
ЭКСПЛУАТАЦИЯ ОБЪЕКТОВ
АТОМНОЙ ОТРАСЛИ

621.039:621.039.58:001.18

**УПРЕЖДАЮЩИЕ МЕТОДЫ ДИАГНОСТИКИ ТЕХНИЧЕСКИХ
ОБЪЕКТОВ АЭС**

© 2017 Ю.С. Сысоев*, А.А. Сальников**, А.В. Чернов*, В.Г. Бекетов*

* *Волгодонский инженерно-технический институт – филиал Национального исследовательского ядерного университета «МИФИ», Волгодонск, Ростовская обл., Россия*

** *Филиал АО «Концерн Росэнергоатом» «Ростовская атомная станция», Волгодонск, Ростовская обл., Россия*

Представлена основанная на теории стохастического прогнозирования дрейфа параметров методика, позволяющая не только оценить время безотказной работы оборудования АЭС, но и указать на причины возможного возникновения нештатных ситуаций. Приведено развитие методов прогнозирования в части расширения класса используемых в них законов распределения вероятностей, позволяющее повысить точность прогноза.

Ключевые слова: дрейф параметров, стохастическая экстраполяция, прогнозирование нештатных ситуаций, диагностика, безопасность АЭС.

Поступила в редакцию: 25.08.2017

Для контроля работы оборудования технических объектов, как правило, используется анализ поведения параметров, характеризующих это оборудование. Так, например, только при контроле работы маслосистемы главного циркуляционного насоса (ГЦН) атомных электростанций (АЭС) фиксируются значения не менее десяти параметров. Для значений отдельных из них устанавливаются предельно допустимые значения, выход за которые может привести к остановке блока реактора. В научной литературе большое внимание уделяется прогнозированию дрейфа контролируемых параметров технических объектов, основанному на стохастической экстраполяции значений этих параметров. Например, для стохастического прогнозирования времени работоспособного состояния оборудования можно почти без изменений использовать методы и алгоритмы определения межповерочного интервала средств измерений, которые рекомендуются нормативными документами [1] и методиками, предложенными в ряде публикаций [2-5], поскольку структура этих методов такова, что в них является несущественным тип контролируемого сигнала, что и подтверждается работой [6]. Однако попытка адаптации приведенных в работах [1-3] методов к анализу дрейфа произвольных параметров приводит к методам, которые можно использовать в «статическом режиме», когда нет жестких ограничений на время обработки результатов. Поэтому возникла необходимость в создании методов, которые можно было бы использовать в режиме реального времени, чему и посвящены работы [4-6].

В настоящей работе на примере маслосистемы ГЦН демонстрируется обоснование возможности посредством использования стохастического прогнозирования дрейфа параметров осуществлять в режиме реального времени не только прогноз нештатных ситуаций для контролируемого объекта в целом, но и определять те узлы, сбои в работе которых станут причиной этих ситуаций, а также развиваются методы прогнозирования в части расширения класса используемых в них

законов распределения вероятностей.

Рассмотрим техническую систему, работоспособное состояние которой оценивается посредством контроля некоторого семейства числовых параметров. Часть из этих параметров $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ являются входными, их значения могут регулироваться, а другая $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_m$ – выходными. При этом выходные параметры являются функциями от входных:

$$\eta_i = f(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n). \quad (i = 1, 2, \dots, m). \quad (1)$$

Значения выходных параметров, найденные по формулам (1), мы будем называть их теоретическими значениями. На практике, контролируя работу объекта с помощью измерений, мы будем получать наборы параметров $(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n, \eta'_1, \eta'_2, \dots, \eta'_m)$. В этих наборах выходные параметры могут отличаться от теоретических значений. Полученные невязки:

$$\Delta_i = \eta'_i - f(\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n), \quad (i = 1, 2, \dots, m),$$

в нашем случае будут использоваться в качестве числовых индикаторов бездефектной работы объекта. Будем рассматривать случаи, когда для невязок удастся получить предельно допустимые значения, а значит и интервал допусков. Будем считать, что в нашем случае при нахождении значений Δ_i в пределах допусков можно быть уверенным в качественной работе объекта. Все сказанное можно относить не только к контролируемому объекту в целом, но и к отдельным его узлам, деталям и/или определенным причинам возникающей дефектности оборудования. Тогда выход значений Δ_i за пределы допусков будет означать нарушение работы узла, детали и/или возникновение причин возможного сбоя в работе оборудования, а методы, позволяющие установить время наступления этого события с наперед заданной вероятностью в рассматриваемом случае, основанное на стохастической экстраполяции значений Δ_i , можно считать упреждающими методами диагностики узлов и деталей объекта.

Алгоритм построенной методики упреждающей диагностики реализуется на основе мониторинга текущих состояний оборудования в течение некоторого временного промежутка $[\delta, \delta + T]$ с последующей стохастической экстраполяцией значений невязок на произвольный временной промежуток, начинающийся с момента времени $\delta + T$. Отметим, что время достижения невязками Δ_i с наперед заданной вероятностью γ предельно допустимых значений совпадает со временем работоспособного состояния контролируемого объекта с априорной вероятностью $1 - \gamma$.

Для организации стохастической экстраполяции по аналогии с [6] предлагается использование теории систем массового обслуживания (СМО). Контролируемому параметру в соответствие ставится СМО таким образом, чтобы стохастическая структура динамики случайных состояний оборудования (количество рассматриваемых состояний, вероятности перехода из одного состояния в другое, интенсивности изменения параметров и т.д.) в процессе эксплуатации полностью повторялась в динамической структуре соответствующих систем массового обслуживания. Тогда стохастическая структура изменений каждого параметра становится идентичной

стохастической структуре изменений состояний соответствующей СМО и, следовательно, изучение реального объекта можно заменить изучением соответствующей СМО. Это позволяет существенно упростить задачу, поскольку существует мощная теоретическая база для изучения СМО, которой можно воспользоваться, в том числе, и для решения нашей задачи. Одной из проблем, которую приходится решать при стохастической идентификации динамики состояний оборудования и соответствующей динамики изменений построенных систем массового обслуживания, является решение задачи правильного выбора законов распределения изменений состояний контролируемого объекта. Однако использование только трех законов распределения вероятностей [5,6] таких, как геометрический и показательный законы, а также закон Пуассона (а фактически, двух, поскольку дискретизация показательного распределения приводит к геометрическому распределению [5]), не позволяет корректно аппроксимировать некоторые статистические законы распределения из спектра тех законов изменения параметров объекта, с которыми приходится сталкиваться на практике, а поэтому возникла необходимость расширения класса аппроксимирующих законов распределения, которые можно использовать при прогнозировании.

В качестве примера возможного использования упреждающих методов диагностики укажем способ возможного контроля работоспособности двух узлов маслосистемы ГЦН: маслоохладителя и пары маслонасос–маслофильтр.

Если в маслосистеме ГЦН через ξ_1 обозначить давление масла на входе маслонасоса, а на выходе маслофильтра, – через η_1 , то при «идеальной» работе пары маслонасос–маслофильтр на выходе маслофильтра мы должны получать постоянное давление η_1^0 . Следовательно, разность $\Delta_1 = \eta_1' - \eta_1^0$ будет являться той невязкой, которая характеризует состояния работы указанной пары.

Будем считать, что пара маслонасос–маслофильтр находится в работоспособном состоянии, если значение Δ_1 находится в допустимом диапазоне $[C, D]$ изменений этого параметра, то есть значение невязки должно удовлетворять неравенству:

$$C < \Delta_1 < D, (2)$$

а это значит, что $C < \eta_1' - \eta_1^0 < D$. Отсюда следует, что η_1' должно удовлетворять следующим неравенствам:

$$C + \eta_1^0 < \eta_1' < D + \eta_1^0. (3)$$

Таким образом, если η_1' удовлетворяет неравенству (3), то невязка Δ_1 удовлетворяет неравенству (2) и наоборот, а следовательно, выход η_1' за пределы промежутка $[C + \eta_1^0, D + \eta_1^0]$ влечет за собой выход невязки Δ_1 за пределы промежутка $[C, D]$ и наоборот. В нашем случае ограничения на значения невязки неизвестны, однако инструкцией по эксплуатации маслосистемы ГЦН предусмотрены ограничения на значения η_1' давления масла на выходе маслофильтра, то есть нам заданы значения $C + \eta_1^0$ и $D + \eta_1^0$, используя которые мы можем делать вывод о работоспособности или неработоспособности пары маслонасос-маслофильтр.

Для определения признаков наличия дефектов в работе маслоохладителя обозначим через ξ_2 температуру масла на входе, а через η_2 – на выходе маслоохладителя. При «идеальной» работе маслосистемы (маслоохладителя) температура η_2 должна быть постоянной и равняться наиболее благоприятному для

работы ГЦН значению η_2^0 . Определим невязку Δ_2 , положив $\Delta_2 = \eta_2' - \eta_2^0$, где η_2' – температура на выходе маслоохладителя, полученная с помощью измерений. Предположим, что допустимым диапазоном изменений Δ_2 является промежуток $[A, B]$, то есть для того, чтобы величина Δ_2 лежала в пределах допусков, она должна удовлетворять следующим неравенствам:

$$A < \Delta_2 < B, \quad (4)$$

или $A < \eta_2' - \eta_2^0 < B$. Отсюда следует, что температура η_2' должна удовлетворять неравенствам: $A + \eta_2^0 < \eta_2' < B + \eta_2^0$. Исходя из этих неравенств и тех требований к величине температуры, которые предусмотрены нормативными документами, а также из того, что на температуру масла накладываются односторонние ограничения, можно утверждать, что в неравенства (4) можно заменить одним неравенством: $\Delta_2 < B$. При этом нам нет необходимости в выяснении вопроса о значениях величин η_2^0 и B , а достаточно знать их сумму $B + \eta_2^0$. Если еще учесть то обстоятельство, что инструкция по эксплуатации маслосистемы ГЦН определяет ограничения на диапазон допустимых изменений температуры на выходе маслоохладителя, то есть значение $B + \eta_2^0$ определено указанной инструкцией (при этой температуре предусмотрена блокировка ГЦН), то контроль значений Δ_2 можно заменить контролем соответствующей температуры. Если температура η_2' (а значит и Δ_2) достигнет своего предельно допустимого значения (или превысит его), при условии соответствующей регламенту работы насоса и маслофильтра, то можно говорить о нарушении теплообмена в устройстве, которое может быть вызвано нарушением в системе подачи воды или возникновением дефектов в самом устройстве (например, загрязнение поверхности теплообмена).

Учитывая вышеизложенное, для прогнозирования появления дефекта в работе указанных узлов маслосистемы ГЦН достаточно организовать мониторинг текущих значений давления масла на выходе маслофильтра и температуры масла на выходе маслоохладителя, а также прогнозирование дрейфа этих значений. В том случае, если прогнозируемое время выхода за пределы допусков у температуры оказывается меньше, чем соответствующее прогнозируемое время для давления масла, то обслуживающему персоналу необходимо обратить внимание на возможный сбой в работе маслоохладителя, в противном случае можно ожидать сбоев в работе пары маслонасос–маслофильтр.

В работах [4,6] для оценки состояний контролируемого устройства при двусторонних ограничениях на контролируемый параметр рассматривается два семейства полуинтервалов:

$$\begin{aligned} & [a; a + \Delta Z], [a + \Delta Z; a + 2\Delta Z], \dots \\ & \dots, [a + (N - 1)\Delta Z; a + N\Delta Z], [a + N\Delta Z; a + (N + 1)\Delta Z], \dots \end{aligned} \quad (5)$$

и

$$\begin{aligned} & (b; b - \Delta Z], (b - \Delta Z; b - 2\Delta Z], \dots \\ & \dots, (b - (N - 1)\Delta Z; b - N\Delta Z], (b - N\Delta Z; b - (N + 1)\Delta Z], \dots \end{aligned}$$

где a и b – нижнее и верхнее предельно допустимые значения контролируемого параметра ξ ,

Δ – длина промежутка $[a.b]$,

N – некоторое натуральное число, а $\Delta Z = \frac{\Delta}{N}$.

Принадлежность значения параметра устройству полуинтервалу $[j\Delta Z; (j+1)\Delta Z)$ предлагается расценивать как нахождение устройства в состоянии $E_j, j = 0,1,2,\dots$, а принадлежность промежутку $(b - j\Delta Z; b - (j+1)\Delta Z]$ – как нахождение устройства в состоянии $G_j, j = 0,1,2,\dots$

Ясно, что если контролируемый параметр находится в пределах допуска, а объект в это время находится в состоянии $G_j, j = 0,1,2,\dots,N-1$, то можно утверждать, что объект одновременно находится в состоянии $E_{N-(j+1)}$ и наоборот, если объект находится в состоянии $E_j, j = 0,1,2,\dots,N-1$, то можно утверждать, что при этом объект находится в состоянии $G_{N-(j+1)}$.

В соответствии с этой конструкцией строится две одноканальные системы массового обслуживания с накопителем объема N , вероятности переходов в которых из j -го состояния в k -ое для одной СМО совпадают с соответствующими вероятностями переходов устройства из состояния E_j в состояние E_k , а для другой – из состояния G_j в состояние G_k . Отметим, что при односторонних ограничениях на контролируемый параметр используется только одна система интервалов (5) и строится одна система массового обслуживания.

На основе методов теории СМО, авторы указанных работ получают равенство:

$$P(\{k > N\}_t^i) = \sum_{r=0}^{\infty} (R_{N-i+r}(t) \sum_{j=0}^r Q_j(t)),$$

где $\{k > N\}_t^i$ – событие, состоящее в том, что необслуженных заявок в системе, находящейся в i -м состоянии, к моменту времени t будет не меньше N (накопитель заполнится, и, следовательно, параметр выйдет за пределы допусков), а $P(\{k > N\}_t^i)$ – вероятность этого события;

$R_j(t)$ – вероятность того, что за время t в систему массового обслуживания поступает j требований, а $Q_j(t)$ – вероятность того, что за время t в системе выполняется j требований.

Это равенство позволяет построить общее уравнение прогнозирования [4,6]:

$$P(\{k > N\}_t^i) = \gamma, \quad (0 < \gamma < 1), \tag{6}$$

приближенное решение которого относительно t удалось осуществить [4,5,6] в случаях, когда $R_j(t)$ и $Q_j(t)$ являются либо распределениями Пуассона, либо геометрическими и показательными распределениями.

Значение t_0 , являющееся решением уравнения (6), и определяет оценку времени, в течение которого с вероятностью большей числа $1-\gamma$ контролируемый параметр будет находиться в пределах допусков (γ , как правило, полагают равным 0.05).

Отметим, что законы распределения (включая их тип) изменений контролируемого параметра для различных выборок могут меняться (и меняются) в процессе мониторинга, поэтому при решении практических задач в левой части уравнения (6) меняются не только числовые характеристики (коэффициенты, показатели и т.д.), но и вид самого уравнения. Несмотря на то, что это уравнение построено [4,5,6] для широкого класса распределений, при решении задач диагностики приходится обращаться к новым типам распределений. Например, в процессе стохастической оценки поведения температуры масла при решении задач диагностики маслосистемы ГЦН авторам настоящей работы пришлось столкнуться с ситуацией, когда $R_j(t)$ и $Q_j(t)$ являются смесями геометрических распределений. Учитывая это, приведем частный вид уравнения (6) для указанного случая.

В дальнейшем для определения смесей геометрических распределений будем использовать представление геометрических распределений, предложенное в работе [5]:

$$P_k(t) = p_\lambda(t) \cdot (q_\lambda(t))^k,$$

где

$$p_\lambda(t) = \frac{1}{(1 + \lambda t)}, \quad q_\lambda(t) = \frac{\lambda t}{(1 + \lambda t)},$$

$$k = 0, 1, 2, \dots; \quad \lambda \geq 0 \text{ и } t \geq 0.$$

Итак, рассмотрим дискретные случайные величины ξ и η , определяющие число поданных и выполненных заявок в системе массового обслуживания за время t , соответственно. Будем считать, что функциями распределения этих случайных величин являются смеси геометрических распределений, то есть вероятности $R_j(t)$ и $Q_j(t)$ определяются равенствами:

$$R_j(t) = \sum_{k=1}^n \alpha_k \frac{(\lambda_k t)^j}{(1 + \lambda_k t)^{j+1}} = \sum_{k=1}^n \alpha_k p_{\lambda_k}(t) \cdot (q_{\lambda_k}(t))^j;$$

$$Q_j(t) = \sum_{s=1}^m \beta_s \frac{(\nu_s t)^j}{(1 + \nu_s t)^{j+1}} = \sum_{s=1}^m \beta_s p_{\nu_s}(t) \cdot (q_{\nu_s}(t))^j,$$

где $\alpha_k \geq 0$, $\beta_s \geq 0$ для любых $k = 1, 2, \dots, n$; $s = 1, 2, \dots, m$ и $\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1$; $\sum_{s=1}^m \beta_s = 1$.

Тогда обычными алгебраическими преобразованиями можно показать, что:

$$P(\{k > N\}_t^i) = \sum_{k=1}^n \left(\sum_{s=1}^m \alpha_k \beta_s \left(\frac{\lambda_k t}{1 + \lambda_k t} \right)^{N-i} \left(\frac{1 + \lambda_k t}{1 + \lambda_k t + \nu_s t} \right) \right)$$

и, следовательно, уравнение (6) будет иметь вид:

$$\sum_{k=1}^n \left(\sum_{s=1}^m \alpha_k \beta_s \left(\frac{\lambda_k t}{1 + \lambda_k t} \right)^{N-i} \left(\frac{1 + \lambda_k t}{1 + \lambda_k t + \nu_s t} \right) \right) = \gamma$$

Приближенное решение этого уравнения не вызывает затруднений (можно, например, использовать метод бисекций [7]), однако предварительно необходимо

определить значения неизвестных характеристик $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n, \nu_1, \nu_2, \dots, \nu_n$ распределений. Для определения указанных значений и одновременно статистической проверки гипотезы о предполагаемом распределении выборки, полученной мониторингом, в виде смеси геометрических распределений предлагается использовать критерий согласия χ^2 Пирсона. Для этого, используя выборочные данные, определим функцию:

$$\chi^2 = \sum_{s=0}^{L-1} \frac{(j_s - L \cdot \sum_{k=1}^n \alpha_k \frac{(\lambda_k)^s}{(1 + \lambda_k)^{s+1}})^2}{L \cdot (\sum_{k=1}^n \alpha_k \frac{(\lambda_k)^s}{(1 + \lambda_k)^{s+1}})}$$

переменных $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ и $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ (здесь j_0, j_1, \dots, j_{L-1} – выборочные значения, а L – количество выборочных данных с учетом их повторов). Поскольку нашей целью является получение такого набора неизвестных характеристик распределения, при которых будет выполняться неравенство:

$$\chi_{набл.}^2 < \chi_{крит.}^2,$$

то, очевидно, что неизвестные характеристики имеет смысл выбирать таким образом, чтобы в них функция χ^2 принимала минимальное значение.

Итак, мы приходим к необходимости решения оптимизационной задачи:

$$\chi_{набл.}^2 = \min_{\alpha_1, \dots, \alpha_n, \lambda_1, \dots, \lambda_n} \chi^2$$

с ограничениями:

а) $\lambda_k \geq 0$ при любом k ; б) $\alpha_k \geq 0$ для всех k и $\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1$.

Для решения построенной оптимизационной задачи предлагается использовать адаптированный к такого рода задачам алгоритм, приведенный в работе [8].

Ясно, что увеличение чисел n и m может только повысить точность аппроксимации статистических функций распределения соответствующими смесями распределений. Это объясняется тем, что класс функций, являющихся смесями распределения большего числа функций распределения, включает в себя класс смесей меньшего числа этих функций. Это значит, что функция $\chi_{крит.}^2 = \min_{\alpha_1, \dots, \alpha_n, \lambda_1, \dots, \lambda_n} \chi^2(\alpha_1, \dots, \alpha_n, \lambda_1, \dots, \lambda_n)$ будет монотонно невозрастающей функцией аргумента n . Как показывает анализ контролируемых данных маслосистемы ГЦН, взятых из архива Ростовской АЭС, на практике вполне достаточно использовать значение n , не большее трех, (то же самое можно сказать о числе m).

Наконец, при выборе числа N всех возможных состояний контролируемого объекта и тем самым всех возможных состояний соответствующих СМО необходимо учитывать то обстоятельство, чтобы длина $\Delta Z = \frac{\Delta}{N}$ промежутков деления должна давать возможность определять каждое текущее состояние объекта с минимальной погрешностью (с учетом оценки погрешности измерений контролируемого параметра).

С другой стороны, число N необходимо выбирать максимально большим, поскольку увеличение числа состояний позволяет повысить точность идентификации каждого конкретного состояния объекта.

Для сравнения качества прогноза с использованием геометрического распределения вероятностей и смеси геометрических распределений использовались базы данных изменений температуры масла на входе в ГЦН, взятые из соответствующих архивов Ростовской АЭС. С одной стороны, оценку качества прогноза целесообразно осуществлять не позднее, чем за 15 минут до наступления нештатной ситуации. С другой стороны, многочисленные проверки показали, что увеличение промежутка прогнозирования ведет к увеличению погрешности в прогнозе (это подтверждается и рисунком 1). Поэтому при проведении анализ прогнозов в различных ситуациях использовался промежуток от 15 до 30 минут до наступления нештатной ситуации. Для теоретического получения большего числа «нештатных ситуаций», а значит, и создания для численных экспериментов достаточного числа необходимых массивов данных в проводимых расчетах искусственно занижалось предельно допустимое значение температуры, при котором происходит блокировка ГЦН (наступает нештатная ситуация).

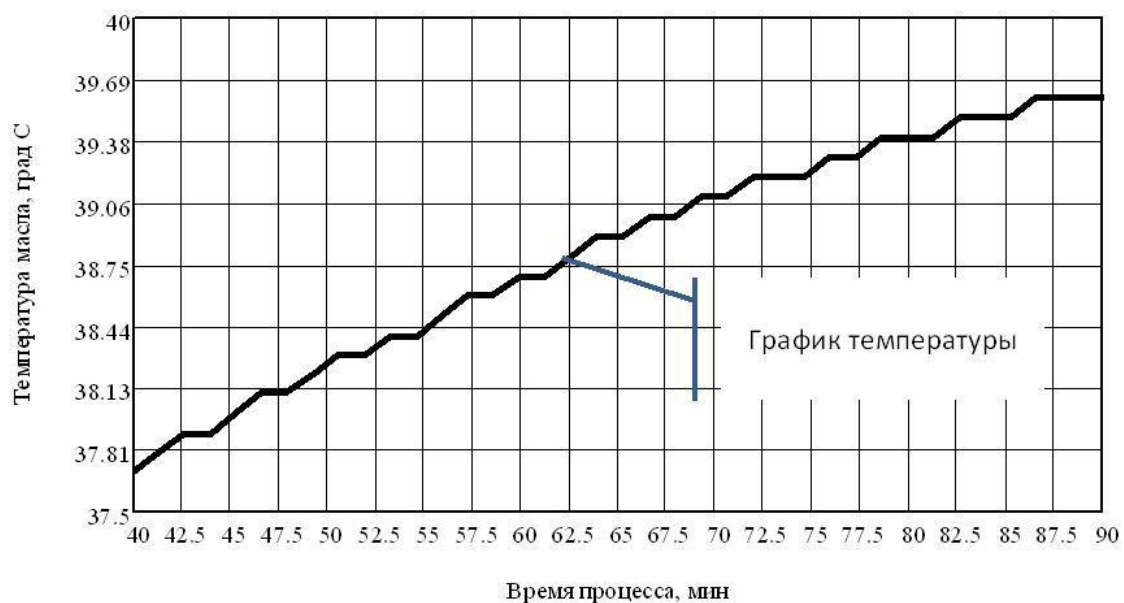
В качестве примера результатов расчетов на рисунке 1 приведены для одного из рассмотренных эпизодов работы ГЦН графики температуры масла (рис. 1а) на выходе маслоохладителя, времени достижения температурой масла предельно допустимого значения, в качестве которого выбрана температура 39.7°C (фактическая блокировка ГЦН происходит при температуре 41°C), и соответствующих прогнозов, полученных с использованием геометрического распределения вероятностей и смесей геометрических распределений (рис. 1б) при том, что оба эти распределения не отвергались критерием согласия χ^2 .

Превышение предельной температуры происходит на 90-й минуте (рис. 1а). При использовании смесей распределений на 60-й минуте (за 30 минут до наступления нештатной ситуации) прогноз (рис. 1б) запаздывал на 5 минут, на 75-й минуте — опережал на 3 минуты. Совпадение прогноза и времени наступления нештатной ситуации произошло за 26 минут до наступления реального события. При использовании геометрического распределения на 60-й минуте прогноз запаздывал на 36 минут, на 75-й минуте — на 5 минут, а совпадение реального значения и прогноза наступило за 12 минут до наступления события.

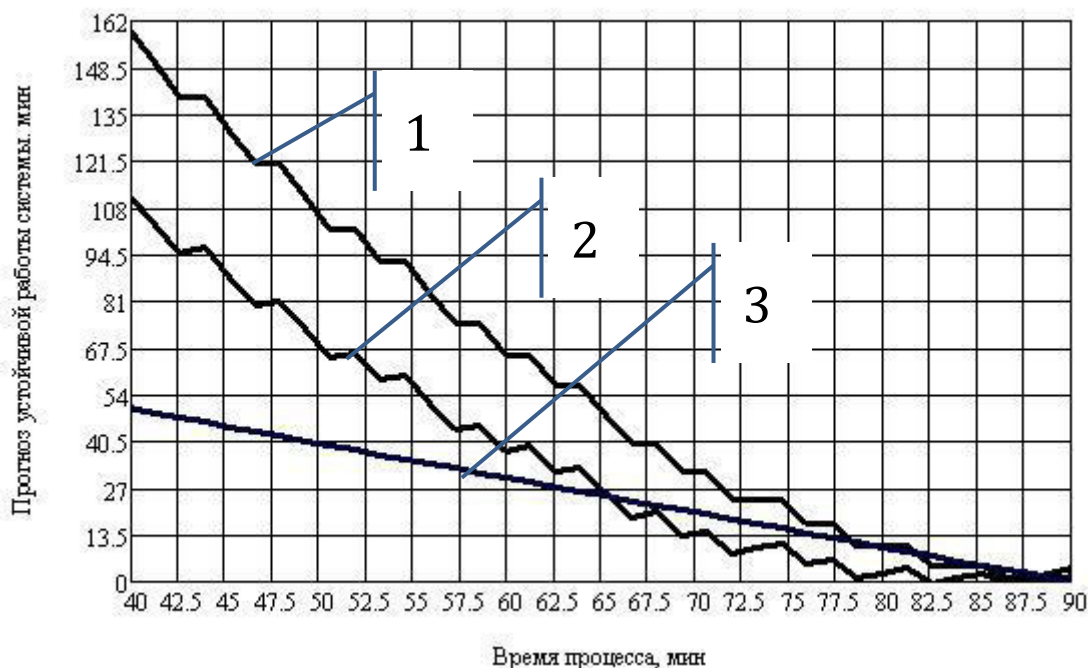
Таким образом, анализ рисунка 1 показывает, что предпочтение необходимо отдать прогнозированию с использованием смеси распределений, поскольку оно за больший промежуток времени дает более точный прогноз с последующим опережением времени наступления реального события, что является в нашем случае более предпочтительным по сравнению с запаздыванием прогноза. Факт более точного прогноза при использовании смесей распределения имеет простое теоретическое объяснение: в этом случае удастся достичь более высокой точности аппроксимации закона распределения реальных данных по сравнению с использованием геометрического распределения.

Проведенный анализ баз данных изменений значений температуры на выходе маслоохладителя и давления на выходе маслофильтра маслосистемы ГЦН показал, что мониторинг текущих значений давления и температуры масла (в указанных точках маслосистемы), а также стохастическое прогнозирование дрейфа этих параметров с использованием перечисленных выше распределений и смесей геометрических распределений, рассмотренных в этой работе, позволяют осуществлять раннее выявление и предупреждение развития дефектов в работе узлов маслосистемы. Предложенная методика упреждающей диагностики оборудования АЭС дает

возможность получать оперативному персоналу станции информацию, позволяющую предвидеть возникающую опасность и своевременно реагировать на возможность появления нештатных ситуаций.



а)



б)

Рис. 1. – Температура масла на выходе маслоохладителя (а) и сравнительные прогнозы работоспособности системы (б)
 1 – прогнозы с использованием геометрических распределений;
 2 – прогнозы с использованием смеси геометрических распределений;
 3 – фактическое время достижения температурой предельно допустимого значения

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. РМГ 74-2004. Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений [Текст]. – М.: Стандартинформ, 2005. – 41 с.
2. Сысоев, Ю.С. Анализ дрейфа метрологических характеристик измерительных устройств с помощью цепей Маркова [Текст] / Ю.С. Сысоев // Измерительная техника. – 2012. – №1. – С. 14–19.
3. Сысоев, Ю.С. и др. Анализ стабильности работы измерительных приборов посредством стохастического прогнозирования дрейфа их метрологических характеристик [Текст] / Ю.С. Сысоев, А.И. Тихомирова // Измерительная техника. – 2012. – №6. – С. 14–20.
4. Сысоев, Ю.С. и др. Оценка длительности межповерочных интервалов измерительных устройств методами теории массового обслуживания [Текст] / Ю.С. Сысоев, Н.А. Симакова // Измерительная техника. – 2014. – №12. – С. 10–15.
5. Сысоев Ю.С. Использование геометрического и показательного распределений для прогнозирования дрейфа параметров технических объектов [Текст] / Ю.С. Сысоев // Измерительная техника. – 2015. – №12. – С. 17–19.
6. Сысоев, Ю.С. и др. Прогнозирование состояния технологических объектов на основе текущего мониторинга значений их параметров [Текст] / Ю.С. Сысоев, А.А. Сальников, В.Г. Бекетов, А.В. Чернов // Измерительная техника. – 2016. – №4. – С. 3–7.
7. Плис, А.И. и др. Лабораторный практикум по высшей математике [Текст] / А.И. Плис, И.А. Сливина. – М.: Высшая школа, 1983. – 208 с.
8. Сысоев, Ю.С. Комбинированный алгоритм оптимизации и его применение к решению метрологических задач [Текст] / Ю.С. Сысоев // Измерительная техника. – 2015. – №4. – С. 9–12.

REFERENCES

- [1] RMG 74-2004. Metody opredelenija mezhpoverochnykh i mezhkalibrovocnykh intervalov sredstv izmerenij [Methods for Determining the Calibration and Intercalibration Intervals of Measuring Instruments]. M. Pub. Standartinform [Standartinform], 2005, 41 p. (in Russian)
- [2] Sysoev Yu.S. Analiz drejjfa metrologicheskikh kharakteristik izmeritel'nykh ustrojstv s pomoshh'ju cepejj Markova [Analysis of the Metrological Characteristics Drift of Measuring Devices Using Markov Chains]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2012, №1, pp. 14–19. (in Russian)
- [3] Sysoev Yu.S., Tikhomirova A.I. Analiz stabilnosti raboty izmeritel'nykh priborov posredstvom stokhasticheskogo prognozirovanija drejjfa ikh metrologicheskikh kharakteristik [Operation Stability Analysis of Measuring Instruments by Stochastic Prediction of their Metrological Characteristics Drift]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2012, №6, pp.14–20. (in Russian)
- [4] Sysoev Yu.S., Simakova N.A. Ocenka dlitelnosti mezhpoverochnykh intervalov izmeritel'nykh ustrojstv metodami teorii massovogo obsluzhivanija [Estimating the Duration of the Calibration Interval for Measuring Devices by the Methods of Queuing Theory]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2014, №12, pp. 10–15. (in Russian)
- [5] Sysoev Yu.S. Ispolzovanie geometricheskogo i pokazatel'nogo raspredelenij dlja prognozirovanija drejjfa parametrov tekhnicheskikh objektov [Using Geometric and Exponential Distributions to Predict the Drift of Technical Object Parameters]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2015, №12, pp. 17–19. (in Russian)
- [6] Sysoev Yu.S., A.A. Salnikov, Beketov V.G., Chernov A.V. Prognozirovanie sostojanija tekhnologicheskikh objektov na osnove tekushhego monitoringa znachenij ikh parametrov [Forecasting the State of Technological Objects on the Basis of the Current Monitoring of their Parameter Values]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2016, №4, pp. 3–7. (in Russian)
- [7] Plis A.I., Slivina I.A. Laboratornyjj praktikum po vysshejj matematike [Laboratory Practical Work on Higher Mathematics]. M. Pub. Vysshaja shkola [Higher School], 1983, 208 p. (in Russian)
- [8] Sysoev Yu.S. Kombinirovannyjj algoritm optimizacii i ego primenenie k resheniju metrologicheskikh zadach [Combined Optimization Algorithm and its Application to the Solution of Metrological Problems]. Izmeritel'naja tekhnika [Measuring Technology], 2015, №4, pp. 9–12. (in Russian)

Anticipatory Methods of the NPP Technical Facility Diagnostics

Yu.S. Sysoev^{*1}, A. A. Salnikov^{**2}, A.V. Chernov^{*3}, V.G. Beketov^{*4}

** Volgodonsk Engineering Technical Institute the branch of National Research Nuclear University "MEPhI",
Lenin St., 73/94, Volgodonsk, Rostov region, Russia 34736*

¹ *e-mail: sysoev2004@mail.ru*

³ *ORCID: 0000-0002-6126-7724*

WoS Researcher ID: G-3742-2017

e-mail: AVChernov@mephi.ru ;

⁴ *ORCID: 0000-0003-0242-6745*

WoS ResearcherID: G-3866-2017

e-mail: VGBeketov@mephi.ru

** «Rostov Nuclear Power Plant» the Branch of «Rosenergoatom Concern» OJSC,
Volgodonsk-28, Rostov region, Russia 347388*

² *e-mail: admin@rosnpp.org.ru*

Abstract – The paper provides the technique based on theories of stochastic forecasting of parameter drift. It allows not only to estimate error-free running time of the NPP equipment, but also to specify the reasons of possible origin of emergency situations. The work shows the development of forecasting methods in the part of expanding the class of probability distribution laws used in them, which makes it possible to improve the accuracy of the forecast.

Keywords: parameter drift, stochastic extrapolation, forecasting of emergency situations, diagnostics, the NPP safety.