УДК 621.039.588

# МЕТОДЫ ОПТИМИЗАЦИИ ИСПЫТАНИЙ НА ГЕРМЕТИЧНОСТЬ СИСТЕМЫ ГЕРМООБОЛОЧКИ РЕАКТОРНОЙ УСТАНОВКИ В ПЕРИОД РЕМОНТНЫХ КАМПАНИЙ АЭС С ВВЭР-1000

**Ю. А. Комаров[1], С. И. Косенко[1], В. И. Скалозубов[1], И. М. Фольтов[2]**

[1]*Институт проблем безопасности АЭС НАН Украины, Киев*
[2]*ГП НАЭК «Энергоатом», Киев*

Приведены теоретические основы методов оптимизации периодичности испытаний систем гермооболочки избыточным давлением в период ремонтных кампаний АЭС с ВВЭР-1000 на основе текущих и долговременных вероятностных прогнозных оценок.

## Введение

Необходимость оптимизации периодичности испытаний систем безопасности, которые по технологическим условиям проведения испытаний могут проверяться только непосредственно в процессе ремонтной кампании АЭС (при остановленном реакторе), определяется следующими основными положениями [1]:

1. Передовой отечественный и международный опыт проведения испытаний систем безопасности показал избыточную консервативность и неэффективность проектов АЭС с ВВЭР в отношении периодичности испытаний, которая приводит как к необоснованному дополнительному износу оборудования/конструкций, так и к снижению эффективности производства, вызванной ограничениями возможности сокращения продолжительности ремонтных кампаний.

2. В связи с перспективным переходом на 18-месячную топливную кампанию АЭС Украины возникает однозначная необходимость пересмотра проектных регламентов в отношении периодичности испытаний систем безопасности в период плановых ремонтов энергоблоков.

Среди систем безопасности, которые по проектно-технологическим условиям могут испытываться непосредственно при остановленном реакторе, особое место занимает локализующая система герметичного ограждения (СГО) реактора – гермооболочки. В работе рассмотрены теоретические основы методик оптимизации периодичности испытаний указанной системы как при проектных, так и измененных циклах ремонтных кампаний.

## Основные положения методики оптимизации периодичности испытаний СГО

Оптимизация периодичности испытаний СГО на герметичность состоит в обосновании возможности проведения данных испытаний в полном объеме не в каждый (с пропуском одного и более) ремонта энергоблока. При этом под полным испытанием на герметичность СГО понимают регламентные эксплуатационные испытания вакуумированием (первый этап) и пониженным избыточным давлением 0,07 МПа (второй этап). Под сокращенным испытанием на герметичность СГО понимают регламентные эксплуатационные испытания на герметичность полного объема СГО только вакуумированием с исключением этапа испытаний с пониженным избыточным давлением.

На основании эксплуатационных данных по значениям утечки, которые определяются в результате испытаний, есть возможность оценить тенденцию изменения этого показателя в течение эксплуатации и провести экстраполяцию с оценкой возможной величины утечки для следующего испытания: для обнаружения крупных дефектов достаточно провести испытания вакуумированием [2], а необходимость проведения испытаний избыточным давлением определяется тенденцией к увеличению микродефектов, которые могут привести к превышению допустимых пределов протечек. Оценку тенденции изменения и экстраполяцию значения утечки возможно проводить на основе реалистического и консервативного подходов.

Реалистический подход направлен на получение максимально приближенного к реальности значения утечки в следующем (одном или нескольких) испытании. Консервативный подход предназначен для получения верхней границы значения утечки – $L_{экстр}$. Проведение подряд n последующих сокращенных испытаний СГО является обоснованным, если выполняется неравенство

$$L_{экстр}(N + n + 1) \le 1{,}15\ L_{кр}, \tag{1}$$

где $L_{кр}$ – установленный для каждой СГО эксплуатационный критерий герметичности; $L_{экстр}(N + n + 1)$ – консервативная экстраполяционная оценка (на n + 1 лет вперед) величины утечки на основании результатов N проведенных эксплуатационных испытаний пониженным избыточным давлением; n – количество подряд ежегодных ремонтов с сокращенными испытаниями; N – количество проведенных испытаний.

В основу разработанного математического аппарата экстраполяционной оценки $L_{экстр}(x)$ положены два принципа [3]:

1) следующие n испытаний можно не проводить в случае, если выполняются два условия: в предыдущих испытаниях не наблюдалось критических дефектов (дефектов, приводящих к невыполнению критерия испытаний); отсутствует тенденция к росту текущего значения утечки;

2) значимость результатов испытаний тем выше, чем ближе испытания к текущему моменту.

Наличие критических дефектов учитывается определением величины

$$\Delta L_i = L1_i - L2_i, \tag{2}$$

где $L1_i$ – значение утечки до устранения критических дефектов; $L2_i$ – значение утечки после устранения критических дефектов (финальная величина утечки, зафиксированная в протоколе испытаний); i – номер/год проведения испытаний.

Тенденция к возрастанию финальной величины

$$\Delta L2_i = \begin{cases} \dfrac{L2_i - L2_{i-1}}{\Delta t_i}, \text{ при } L2_i > L2_{i-1} \\ 0, \quad \text{в остальных случаях} \end{cases}, \ i = 2, \dots, N \tag{3}$$

где $\Delta t_i$ – промежуток времени между i-м и (i-1)-м испытаниями на герметичность СГО, годы.

Величина утечки не может быть ниже максимальной финальной величины утечки:

$$L_{экстр} \ge L2_{max}, \qquad L2_{max} = \max_{i=1 \dots N}(L2_i) \tag{4}$$

Значения утечек $L1_i$ и $L2_i$ оцениваются следующим образом.

Величина $L1_i = L2_i = L_{кi}$, (где $L_{кi}$ – значение утечки, с которой энергоблок был допущен к эксплуатации) в случаях: дефекты отсутствуют; дефекты были и устранены до проведения этапа испытаний избыточным пониженным давлением; дефекты были и устранены по окончанию этапа испытаний избыточным пониженным давлением (после измерения величины $L_{кi}$); дефекты были, но они не были устранены.

В случае, если дефекты были выявлены на этапе испытаний избыточным пониженным давлением и устранены до измерения величины $L_{кi}$, то $L2_i = L_{кi}$, $L1_i = L^{к}_{деф}$,

$$L^{к}_{деф} = \begin{cases} L_р, & \text{при } 1.3225 \cdot L_{кр} < L_р < 0.3 \\ 1.3225 \cdot L_{кр}, & \text{при } L_р < 1.3225 \cdot L_{кр} \\ 0.3, & \text{при } L_р > 0.3 \text{ или } L_р - \text{неопределено} \end{cases}, \tag{5}$$

где $L_{дефi}$ – значение утечки, при которой не был выполнен критерий оценки результатов i-го испытания; $L_{кр}$ – установленный для каждой СГО эксплуатационный критерий герметичности; $L_р$ – значение утечки, полученное во время пусконаладочных испытаний на герметичность СГО при расчетном давлении.

В случае если дефекты были выявлены после определения значения утечки, которое не удовлетворяло критерий оценки результатов испытаний, то величины: $L1_i = L_{дефi}$, $L2_i = L_{кi}$,.

Консервативная экстраполяционная оценка (на x лет вперед по N проведенным испытаниям) значения утечки определяется как

$$L_{экстр}(N+x) = x \cdot L_{ср}(\Delta L_i) + x \cdot L_{ср}(\Delta L2_i) + L2_{max}, \tag{6}$$

где $L_{ср}(\Delta L_i)$ – среднее значение по $\Delta L_i$, i = 1, …, N с учетом веса; $\Delta L_i$ – разница значений утечки до и после устранения критического дефекта ($\Delta L_i = L1_i - L2_i$); $L_{ср}(\Delta L2_i)$ – среднее значение по $\Delta L2_i$, i = 1, …, N с учетом веса; $L2_{max}$ – максимальное значение утечки $\Delta L2_i$, i = 1, …, N в N испытаниях.

Расчет весовой функции базируется на предположении, что каждое последующее испытание имеет вес в M раз больший, чем предыдущее. Тогда весовые коэффициенты имеют следующий вид:

$$k1_i = \frac{1}{M^{N-i}}, \; i = 1, \ldots, N, \qquad k2_i = \frac{1}{M^{N-i}}, \; i = 2, \ldots, N, \tag{7}$$

Весовые коэффициенты, нормируемые на единицу, имеют вид

$$m1_i = \frac{kl_i}{\sum\limits_{i=1}^{N} kl_i}, \; i = 1, \ldots, N, \qquad m2_i = \frac{k2_i}{\sum\limits_{i=2}^{N} k2_i}, \; i = 2, \ldots, N. \tag{8}$$

Расчетное выражение для $L_{ср}(\Delta L_i)$ определяется как

$$L_{ср}(\Delta L_i) = \sum_{i=1}^{N} ml_i \left(L1_i - L2_i\right), \tag{9}$$

где $L1_i$ – значение утечки до устранения критических дефектов в i-м испытании; $L2_i$ – значение утечки после устранения критических дефектов в i-м испытании; N – количество проведенных испытаний.

Расчетное выражение для $L_{ср}(\Delta L2_i)$ определяется как

$$L_{ср}(\Delta L2_i) = \sum_{i=2}^{N} m2_i \cdot \Delta L2_i, \tag{10}$$

## Основные положения методики долговременного прогноза

Долговременный прогноз основан на теории временных рядов [4]. Функция $\hat{z}_1(l), \; l = 1, 2, \ldots,$ дающая в момент t прогнозы для всех будущих времен упреждения, будет называться прогнозирующей функцией в момент t. Наша цель – получить такую прогнозирующую функцию, у которой среднее значение квадрата отклонения $z_{t+1} - \hat{z}_t(l)$ истинного от прогнозируемого значения является наименьшим *для каждого упреждения l*.

Модель, описывающая вероятностную структуру последовательности наблюдений, называется *стохастическим процессом*. Временной ряд из N наблюдений z' = ($z_1$, $z_2$, …, $z_n$) рассматривается как выборочная реализация из бесконечной популяции выборок, которые могли бы генерироваться процессом. Главная цель статистического исследования – узнать свойства популяции по свойствам выборки и вероятностное распределение *будущих наблюдений* популяции по выборке z значений из прошлого. Чтобы сделать это, необходимо уметь описывать стохастические процессы и временные ряды и знать классы стохастических моделей, пригодных для описания встречающихся на практике ситуаций. Поскольку многие встречающиеся на практике временные ряды имеют нестационарные характеристики, стационарные модели обобщаются для получения полезного класса нестационарных моделей, называемых моделями авторегрессии – проинтегрированного скользящего среднего (АРПСС).

Так называемая модель авторегрессии является исключительно полезной стохастической моделью для описания некоторых встречающихся на практике рядов. В этой модели текущее значение процесса выражается как конечная линейная совокупность *предыдущих значений процесса* и импульса $a_t$. Обозначим значения процесса в равноотстоящие моменты времени t, t–1, t–2, ... как $z_t$, $z_{t-1}$, $z_{t-2}$, … Пусть $\tilde{z}_t, \tilde{z}_{t-1}, \tilde{z}_{t-2},...$ будут отклонениями от μ, например $\tilde{z}_t = z_t - \mu$. Тогда

$$\tilde{z}_t = \phi_1 \tilde{z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{z}_{t-2} + ... + \phi_p \tilde{z}_{t-p} + a_t\,, \qquad (11)$$

$$\tilde{z} = \phi_1 \tilde{x}_1 + \phi_2 \tilde{x}_2 + ... + \phi_p \tilde{x}_p + a_t\,. \qquad (12)$$

В формуле (11) переменная z регрессирует на своих предшествующих значениях; поэтому модель *авторегрессирующая*. Эта модель содержит p + 2 неизвестных параметра: μ, $\phi_1$, $\phi_2$, ..., $\phi_p$, $\sigma_a^2$, которые на практике следует оценить по наблюдениям. Дополнительный параметр $\sigma_a^2$ – дисперсия белого шума $a_t$.

Модель авторегрессии (12) выражает отклонение $\tilde{z}_t$ процесса в виде *конечной* взвешенной суммы p предыдущих отклонений процесса $\tilde{z}_{t-1}$, $\tilde{z}_{t-2},...,\tilde{z}_{t-p}$ плюс случайный импульс $a_t$. Равным образом, как было только что показано, она выражает $\tilde{z}_t$ как бесконечную взвешенную сумму a.

Другой тип моделей - это так называемый процесс *скользящего среднего*. Пусть $\tilde{z}_t$ линейно зависит от *конечного* числа q предыдущих a. Такой процесс

$$\tilde{z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - ... - \theta_q a_{t-q} \qquad (13)$$

называется процессом *скользящего среднего* (СС) *порядка q*. Название «скользящее среднее» слегка вводит в заблуждение, так как веса 1, $-\theta_1$, $-\theta_2$, ..., $-\theta_q$, на которые умножаются a, не обязаны давать в сумме единицу или хотя бы быть положительными. Однако из-за общеупотребительности этого термина мы будем его придерживаться. Модель она содержит q + 2 неизвестных параметра: μ, $\theta_1$, ..., $\theta_q$, $\sigma_a^2$, которые должны на практике оцениваться по наблюдениям.

Для достижения большей гибкости в подгонке моделей к наблюдаемым временным рядам иногда целесообразно объединить в одной модели и авторегрессию, и скользящее среднее. Это приводит к комбинированной модели авторегрессии – скользящего среднего, т.е. к упомянутой выше модели АППС

$$\tilde{z}_t = \phi_1 \tilde{z}_{t-1} + ... + \phi_p \tilde{z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - ... - \theta_q a_{t-q}, \qquad (14)$$

в которой имеется p + q + 2 неизвестных параметра: μ; $\phi_1$, ..., $\phi_p$; $\theta_1$, ..., $\theta_q$; $\sigma_a^2$, оцениваемых по наблюдениям. На практике часто оказывается, что адекватное описание наблюдаемых временных рядов достигается при помощи моделей авторегрессии, скользящего среднего или комбинированной модели, в которых p и q не больше, а часто и меньше 2.

Однородный нестационарный процесс может быть описан моделью, которая требует, чтобы d-я разность процесса была стационарной. На практике d обычно равно 0, 1 или максимум 2. Среднее значение μ стохастического процесса можно оценить с помощью выборочного среднего временного ряда

$$\bar{z} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} z_t\,, \qquad (15)$$

а дисперсию $\sigma_z^2$ стохастического процесса – с помощью выборочной дисперсии

$$\sigma_z^2 = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\left(z_t - \bar{z}\right)^2 . \qquad (16)$$

Наиболее удовлетворительной оценкой автокорреляции $\rho_k$ при задержке k является

$$r_k = c_k/c_0, \qquad (17)$$

где

$$c_k = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N-k}\left(z_t - \bar{z}\right)\left(z_{t+k} - \bar{z}\right), \ \ k = 0, 1, 2,\ldots, K; \qquad (18)$$

$c_k$ – выборочная оценка автоковариации $\gamma_k$, $\bar{z}$ – среднее значение временного ряда. $\tilde{z}_t$ будет отклонением наблюденного ряда от любой известной детерминированной функции f(t). В частности, для стационарного ряда f(t) может быть равно среднему значению ряда $\mu$ или нулю, так что $\tilde{z}_t$ образуют наблюденный ряд.

Прогноз с минимальной среднеквадратичной ошибкой. Пусть известны значения ряда до момента t. Тогда прогноз $\hat{\tilde{z}}_t(l)$ $(l > 0)$ с минимальной среднеквадратичной ошибкой – это условное математическое ожидание величины $\tilde{z}_{t+l}$ при заданных значениях $\tilde{z}_t$, $\tilde{z}_{t-1}$

$$\hat{\tilde{z}}_t\ (l) = [\,\tilde{z}_{t+l}\,] = E[\,\tilde{z}_{t+l} | \tilde{z}_t,\ \tilde{z}_{t-1}, \ldots]. \qquad (19)$$

Отсюда следует, что ошибки прогноза с упреждением, равным единице (на шаг вперед), – это не коррелированные между собой импульсы, генерируемые моделью. На практике простейший способ вычисления прогнозов – непосредственное использование разностного уравнения

$$\hat{\tilde{z}}_t\ (l) = \varphi_1[\,\tilde{z}_{t+l-1}\,] + \ldots + \varphi_{p+d}[\,\tilde{z}_{t+l-p-d}\,] + [a_{t+l}] - \theta_1[a_{t+l-1}] - \ldots - \theta_q[a_{t+l-q}]. \qquad (20)$$

Начальные оценки параметров для процессов скользящего среднего СС(q) могут быть выражены через параметры модели

$$\rho_k = \frac{-\theta_k + \theta_{k+1} + \theta_2\,\theta_{k+2} + \ldots + +\theta_{q-k}\,\theta\,\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \ldots + \theta_q^2}, \quad k = 1,2,\ldots,q. \qquad (21)$$

Выражение (21) для $\rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_q$ через $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ дает q уравнений с q неизвестными. Предварительные оценки $\theta$ можно получить, подставив в выражение (21) $r_k$ вместо $\rho_k$ и решив получающиеся нелинейные уравнения. Предварительную оценку $\sigma_a^2$ можно тогда получить из

$$\gamma_0 = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2 + \ldots + \theta_q^2), \qquad (22)$$

заменив $\theta$ их предварительными оценками и $\gamma_0 = \sigma^2$ его оценкой $c_0$.

В частном случае для процесса (0, d, 1), т. е. при q = 1 оценка параметра имеет вид

$$\theta_1 = -\frac{1}{2\rho_1} + \left(\frac{1}{(2\rho_1)^2} - 1\right)^{1/2} \qquad (23)$$

$$\theta_1 = -\frac{1}{2\rho_1} - \left(\frac{1}{(2\rho_1)^2} - 1\right)^{1/2} \qquad (24)$$

Решением является то значение, которое лежит внутри интервала: $-1 < \theta_1 < 1$.

Если предположить, что исследуемый ряд – процесс авторегрессии первого или второго порядка, начальные оценки $\phi_1$ и $\phi_2$ - можно получить, заменив теоретические автокорреляции $\rho_j$ их выборочными оценками $r_j$, полученными из уравнений Юла–Уокера. В частности, для процесса АР(1) $\hat{\phi}_{11} = r_1$, а для процесса АР(2)

$$\hat{\phi}_{21} = \frac{r_1(1-r_2)}{1-r_1^2}, \qquad \hat{\phi}_{22} = \frac{r_2 - r_1^2}{1-r_1^2}, \tag{25}$$

где $\phi_{pj}$ обозначает j-й авторегрессионный параметр процесса порядка p.

Отсюда

$$\hat{\phi} = \mathbf{R_p}^{-1}\mathbf{r_p}, \tag{26}$$

где $\mathbf{R_p}$ – выборочная корреляционная матрица размером p × p, содержащая коэффициенты корреляции до порядка p – 1; $\mathbf{r_p}'$ – вектор ($r_1, r_2, \ldots, r_p$). Например, если p = 3, то из (26) имеем

$$\begin{bmatrix} \hat{\phi}_{31} \\ \hat{\phi}_{32} \\ \hat{\phi}_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & 1 & r_1 \\ r_2 & r_1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ r_3 \end{bmatrix}. \tag{27}$$

Если подгоняемая модель удовлетворительна, то значение

$$Q = n\sum_{k=1}^{k} r_k^2(\hat{a}) \tag{28}$$

распределено приближенно как $\chi^2$(K–p–q), где n = N–d – число значений ω, используемых при подгонке модели. С другой стороны, если модель не соответствует данным, среднее значение Q поднимется. Следовательно, общий, или «совокупный», критерий проверки гипотезы об адекватности модели можно провести, сопоставив наблюденное значение Q с таблицей $\chi^2$-распределения.

Тогда вероятность соответствия модели исходным данным соответствует значениям функции хи-квадрата распределения

$$P_{мд} = 1 - \int_0^Q \frac{\exp\left(-\frac{x}{2}\right)}{2\cdot\Gamma\left(\frac{K-q}{2}\right)} \cdot \left(\frac{x}{2}\right)^{\frac{K-q}{2}-1} dx, \tag{29}$$

Чем меньше значение Q относительно значения K–q, тем модель более адекватна и значение $P_{мд}$ приближается к 1. Это имеет простой физический смысл: чем меньше автокорреляция остатков (при этом остатки представляют собой "белый шум", не содержащий тенденций изменения) при меньшем количестве параметров модели, тем созданная модель лучше.

## Анализ возможности исключения испытаний избыточным давлением СГО на период от 1 до 4 лет энергоблоков АЭС с ВВЭР-1000

Анализ проводится в два этапа. Сначала выполняется анализ возможности проведения сокращенного испытания в одном испытании, следующем после последнего испытания на герметичность СГО.

При получении вывода о возможности проведения одного сокращенного испытания на герметичность СГО для данного энергоблока выполняется анализ возможности проведения подряд нескольких сокращенных испытаний.

Анализ проводится на основании данных о результатах испытаний на герметичность гермооболочки избыточным пониженным давлением 0,07 МПа энергоблоков № 1–6 Запорожской АЭС (ЗАЭС), № 3 Ровенской АЭС (РАЭС), № 1 Хмельницкой АЭС (ХАЭС), № 1–3 Южно-Украинской АЭС (ЮУАЭС) за промежуток от года установления эксплуатационного критерия герметичности до результатов испытаний в ППР-2006 включительно.

Результаты анализа возможности проведения одного сокращенного испытания на герметичность СГО (используя неравенство (1) при n = 1) представлены в таблице.

Расчеты при n = 1 показывают, что:

а) для энергоблоков № 2, 3, 4, 5, 6 ЗАЭС и № 1 ЮУАЭС неравенство (1) выполняется, из чего следует возможность планирования сокращенного испытания гермообъема (испытание только вакуумированием) в ППР-2007;

б) для энергоблока № 1 ЗАЭС, № 2 и 3 ЮУАЭС неравенство (1) не выполняется, из чего следует необходимость проведения испытаний на герметичность СГО в полном объеме (испытание вакуумированием и избыточным пониженным давлением 0,07 МПа) в ППР-2007.

**Результаты анализа возможности проведении одного/нескольких очередных эксплуатационных испытаний на герметичность системы герметичного ограждения энергоблоков АЭС с ВВЭР-1000 исключительно вакуумированием**

| АЭС, энергоблок | На основании неравенства (1) | | На основании классических методов прогнозирования временных рядов (20) | | | | | $1{,}15 \cdot L_{кр}$, %/сут | Вывод |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | n | $L_{экстр}$, %/сут | Вид модели | Значения параметров модели | $P_{дм}$ | $l$ | $L_{эстр}$, %/сут | | |
| ЗАЭС-1 | 1 | 0,197 | | | | | | 0,184 | не сокращать |
| ЗАЭС-2 | 1<br>2<br>3 | 0,187<br>0,191<br>0,194 | СС,<br>q = 1 | $\theta = 0$<br>$\mu = -2{,}01 \cdot 10^{-4}$ | 0,9668 | 2<br>3<br>4 | 0,1796<br>0,1794<br>0,1792 | 0,207 | 1 раз в 4 года |
| ЗАЭС-3 | 1<br>2<br>3 | 0,132<br>0,1383<br>0,144 | | | | | | 0,138 | 1 раз в 2 года |
| ЗАЭС-4 | 1<br>2<br>3 | 0,124<br>0,126<br>0,128 | АР,<br>p = 2 | $\varphi_1 = -0{,}438$<br>$\varphi_2 = -0{,}346$<br>$\mu = -2{,}952 \cdot 10^{-4}$ | 0,8293 | 2<br>3<br>4 | 0,1111<br>0,1116<br>0,1121 | 0,127 | 1 раз в 3 года |
| ЗАЭС-5 | 1<br>2<br>3 | 0,210<br>0,216<br>0,221 | СС,<br>q = 1 | $\theta = 0{,}188$<br>$\mu = -1{,}781 \cdot 10^{-3}$ | 0,9888 | 2<br>3<br>4 | 0,1051<br>0,1026<br>0,1001 | 0,23 | 1 раз в 4 года |
| ЗАЭС-6 | 1<br>2<br>3 | 0,083<br>0,085<br>0,086 | СС,<br>q = 1 | $\theta = 0{,}766$<br>$\mu = -1{,}327 \cdot 10^{-4}$ | 0,9901 | 2<br>3<br>4 | 0,074<br>0,071<br>0,068 | 0,092 | 1 раз в 4 года |
| РАЭС-3 | 1<br>2<br>3 | 0,139<br>0,141<br>0,143 | СС,<br>q = 1 | $\theta = -0{,}26$<br>$\mu = -4{,}348 \cdot 10^{-4}$ | 0,9984 | 2<br>3<br>4 | 0,1173<br>0,1150<br>0,1127 | 0,149 | 1 раз в 4 года |
| ХАЭС-1 | | 0,19 | | | | | | 0,17 | не сокращать |
| ЮУАЭС-1 | 1<br>2<br>3 | 0,1436<br>0,1480<br>0,1524 | | | | | | 0,1438 | 1 раз в 2 года |
| ЮУАЭС-2 | | 0,353 | | | | | | 0,345 | не сокращать |
| ЮУАЭС-3 | | 0,21 | | | | | | 0,163 | не сокращать |

П р и м е ч а н и я: 1) вид модели: АР - авторегрессия, СС - скользящее среднее с количеством параметров p или q соответственно; 2) порядок взятия разности (для получения стационарной модели) для всех моделей d = 0.

Для энергоблоков, для которых установлена возможность проведения одного сокращенного испытания на герметичность СГО, выполняется анализ возможности проведения подряд нескольких сокращенных испытаний на герметичность СГО, используя неравенство (1) при n = 2, n = 3. Для СГО энергоблоков ЗАЭС-2, ЗАЭС-4, ЗАЭС-5, ЗАЭС-6 и РАЭС-3 установлена возможность более редкого, чем один раз в два года, проведения полного испытания на герметичность. Для подтверждения этих выводов необходимо дополнительное обоснование по методике долговременного прогноза, с использованием формулы (20), (см. таблицу).

## Основной вывод

Предложенные методы текущего и долговременного прогнозов необходимости проведения испытаний на герметичность избыточным давлением СГО могут быть использованы в основе отраслевых методик оптимизации испытаний при проектных и измененных циклах ремонтных кампаний АЭС с ВВЭР.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Оптимизация* планирования ремонтов и испытаний систем безопасности АЭС на основе риск-ориентированных подходов / Ю. Л. Коврижкин, Ю. А. Комаров, В. М. Пышный и др. – Одесса: ТЭС, 2006. – 383 с.
2. *Правила* устройства и эксплуатации локализующих систем безопасности атомных станций. ПНАЭ Г-10-021-90, утвержденные ГПАН СССР, 1990 – 60с.
3. *Комаров Ю.А., Пышный В.М., Скалозубов В.И., Фольтов И.М.* Разработка отраслевого стандарта по сокращению периодичности комплексных испытаний на герметичность системы гермооболочки ВВЭР на основе вероятностных методов // Ядерная и радиационная безопасность. – 2004. – Т. 7, вып. 2. – С. 73 - 79.
4. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов. Прогноз и управление. Вып. 1 – М.: Мир, 1974. – 407 с.

Поступила в редакцию 03.11.07

## 6 МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ ВИПРОБУВАНЬ НА ГЕРМЕТИЧНІСТЬ СИСТЕМИ ГЕРМООБОЛОНКИ РЕАКТОРНОЇ УСТАНОВКИ В ПЕРІОД РЕМОНТНИХ КАМПАНІЙ АЕС З ВВЕР-1000

**Ю. О. Комаров, С. І. Косенко, В. І. Скалозубов, І. М. Фольтов**

Наведено теоретичні основи методів оптимізації періодичності випробувань систем гермооболонки надлишковим тиском у період ремонтних кампаній АЕС із ВВЕР-1000 на основі поточних і довгострокових імовірнісних прогнозних оцінок.

## 6 OPTIMIZATION METHODS OF CONTAINMENT LEAKAGE TEST DURING REPAIR CAMPAIGN OF REACTOR FACILITY AT NPP WITH VVER-1000

**Yu. A. Komarov, S. I. Kosenko, V. I. Skalozubov, I. M. Foltov**

This paper contains the theory of optimization methods of periodicity of the containment leakage test by superfluous pressure during a campaign repair at NPP with VVER-1000. The methods base on current and long-term predictive probabilistic estimates.