

К ВОПРОСУ ОЦЕНКИ ТЕКУЩЕГО СОСТОЯНИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РОСТА КРИТИЧНОСТИ СКОПЛЕНИЙ ТОПЛИВОСОДЕРЖАЩИХ МАТЕРИАЛОВ ОБЪЕКТА "УКРЫТИЕ"

А. А. Кучмагра, О. С. Молчанов, Г. И. Одинокин

Институт проблем безопасности АЭС НАН Украины, Чернобыль

Рассмотрена возможность прогнозирования роста критичности скоплений топливосодержащих материалов (ТСМ) объекта "Укрытие" на основе анализа и статистической обработки результатов наблюдений, получаемых в процессе эксплуатации системы контроля ТСМ "Сигнал". Предложена методика и алгоритм прогнозирования, включающие в себя оценку текущего состояния и математическую модель динамики возможного развития ситуации.

Радиационный мониторинг состояния топливосодержащих материалов (ТСМ) как составная часть радиационной и ядерной безопасности объекта "Укрытие", осуществляемый системами контроля (СК) и, в частности, СК ТСМ "Сигнал", предполагает наличие научно обоснованного и соответствующего нормативным документам методологического подхода к обработке и анализу результатов наблюдений, а также на основании проведенного анализа оценки текущего состояния ТСМ и прогнозирования возможного роста критичности скоплений ТСМ. Особую актуальность разработка такого научно-методологического подхода приобретает в свете запланированного внедрения на объекте "Укрытие" интегрированной автоматизированной системы контроля. По требованиям, определенным в проектных основах к этой системе, должны быть разработаны алгоритмы определения тенденций изменения значений контролируемых параметров.

Согласно действующему технологическому регламенту объекта "Укрытие" СК ТСМ "Сигнал" находится в промышленной эксплуатации и осуществляет непрерывный контроль состояния скоплений ТСМ в помещениях объекта "Укрытие" в восьми точках контроля путем измерения плотности потока нейтронов (ППН) и мощности экспозиционной дозы (МЭД) гамма-излучения. В системе имеется 16 информационно-измерительных каналов (ИИК) ППН, 16 ИИК МЭД гамма-излучения. Обработка результатов измерений осуществляется следующим образом: информация каждого 10-секундного цикла измерения по всем ИИК заносится в файл и хранится в файловом архиве компьютера. В начале каждого часа программно вычисляются среднечасовые значения ППН и МЭД за прошедший час и сохраняются в файлах среднечасовых значений. Также в начале каждого суток вычисляются средние значения ППН и МЭД за прошедшие сутки и сохраняются в файлах среднесуточных значений.

Следует отметить, что такой подход к обработке и хранению данных (далеко не полный и не оптимальный с точки зрения потребностей и возможностей сегодняшнего дня) был принят еще в 1994 г. на этапе проектирования СК ТСМ "Сигнал" в предположении, что в дальнейшем будет проводиться постобработка и анализ данных по разработанным методикам и алгоритмам. В настоящее время по технологическому регламенту эксплуатации СК ТСМ "Сигнал" анализ данных, по существу, ограничен фиксацией текущих показаний измерительных каналов (два раза в смену) и констатацией факта превышения или непревышения контрольных уровней. Это объясняется, прежде всего, отсутствием методологических основ проведения детального анализа информации. Также отсутствует строгий методологический подход, позволяющий оценивать с приемлемой степенью достоверности развитие возможной неблагоприятной ситуации, а именно оценивать динамику изменения критичности при введении положительной реактивности и время достижения контролируемыми параметрами пороговых значений включения аварийной сигнализации.

Предложенный в свое время «Алгоритм сбора первичной обработки результатов измерений исследовательской системы «Финиш», основанный на использовании карт Шухарта [1], также не обеспечивает корректного решения этих задач, так как не определяет объективных критериев указанной оценки. Как отмечается в упомянутом алгоритме, «Объем и форма статистического анализа для каждого измерительного канала (выбор вида карты Шухарта) определяется контролирующим физиком», т.е. является субъективным фактором, полностью зависящим от опыта, технической подготовленности и, в какой-то степени, интуиции оператора.

Отсутствие строгих методик, позволяющих оценивать размножающие свойства ТСМ, а тем более прогнозирование возможного развития ситуации, связанного с их изменениями, легко понять, учитывая крайнюю сложность теоретического описания динамических процессов, происходящих в размножающих системах. Существующие методы описания этих процессов базируются на приближенных уравнениях динамики (у некоторых авторов - кинетики) нейтронов, получаемых как некоторое приближение уравнения нестационарной диффузии нейтронов, применительно к ядерным реакторам [2 - 6], т.е. к системам с известными параметрами и характеристиками (геометрией системы, ее физическими свойствами и химическим составом, энергетическим спектром свободных нейтронов и т.д.). Однако и при такой достаточно высокой информированности об анализируемой системе указанные уравнения не имеют строгого полного аналитического решения, и в указанных выше источниках представлены только приближенные решения и только для упрощенных моделей системы (например, точечная модель реактора, одноступенчатые представления и т.д.) и отдельных частных случаев (ступенчатое, линейное, осциллирующее и т.д. изменение реактивности). Вполне понятно, что для скоплений ТСМ объекта "Укрытие", информированность о которых крайне ограничена, и при непредсказуемости возможных изменений реактивности и вызывающих их причин, задача оценки текущего состояния подкритичности и, тем более, прогнозирования возможного ее изменения существенно усложняется. В работах специалистов, непосредственно занимающихся решениями проблем, связанных с исследованиями и контролем состояния ТСМ (см., например, [7, 8]), рассмотрены различные модели состояния и возможного развития ситуации, связанной с изменениями размножающих свойств контролируемых ТСМ. Наиболее подробно, по нашему мнению, эти вопросы рассмотрены в [9], где представлено численное решение по специальным программам системы уравнений, описывающих динамику изменений подкритичности ТСМ для различных гипотетических моделей их структуры и при различных возможных сценариях внешних воздействий (залива ТСМ водой), приводящих к росту реактивности ТСМ.

Однако все эти работы, имея, безусловно, определенную научную ценность, не только не дают решения на поставленные выше задачи, но и не могут являться основой для их решения, так как носят, в части решения этих задач, скорее гносеологический, чем практический, характер. Тем не менее отдельные данные и результаты, полученные в этих работах, могут быть использованы (и используются) при разработке методики оценки и прогнозирования развития ситуации в контролируемых ТСМ.

Таким образом, на сегодняшний день остаются открытыми вопросы о возможности объективной оценки текущего состояния размножающих свойств контролируемых ТСМ и построения методики прогнозирования их возможного развития. Решению этих актуальных, с точки зрения радиационной и ядерной безопасности, задач посвящена настоящая статья.

Случайный характер значений измеряемых СК ТСМ «Сигнал» величин предполагает необходимость применения статистического подхода к обработке и анализу получаемой информации, при этом объем необходимых операций регламентируется нормативными документами (см. ниже.).

Существует достаточно большое количество работ (см., например, [10 – 15]), посвященных анализу временных рядов, построению динамических стохастических моделей, прогнозированию и другим областям, связанным со статистическим анализом и моделированием

динамических процессов (диагностика, информатика, прогностика), в которых рассматриваются как общие принципы построения указанных моделей и их оптимизации, так и их приложения к различным областям знаний (техники, экономики, социологии, биологии и т. д.). Использование этих источников предполагает проведение огромного объема операций как теоретического (аналитического), так и вычислительного плана, особенно в приложениях для систем со специфическими, как в нашем случае, условиями. На данном этапе научно-методического сопровождения СК ТСМ «Сигнал» (НИР, в рамках которой разрабатывается представленный в настоящей статье материал) авторы использовали тот минимум математического аппарата, оценок и критериев, который, с одной стороны, необходим для построения алгоритма, приемлемого для его практической реализации, с учетом недопущения пропуска возможной критической ситуации в контролируемых ТСМ (ошибки первого рода), а с другой – достаточного для корректного (в первом приближении) решения указанных выше задач.

Решение поставленных задач базируется на предполагаемом соответствии показаний ИИК СК ТСМ «Сигнал» (трендов счетности) реальному значению ППН и возможному ее изменению, и в дальнейшем именно тренды счетности используются как единственный источник информации (не считая априори известных начальных условий).

В целом предлагаемую методику можно условно разбить на три части: 1) обработка результатов наблюдений; 2) оценка текущего состояния; 3) прогнозирование возможного развития ситуации.

Первая часть основывается на известных методах статистической обработки результатов измерений [16], регламентируется нормативными документами [17] и состоит из следующих основных операций:

- исключения известных систематических погрешностей из результатов наблюдений и определения неисключенных систематических погрешностей;

- оценки аномальности результатов наблюдений;

- вычисления среднего арифметического результата наблюдений, которое принимается равным результату измерения;

- вычисления оценки среднего квадратического отклонения результата наблюдения;

- вычисления доверительных границ погрешности результата измерения, которое производится, как правило, с доверительной вероятностью $P_{\text{дов}} = 0,95$.

Исключение систематических погрешностей в СК ТСМ «Сигнал» осуществляется путем калибровки и настройки каждого конкретного ИИК системы перед вводом его в эксплуатацию.

Вторая часть методики основывается на сравнении средних результатов наблюдений каждой выборки (результатов измерений) и границ их доверительных интервалов. При отсутствии роста этих показателей используется расширенный набор выборок (см. ниже), по которому делается заключение о наличии или отсутствии роста результатов измерений, для чего используется критерий Аббе [18, 19]. По наличию или отсутствию роста этих показателей делается заключение о динамике изменения размножающих свойств ТСМ.

При наличии роста хотя бы одного из указанных в предыдущем абзаце показателей используется математическая модель динамики роста критичности (третья – заключительная часть методики), принцип построения которой заключается в следующем.

По виду роста информационного параметра - ППН, в качестве которого принимается результат измерения, выбирается аппроксимирующая функция, аналитически определяющая зависимость информационного параметра от времени. Параметры аппроксимирующей функции определяются на основании результатов наблюдений, используемых для анализа выборок по методу наименьших квадратов.

При необходимости аппроксимирующая функция линеаризируется. Необходимость линеаризации аппроксимирующей функции определяется на основании анализа ее первой и второй производных (см. ниже).

Далее, используя известную зависимость информационного параметра от эффективного коэффициента размножения нейтронов ($K_{эф}$) и известные исходные значения $K_{эф}$ и показаний нейтронного ИИК, строится аналитическое выражение для времени (относительно исходного состояния контролируемых ТСМ) как функция (обратная аппроксимирующей) от текущего значения $K_{эф}$. Подстановкой заданных контрольных и критических значений $K_{эф}$ в полученную функцию определяются временные интервалы достижения этих значений.

Для корректного определения оценок измеряемых параметров необходим выбор оптимального массива данных (статистического ансамбля), т. е. объема выборки, определяемого временем экспозиции (далее – экспозиция) одного цикла измерений. Экспозиция должна быть такой, чтобы было достаточно времени на обработку результатов, прогнозирования возможного развития ситуации и, при необходимости, принятия соответствующих решений и мер для удержания ситуации под контролем. По оценкам, сделанным в [7, 20], временной интервал между началом роста критичности ТСМ и достижением контрольных ($K_{эф} = 0,9$) и критических ($K_{эф} = 0,95$) значений составляет порядка 120 – 130 ч и 130 – 140 ч соответственно, т. е. имеется достаточно большой диапазон возможностей выбора экспозиции. Выбор того или иного критерия при согласии опытного распределения с теоретическим определяется объемом выборки. При объеме выборки $n \geq 200$ применимы все критерии. Исходя из этого, выбрана минимальная экспозиция длительностью 1 ч, что соответствует объему выборки $n = 360$ (при 10-секундном цикле измерения). Как показывает анализ имеющихся трендов, средние значения ППН при часовых экспозициях (при стационарных состояниях размножающих свойств контролируемых ТСМ) от экспозиции к экспозиции имеют существенный статистический разброс, который имеет место даже при суточных экспозициях. Поэтому выбор экспозиции менее 1 ч нецелесообразен.

Упрощенный алгоритм предлагаемой методики представлен на рис. 1.

Каждый час вычисляются параметры (несмещенные оценки) статистического распределения каждой (j -й) часовой выборки - выборочные средние \bar{N}_j , дисперсии S_j и доверительные границы N_j^B и N_j^H для генеральной средней \bar{N}_Γ :

$$\bar{N}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} N_{ij}, \quad (1)$$

$$S_j = M_k \cdot \sqrt{\frac{\sum_i (N_{ij} - \bar{N}_j)^2}{n_j - 1}}, \quad (2)$$

где $M_k = \sqrt{K/2} \Gamma(\frac{K}{2}) / \Gamma(\frac{K+1}{2})$; $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$ – гамма-функция табулирована [21]; для

$K = n - 1 \leq 60$, M_k табулирована;

$$N_j^B = \bar{N}_j + t_\gamma \cdot \frac{S_j}{\sqrt{n}}, \quad N_j^H = \bar{N}_j - t_\gamma \cdot \frac{S_j}{\sqrt{n}}, \quad \bar{N}_j^H \leq \bar{N}_\Gamma \leq \bar{N}_j^B, \quad (3)$$

где t_γ – коэффициент Стьюдента при доверительной вероятности γ . В нашем случае $n \geq 360$, $M_k \approx 1$, доверительная вероятность принимается $\gamma = 0,95$.

В каждой выборке проверяются отсчеты на их аномальность. Аномальные выбросы, т.е. недостоверные данные должны быть исключены из дальнейшей обработки. В СК ТСМ "Сигнал" выбросы в показаниях ИИК могут быть вызваны воздействием на элементы измерительного тракта случайных импульсных помех или метрологическими отказами технических средств. Для проверки гипотезы о том, что N_i – выброс (это может быть наимень-

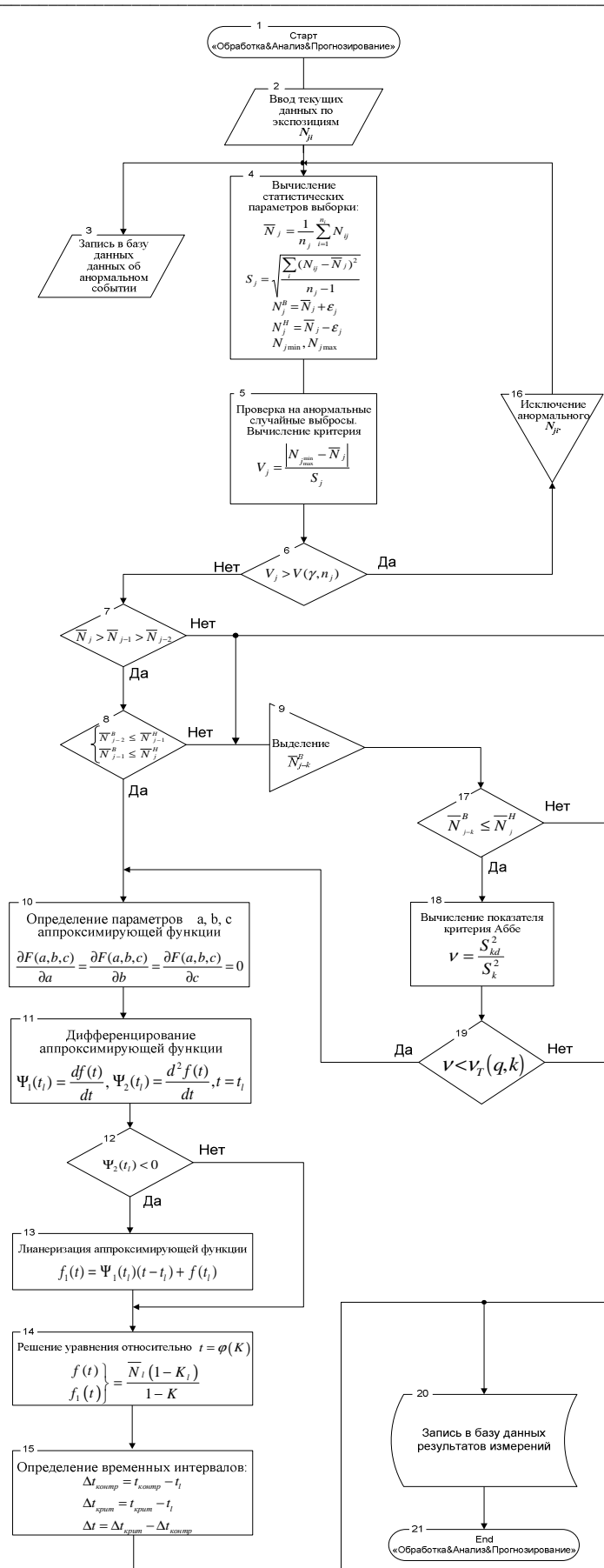


Рис. 1. Алгоритм методики.

ший и/или наибольший отсчет), в соответствии с критерием V_j используется статистика (показатель аномальности):

$$V_j = \frac{|N_{j\max} - \bar{N}_j|}{S_j} \quad (4)$$

При значении V_j , превышающем соответствующее значение β (значения β табулированы), отсчет $N_{j\max}$ принимается как выброс и исключается из рассмотрения. Если какой-то проверяемый отсчет окажется выбросом, то проверяется ближайший к нему отсчет и т.д. После исключения выбросов (при их наличии) пересчитываются все параметры распределения статистического ансамбля.

Оценка текущей ситуации и прогнозирование возможного ее развития осуществляется по анализу и сравнению исправленных (т.е. при исключенных выбросах) выборочных средних и их доверительных интервалов, соответствующих следующим друг за другом экспозициям в реальном масштабе времени.

На первом этапе анализа сравниваются статистические средние трех последних выборок \bar{N}_{j-2} , \bar{N}_{j-1} и \bar{N}_j . При выполнении условий

$$\bar{N}_{j-2} < \bar{N}_{j-1} < \bar{N}_j, \quad (5)$$

указывающих на монотонный рост статистического среднего в трех последовательных экспозициях, сравниваются доверительные границы для генеральных средних (рис. 2). При одновременном выполнении условий

$$\bar{N}_{j-2}^B \leq \bar{N}_{j-1}^H \text{ и } \bar{N}_{j-1}^B \leq \bar{N}_j^H, \quad (6)$$

что свидетельствует об отсутствии перекрытия доверительных интервалов для генеральных средних в трех последовательных экспозици-

ях, определяются параметры a , b и c аппроксимирующей функции $f(t) = f(t; a, b, c)$, в качестве которой выбирается, например, квадратный трехчлен $\bar{N}(t) = f(t; a, b, c) = at^2 + bt + c$ или экспоненциальная функция $f(t; a, b, c) = a + be^{ct}$. Определение параметров a , b и c осуществляется по методу наименьших квадратов путем решения относительно этих параметров системы уравнений:

$$\frac{\partial F(a, b, c)}{\partial a} = \frac{\partial F(a, b, c)}{\partial b} = \frac{\partial F(a, b, c)}{\partial c} = 0, \quad (7)$$

где $F(a, b, c) = \sum_m (\bar{N}_m - f(t_m; a, b, c))^2$, индекс m пробегает значения $j-2, j-1, j$, момент времени t_m соответствует середине m -й экспозиции.

При невыполнении условий (5) или (6) возможна ситуация, при которой имеет место тенденция к росту показаний ИИК, но настолько медленного, что не выполняются даже условия (5), и возникает опасность пропустить эту ситуацию, которая, может привести к критическим значениям размножающих свойств ТСМ (рис. 3 - штрихпунктирная линия). В этом случае наличие или отсутствие роста статистического среднего осуществляется по критерию

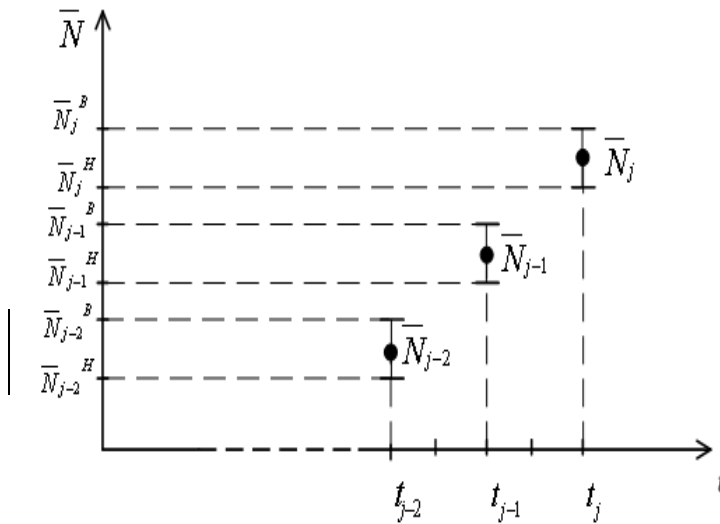


Рис. 2. Пример динамики результатов измерений с учетом их доверительных интервалов.

Аббе. Для этого используются выборочные средние расширенного набора выборок, а именно $k + 1$ экспозиций, предшествующих текущей (j -й) экспозиции. Значение k определяется как наименьшее число (но не менее двух) из 23 экспозиций (суточной выборки с учетом j -й), предшествующих текущей (см. рис. 3), удовлетворяющее условию

$$\bar{N}_{j-k}^B \leq \bar{N}_j^H. \quad (8)$$

Если среди рассматриваемых 23 экспозиций имеется $(j - k)$ -я экспозиция, удовлетворяющая условию (8), то вычисляется показатель критерия Аббе

$$v = S_{kd}^2 / S_k^2, \quad (9)$$

где $S_{kd}^2 = (2k)^{-1} \sum_{i=j-k}^{j-1} (\bar{N}_{i+1} - \bar{N}_i)^2$; $S_k^2 = k^{-1} \sum_{i=j-k}^j (\bar{N}_i - \bar{N}_k)^2$; $\bar{N}_k = (k + 1)^{-1} \sum_{i=j-k}^j \bar{N}_i$.

При выполнении условия

$$v < v_T(q, n), \quad (10)$$

где $v_T(q, n)$ табулирована [21], $q = 1 - \gamma$, γ – доверительная вероятность, $n \equiv k + 1$, определяются параметры аппроксимирующей функции по формулам (7), где индекс m пробегает значения от $(j - \kappa)$ до j .

После определения параметров аппроксимирующей функции осуществляется ее дифференцирование в точке $t = t_i$:

$$\Psi_1(t_i) = \frac{df(t)}{dt}, \quad \Psi_2(t_i) = \frac{d^2f(t)}{dt^2}.$$

При выполнении условия

$$\psi_2 < 0 \quad (11)$$

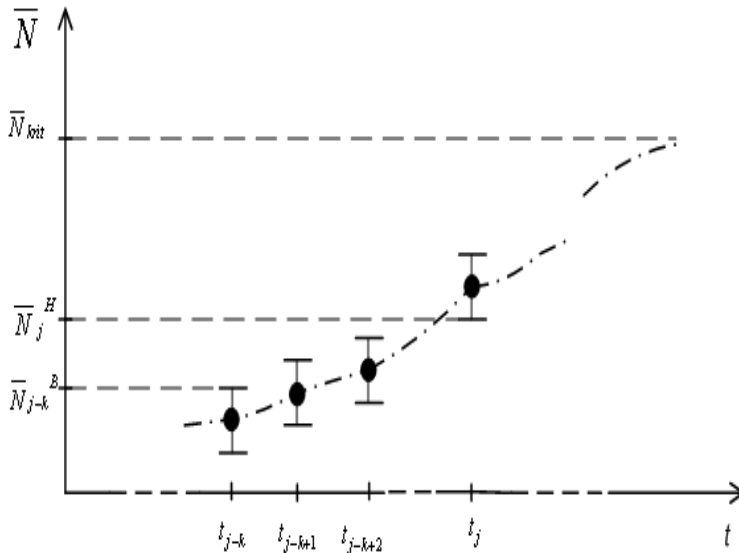


Рис. 3. Условие расширения набора выборочных средних.

$K_{эф}$ может привести к его значению, достигающему (и даже превышающему) критического значения. Во избежание такой ситуации и исходя из соображений консервативного подхода, за аппроксимирующую функцию в этом случае, начиная с момента t_l , принимается прямая $f_l(t)$, проходящая через точку $(t_l, f(t_l))$, с угловым коэффициентом, равным $\psi_l(t_l)$, т.е. прямая, являющаяся продолжением касательной к функции $f(t)$ в точке t_l (см. рис. 4).

Далее решается уравнение, определяющее зависимость счетности \bar{N} от эффективного коэффициента размножения нейтронов $K_{эф}$, относительно моментов времени t , т.е. $t = \varphi(K)$, соответствующих значениям $K = K_{контр}$ и $K = K_{крит}$ (см. ниже). В качестве указанного уравнения используется уравнение кинетики подкритического реактора в квазистатическом приближении [4]:

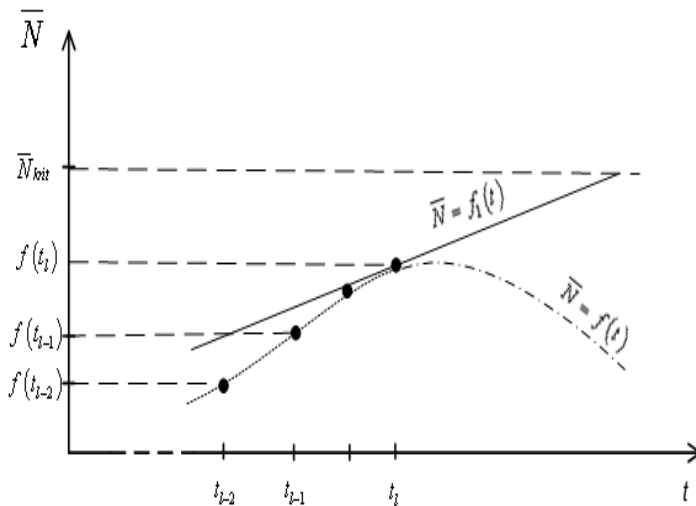


Рис. 4. Условие линейризации аппроксимирующей функции.

будет определяться значением \bar{N}_j , а K_l – из соотношения в квазистатическом приближении

$$K_l = K_j = \frac{1 - N_0/N_j}{1 - K_0}, \tag{12}$$

аппроксимирующая функция меняется на линейную

$$f_l(t) = \Psi_l(t_l) \cdot (t - t_l) + f(t_l).$$

Введенная в алгоритм цепочка, линеаризирующая аппроксимирующую функцию, обусловлена следующим обстоятельством. При выполнении условия (11), что указывает на выпуклость аппроксимирующей функции на рассматриваемом участке, аппроксимирующая функция может иметь на прогнозируемом участке (рис. 4, штрихпунктирная линия) экстремум (максимум), который соответствует значению эффективного коэффициента размножения нейтронов $K_{эф}$ ниже контрольного (а тем более критического), в то время, как реальный рост величины

$$f_l(t) = \frac{\bar{N}_l(1 - K_l)}{1 - K} \quad \text{– условие (11)}$$

выполняется;

$$f(t) = \frac{\bar{N}_l(1 - K_l)}{1 - K} \quad \text{– условие (11)}$$

не выполняется.

Величины \bar{N}_l и K_l определяются как их значения на момент времени t_l , относительно которого определяются временные интервалы достижения эффективным коэффициентом размножения контрольных и критических значений. В качестве t_l можно принять, например, момент времени, соответствующий середине последней экспозиции, используемой в обработке по представленному алгоритму результатов измерений, т.е. в принятых обозначениях j -й экспозиции. Тогда \bar{N}_l

где N_0 и K_0 – априори известные (начальные) значения счетности и эффективного коэффициента размножения нейтронов конкретного скопления контролируемых ТСМ.

Таким образом, при выполнении условий (5) и (6), а при невыполнении условия (6) - выполнении условий (5), (8), (9) вычисляются необходимые временные интервалы (в нашем случае принято: $K_{контр} = 0,9$; $K_{крит} = 0,95$)

$$\Delta t_{контр} = \varphi(K_{контр}) - t_1, \quad \Delta t_{крит} = \varphi(K_{крит}) - t_1, \quad \Delta t = \Delta t_{крит} - \Delta t_{контр}, \quad (13)$$

в соответствии со значениями которых принимается то или иное решение. Перечень конкретных решений и необходимых мероприятий, соответствующих определенной по предлагаемой методике ситуации, должен быть представлен в технологическом регламенте объекта "Укрытие".

При невыполнении хотя бы одного из условий в каждой цепочке алгоритма (т.е. в группах условий (5), (6) или (5), (8), (9)) состояние контролируемых ТСМ принимается стабильно (стационарно на текущий момент) нормальным и прогнозирование ситуации не осуществляется.

Выбор количества экспозиций (трех), используемых для анализа и прогнозирования ситуации не является обязательным. Количество экспозиций выбирается оптимальным, исходя из соображений целесообразности, определяемой, с одной стороны, количеством используемых в алгоритме статистических данных (чем их больше, тем более адекватно оценивается текущая ситуация), а с другой – минимумом объема загрузки вычислительного комплекса с учетом его быстродействия. При этом количество экспозиций не должно быть меньше количества подлежащих определению параметров аппроксимирующей функции (в приведенном выше примере – трех).

В качестве исходных статистических данных (массивов отсчетов в пределах каждой экспозиции) можно использовать как данные, полученные в течение дискретных промежутков времени, соответствующих размеру экспозиции, так и «скользящие» данные, обновляемые через каждый промежуток времени, меньший размера экспозиции (в том числе обновляемые с каждым новым отсчетом).

Следует отметить, что научно-методическое сопровождение СК ТСМ «Сигнал» и, в частности, предложенный алгоритм предполагают дальнейшее проведение большого объема работ, связанных с анализом, уточнениями, дополнениями, выборами оптимальных вариантов (как, например, указанных в предыдущем абзаце вариантов), исследованием возможности исключения (или, хотя бы, уменьшения) влияния помех на достоверность получаемой информации (с использованием, возможно, регрессионного анализа и корреляционных связей ППН с МЭД и температурой), а при положительном результате исследований, разработкой методов реализации этих возможностей. Тем не менее алгоритм обработки результатов наблюдений, оценки текущих состояний контролируемых ТСМ и прогнозирования возможных ситуаций их развития, по мнению авторов, уже в представленном в настоящей статье виде вполне отвечает задачам, поставленным в начале настоящей статьи, и может быть реализован по своему назначению на объекте "Укрытие".

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных. - М.: Мир, 1980.
2. Владимиров В. И. Практические задачи по эксплуатации ядерных реакторов. - М.: Энергоиздат, 1981. - 288 с.
3. Климов А. Н. Ядерная физика и ядерные реакторы. – М.: Энергоатомиздат, 1985. – 350 с.
4. Емельянов И. Я., Ефанов А. И., Константинов Л. В. Научно-технические основы управления ядерными реакторами. – М.: Энергоиздат, 1981. – 360 с.
5. Хетрик Д. Динамика ядерных реакторов. – М.: Атомиздат, 1975. - 380 с.
6. Уриг Р. Статистические методы в физике ядерных реакторов. – М.: Атомиздат, 1991. – 158 с.

7. *Высотский Е. Д., Шевченко В. Г.* Методические основы контроля подкритичности топливосодержащих масс. – Чернобыль, 1998. – 23 с. – (Препр. / НАН Украины. МНТЦ «Укрытие»; 98-1).
8. *Арзуманов С. С., Беляев С. Т., Бондаренко Л. Н. и др.* Исследовательская система нейтронного контроля ядерно-физического состояния топливосодержащих масс 4-го блока ЧАЭС. - М., 1992. - 48 с. - (Препр. / Ин-т атомной энергии им. И. В. Курчатова; ИАЭ-5452/3).
9. *Верцімаха О. Я., Павлович В. М., Щербін В. М.* Про можливість виникнення та розвитку самопідтримуючої ланцюгової реакції в ПВМ 4-го блока ЧАЕС // Наук.-практ. конф. «Наука. Чернобыль-97» (Київ, 11 - 12 лют. 1998.) – К., 1998. - С. 230.
10. *Биргер И. А.* Техническая диагностика. - М.: Машиностроение, 1978. - 240 с.
11. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов. – М., 1974. – 406 с.
12. *Кашьян Р. Л., Рао А. Р.* Построение динамических стохастических моделей по экспериментальным данным / Пер. с англ. – М.: Наука, 1983 – 384 с.
13. *Ивахненко А. Г., Мюллер Й. А.* Самоорганизация прогнозирующих моделей. – К.: Техніка, 1985; Берлин: ФЕБ Ферланг Техник, 194. – 223с.
14. *Грешилов А. А., Стакун В. А., Стакун А. А.* Математические методы построения прогнозов. – М.: Радио и связь, 1997. – 112 с.
15. *Кильдишев Г. С., Френкель А. А.* Анализ временных рядов и прогнозирование. – М.: Статистика, 1973. – 103 с.
16. *Орнатский П.П.* Теоретические основы информационно-измерительной техники. – К.: Вища шк., 1976. - 432 с.
17. *ГОСТ 8.207-76.* Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений.- М.: Комитет стандартизации, 1976.
18. *МИ2091-90.* Измерения физических величин. Общие требования.- М.: Комитет стандартизации, 1991.
19. *Браунли К. А.* Статистическая теория и методология в науке и технике. - М.: Наука, 1977. - 408 с.
20. *Кучмагра А. А., Молчанов О. С., Одинокин Г. И.* К вопросу о росте критичности топливосодержащих материалов на объекте «Укрытие» // Проблемы безопасности атомных электростанций і Чернобиля. – 2005. – Вип. 2. – С. 49 – 54.
21. *Большов Л. Н., Смирнов Н. В.* Таблицы математической статистики. - М.: Наука, 1965.

Поступила в редакцию 08.12.05

7 ДО ПИТАННЯ ОЦІНКИ ПОТОЧНОГО СТАНУ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ ЗРОСТАННЯ КРИТИЧНОСТІ ПАЛИВОВМІСНИХ МАТЕРІАЛІВ ОБ'ЄКТА "УКРИТТЯ"

О. А. Кучмагра, О. С. Молчанов, Г. І. Одинокін

Розглянуто можливість прогнозування зростання критичності скупчень паливовмісних матеріалів (ПВМ) об'єкта "Укриття" на основі аналізу та статистичної обробки результатів спостережень, одержуваних у процесі експлуатації системи контролю ПВМ "Сигнал". Запропоновано методику та алгоритм прогнозування, що включає оцінку поточного стану і математичну модель динаміки можливого розвитку ситуації.

7 ABOUT PROBLEM OF CURRENT ESTIMATION STATE AND PROGNOSTICATION GROWTH OF CRITICISM FUEL-CONTAINING MATERIALS ON OBJECT "UKRYTTYA"

A. A. Kuchmahra, O. S. Molchanov, G. I. Odinokin

Possibility of prognostication of growth of criticism fuel-containing materials on object "Ukryttya" on the basis of analysis and statistical treatment of results of the supervisions got in the process of exploitation of monitoring system "Signal" is considered. A method and algorithm of prognostication is offered, including statistical treatment of results of supervisions, estimation of current status and mathematical model of dynamics possible development situation.