расчетов величина P_κ вычисляется по формуле Пуассона

$$P_\kappa = \frac{(h_\delta \cdot n_\delta)^r}{r!} e^{-h_\delta n_\delta} \quad (16)$$

где h_δ - параметр потока отказов ЭБ

Рассмотрим случай, когда число отключенных на плановый ремонт и в холодный резерв ЭБ в рассматриваемом интервале времени $[t_0; t_k]$ известно. Обозначим число включенных ЭБ через n_δ . Вероятности различных состояний при условии, что коэффициенты готовности ЭБ различаются, могут быть вычислены по формулам

$$\begin{aligned}
P_0^* &= \prod_{i=1}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,i}^* \\
P_1^* &= \sum_{i=1}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,i}^*) \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,j}^* \\
P_2^* &= \sum_{\ell=1}^{n_\delta^*-1} (1 - K_{\Gamma,\ell}^*) \sum_{i=\ell+1}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,i}^*) \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i \\ j \neq \ell}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,j}^* \\
P_3^* &= \sum_{r=1}^{n_\delta^*-2} (1 - K_{\Gamma,r}^*) \sum_{\ell=r+1}^{n_\delta^*-1} (1 - K_{\Gamma,\ell}^*) \sum_{i=\ell+1}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,i}^*) \prod_{\substack{j=1 \\ j \neq i \\ j \neq \ell \\ j \neq r}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,j}^*
\end{aligned} \tag{17}$$

Имея ввиду, что алгоритм расчета вероятности P_r определен, ограничимся $r=3$. Наряду с рядом вероятностей P_r^* с $r=1, n_\delta^*$ на практике значительный интерес представляет возможность оценки параметра потока отказов r ЭБ ($h_{\Sigma r}^*$).

Расчеты могут быть выполнены по формулам:

$$\begin{aligned}
h_{\Sigma,1}^* &= (t_K - t_0) \sum_{i=1}^{n_\delta^*} h_i^* \\
h_{\Sigma,2}^* &= (t_K - t_0) \sum_{v=1}^{n_\delta^*} h_v^* \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq v}}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,j}^*) \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq j \\ i \neq v}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,i}^* \\
h_{\Sigma,3}^* &= (t_K - t_0) \sum_{v=1}^{n_\delta^*} h_v^* \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq v}}^{n_\delta^*-1} (1 - K_{\Gamma,j}^*) \sum_{\substack{i=j+1 \\ i=v}}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,i}^*) \prod_{\substack{r=1 \\ r \neq v \\ r \neq j \\ r \neq i}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,r}^* \\
h_{\Sigma,4}^* &= (t_K - t_0) \sum_{v=1}^{n_\delta^*} h_v^* \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq v}}^{n_\delta^*-2} (1 - K_{\Gamma,j}^*) \sum_{\substack{i=j+1 \\ i \neq v}}^{n_\delta^*-1} (1 - K_{\Gamma,i}^*) \sum_{\substack{r=i+1 \\ r \neq v}}^{n_\delta^*} (1 - K_{\Gamma,r}^*) \prod_{\substack{S=1 \\ S \neq v \\ S \neq j \\ S \neq i \\ S \neq r}}^{n_\delta^*} K_{\Gamma,S}^*
\end{aligned} \tag{18}$$

Оценка параметра потока совместных состояний заданного типа важна, в частности, для характеристики внезапных изменений числа ЭБ, находящихся в аварийном ремонте. Вероятности состояний P_k , определяя относительную длительность состояния аварийного ремонта r ЭБ, не позволяют судить о виде отключения ЭБ. Тем более, что среднее длительность восстановления при автоматическом отключении ЭБ и при отключении ЭБ по аварийной заявке не одна и та же. Поскольку следует говорить лишь о внезапном отключении r -го ЭБ при условии, что $(r-1)$ ЭБ отключены в аварийный ремонт, в формуле (18) в качестве h_i используется параметр потока внезапных отказов ЭБ. А общее число r совмещенных состояний аварийного ремонта $h_{\Sigma,r}^*$ вычисляется по значениям параметра потока отказов без учета вида отключения ЭБ.

Отмеченные выше недостатки и способы их устранения, несомненно, могли быть иллюстрированы конкретными примерами, которые бы подтвердили изменение результатов расчета ПСС. Но насколько эти результаты отличаются от реальных

данных совместных состояний, по-прежнему остается загадкой. Необходимость в этих данных определяет доверие на результаты аналитического расчета.

Поэтому, разработка алгоритмов и программ, позволяет по статистическим данным эксплуатации не только оценить показатели безотказности и ремонтпригодности возможных состояний, проверить адекватность предпосылок, применяемых при аналитических расчетах, но и разработать эффективные пути устранения наблюдаемых различий. Следует отметить, что эти данные не менее важны и при применении метода статистического моделирования, который снимает некоторые допущения аналитических методов, но выдвигает новые допущения. Учитывая случайный характер оценок показателей надежности, одновременно требуется разработка метода их сопоставления.

-
1. Руденко Ю.Н., Ушаков И.А. Надежность систем энергетики. М.: Наука, 1986.
 2. «Надежность электроэнергетических систем». Справочник под ред. Розанова Ю.Н., т2, М.: Энергоатомиздат, 2000, 565с.

ENERJIBLOKLARININ BİRGƏ VƏZİYYƏT GÖSTƏRİCİLƏRİNİN MODELLƏŞDİRİLMƏSİ

MURADƏLİEV A.Z.

Enerjibloklarının birgə vəziyyət göstəricilərinin analitik hesablanma üsullarına və qəbul edilmiş ehtimal şərtlərin təhlilinə baxılmışdır.

SIMULATION ANALYSIS OF INDEXES JOINT ESTATES OF POWER BLOCK

MURADALIYEV A.Z.

Analytical methods of calculation of indexes of joint estates of power blocks and analysis of the received simplifying suppositions are surveyed