

621. 039. 5

В 74

ISSN 0205—4671

3

МИНИСТЕРСТВО АТОМНОЙ ЭНЕРГЕТИКИ
И ПРОМЫШЛЕННОСТИ СССР

ВОПРОСЫ АТОМНОЙ НАУКИ И ТЕХНИКИ

СЕРИЯ:
Физика
ядерных реакторов

ВЫПУСК

2

1990

МИНИСТЕРСТВО АТОМНОЙ ЭНЕРГЕТИКИ
И ПРОМЫШЛЕННОСТИ СССР

621.039.5
В 74

Институт атомной энергии им. И.В. Курчатова

ВОПРОСЫ
АТОМНОЙ
НАУКИ
И
ТЕХНИКИ

НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ СБОРНИК

СЕРИЯ
ФИЗИКА
ЯДЕРНЫХ РЕАКТОРОВ

ИЗДАЕТСЯ С 1989 Г.

ВЫПУСК 2

ДИНАМИКА ЯДЕРНЫХ
ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ УСТАНОВОК

Институт Атомной Энергии
им. И. В. Курчатова
БИБЛИОТЕКА

МОСКВА - 1990

33270 н/8

Выпуски "Динамика ядерных энергетических установок" подготавливаются НИИ механики при Горьковском университете.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ СЕРИИ:

А.Ю. Гагаринский (гл. редактор), В.Д. Горяченко, С.М. Зарицкий (зам. гл. редактора),
В.Ф. Колесов, Т.П. Федосеева (отв. секретарь), Я.В. Шевелев

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ ВЫПУСКА:

В.Д. Горяченко, А.Е. Крошили, С.Д. Малкин, Б.И. Моторов, В.М. Новиков, Е.Ф. Сабаев,
Б.З. Торлин, Я.В. Шевелев, С.Б. Шихов

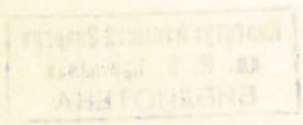
В выпусках "Динамика ядерных энергетических установок" публикуются материалы по следующим вопросам:

- математическое моделирование динамических процессов в ЯЭУ и их элементах;
- результаты экспериментов по устойчивости стационарных процессов и обоснованию математических моделей динамики ЯЭУ;
- расчетные исследования переходных и аварийных процессов;
- расчетные исследования устойчивости стационарных режимов ЯЭУ;
- диагностика ЯЭУ;
- описания и аннотации программ расчетов динамики и экспериментальных исследований.

Issues of "Dynamics of nuclear power plants" contain the following information:

- mathematical simulation of dynamic processes in NPP and their components;
- experimental results on the stability of stationary processes and the definition of mathematical models of the NPP dynamics;
- design analysis of transient and emergency operation;
- design analysis of the stationary mode stability;
- NPP diagnostics;
- code descriptions and summaries for the dynamics designs and experimental studies.

© Институт атомной энергии им. И.В. Курчатова, 1990



УДК 517.8+33:621.039

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ ФАКТОРНОГО АНАЛИЗА
ДЛЯ МОНИТОРИНГА НОРМЫ ЯЭУ

В.М. Куприянов, И.Е. Лазаревская

Рассматриваются вопросы применения факторного анализа к задачам контроля состояния ЯЭУ. На модельном примере показана эквивалентность контроля за размерностью факторного пространства контролю за числом независимых компонент вектора описания текущего состояния ЯЭУ.

FACTOR ANALYSIS METHODS USED FOR NUCLEAR POWER PLANT NORM MONITORING. V.M. KUPRIYANOV, I.E. LAZAREVSKAYA. Considered are the problems of factor analysis application to monitor the nuclear power plant condition. A model example is employed to demonstrate the equivalence of the factor space dimension monitoring to that of independent component number in a vector describing the nuclear power plant current state.

В практике реализации систем диагностирования сложных технических устройств, в частности ядерных энергетических установок, в последнее время большое внимание уделяется вопросам текущего мониторинга состояния наиболее ответственных подсистем установки, например активной зоны реактора.

При этом процесс мониторинга заключается в непрерывном периодическом контроле средствами АСУТП установки совокупности значений некоторых n параметров в моменты времени t_i , так что результатом такого акта контроля является вектор значений параметров $\beta_n(t_i)$.

Поскольку в сложной системе между параметрами существуют определенные связи, отражающие физические процессы в системе, число степеней свободы вариации компонент измеряемого n -мерного вектора β_n меньше n и определяется спецификой функционирования установки. Таким образом, какой-либо способ контроля связей между компонентами векторов $\beta_n(i), \beta_n(i + \Delta t), \dots, \beta_n(i + N\Delta t)$ может дать информацию об изменении процесса функционирования установки.

Предположив, что аномалия, существенным образом затрагивающая процесс функционирования установки, должна описываться моделью измененной структуры (в противном случае следует говорить не об аномалии, а о недопустимых режимах нормального функционирования установки), можно утверждать, что, найдя способ отслеживания изменения структуры модели, мы тем самым найдем способ слежения за процессом ухода от нормы. Конечно, нужно иметь в виду, что изменение структуры модели возможно и при нормальном изменении режима эксплуатации, однако автоматизированной системе контроля и в этом случае необходимо сменить модель, иначе нормальный режим будет восприниматься как аномальный, поэтому факт изменения структуры

связей заслуживает внимания всегда.

Одним из очевидных и наиболее простых способов контроля связей является контроль за корреляционной матрицей процесса. При этом в самом простейшем случае можно ограничиться случаем нулевого смещения (лага) между параметрами вектора, т.е. предлагается строить корреляционную матрицу параметров по N последовательным измерениям вектора β_n в моменты времени $t_i, t_{i+1}, \dots, t_{i+N}$, причем $N \geq n$, т.е. корреляционная матрица C_n размером $n \times n$ есть

$$C_n^i = \frac{1}{N} (X_{n \times N} \times X_{n \times N}^T),$$

где $X_{n \times N}$ — матрица, составленная из N последовательных наблюдений за вектором β_n , начиная с момента времени t_i .

Усреднение по времени за интервал $\tau = N\Delta t$, где Δt — время между двумя последовательными наблюдениями, необходимое для оценки корреляций, позволит зафиксировать некоторое состояние системы $X(\tau)_1$. Вторую матрицу — $X(\tau)_2$ можно аналогично построить, начиная с некоторого нового момента времени, формируя из таких матриц последовательность.

Контролируя стационарность связей параметров этой последовательности, можно контролировать стационарность линейной части функциональных связей наблюдаемой физической системы.

Одним из традиционных способов анализа корреляционной матрицы является факторный анализ (ФА), наиболее успешно применявшийся до настоящего времени в нетехнических приложениях [1 — 3].

Методы ФА основаны на общей базовой идее, в соответствии с которой структура связей между n анализируемыми параметрами X_1, X_2, \dots, X_n может быть объяснена тем, что все эти переменные зависят от меньшего

числа других, непосредственно не измеряемых (латентных), называемых общими факторами f_1, f_2, \dots, f_m ($m < n$), которые в большинстве моделей конструируются так, чтобы они оказались взаимно некоррелированными. При этом допускается, что каждый из исходных параметров X_j зависит также и от некоторой "специфической" (для него) остаточной случайной компоненты U_j , обычно характеризующей статистические свойства отдельного параметра.

Конечная цель статистического исследования, проводимого с привлечением аппарата ФА, как правило, состоит в выявлении и интерпретации латентных общих факторов f_i при удовлетворении противоречивых требований минимизации их числа, с одной стороны, и величины дисперсии специфических факторов U_j — с другой.

Для задачи мониторинга нормы интересно в методах и моделях ФА как их нацеленность на сжатие информации или, что то же, на снижение размерности исходного параметрического пространства, так и возможность найти такое расположение факторов, которое будет отражать физические процессы в технической системе, существенным образом определяющие положение вектора измерений в пространстве наблюдаемых параметров.

Например, у нас нет возможности явно измерять проходное сечение активной зоны реактора, однако с его величиной связаны перепад давлений на зоне (измеряемый), расход теплоносителя при заданном перепаде и температуре на входе в зону, температура теплоносителя на выходе из зоны. Следовательно, изменения проходного сечения будут совместно изменять все перечисленные параметры, т.е. одна неизмеряемая координата скрыто (латентно) определяет поведение совокупности наблюдаемых.

Основной гипотезой, обсуждаемой в настоящей работе, является, как уже говорилось выше, гипотеза о том, что любая аномалия по определению должна изменять структуру взаимосвязей между физическими процессами, поэтому контроль за сохранностью числа основных факторов эквивалентен контролю за сохранностью связей физических процессов в установке и, следовательно, решает задачу мониторинга нормы.

Таким образом, изменение числа основных факторов (которые мы в рамках линейной модели отождествляем с числом степеней свободы сложной системы) сможет давать сигнал на вызов изоцированной процедуры диагностирования, которая выясняет причины возникшей аномалии и не действует до тех пор, пока на установке ничего заметного не происходит.

Цель настоящей работы — выяснение возможности осуществить мониторинг нормы сложной системы путем контроля стабильности факторного описания корреляционных матриц наблюдаемых параметров системы, оцениваемых по последовательным отрезкам наблюдений.

Изложенные выше феноменологические соображения часто используются при анализе сложных систем и без

привлечения методов ФА [4], особенно когда исследуемые параметры представляют собой значения аналитических функций, свойства которых хорошо известны. На практике, в случаях когда функциональные зависимости, определяющие связи между параметрами, неизвестны, а измерения "засорены" шумом регистрирующего канала, в корреляционной матрице, построенной описанным выше способом, нет явно выраженных структур. Более того, ее реальный ранг, т.е. число не связанных между собой параметров, определяется тем, сколь малый коэффициент корреляции мы будем считать незначимым. Решить этот вопрос классическими статистическими методами не представляется возможным, поскольку реальные экспериментальные данные, как правило, не удовлетворяют условиям получения критических значений статистических критериев — нормальности функций распределения, независимости остатков и т.п. (см., например, [5 — 7]).

Используемая схема факторного анализа и модель генерации данных. Линейная модель факторного анализа представляется в виде соотношения

$$X = AF + DU, \quad (1)$$

где вектор X состоит из n наблюдаемых переменных; вектор F — из m общих факторов; вектор U — из n значений погрешностей (характерных факторов); $(n \times m)$ матрица A — из коэффициентов связи между переменной и фактором (нагрузок фактора a_{ip} , $i = \overline{1, n}$; $p = \overline{1, m}$); D — диагональная матрица размерности $n \times n$, содержащая коэффициенты при характерных факторах, отвечающих за часть дисперсии, не объясняемой общими факторами. Параметры a_{ij} требуется оценить.

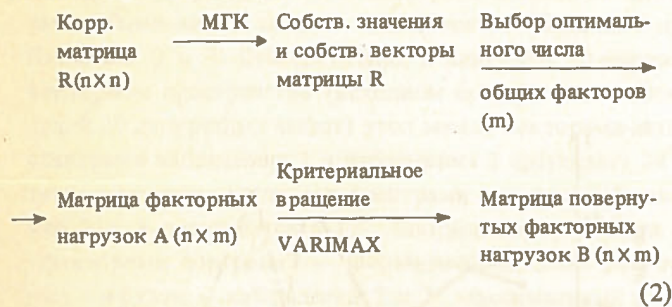
Если известно решение A , то фундаментальная теорема факторного анализа [1] дает (предполагается без ограничения общности, что факторы некоррелированы) $R^+ = AA^T$, где R^+ — матрица коэффициентов корреляции, соответствующая модели (1), диагональные элементы которой уменьшены на величину связанной с характерными факторами компоненты дисперсии. Таким образом, задача сводится к наилучшему приближению выборочной корреляционной матрицы R модельной матрицей R^+ . В зависимости от используемого критерия оптимальности аппроксимации говорят о различных методах ФА — методе главных факторов, методе максимального правдоподобия, методе наименьших остатков. В настоящей работе применен метод главных факторов (МГФ), использующий на начальном этапе метод главных компонент (МГК), основанный на поиске собственных векторов выборочной корреляционной матрицы [1].

Вычислительные процедуры МГФ, однозначно определяя пространство факторов, дают неоднозначное решение (с точностью до ортогонального преобразования) для факторных нагрузок.

Выбор единственного факторного решения осуществ-

вляется путем ортогонального преобразования осей (вращения) таким образом, чтобы обеспечить наиболее простую интерпретацию результирующих факторных нагрузок в терминах измеряемых параметров.

Такое вращение может осуществляться с использованием различных критериев. Обработка модельных данных, проведенная в настоящей работе, показала, что наилучшим, с точки зрения интерпретации факторных нагрузок, для задачи мониторинга нормы является классический алгоритм ортогонального вращения VARIMAX, реализующий принцип Кэттелла — "каждому фактору должно соответствовать большое количество нулевых нагрузок" [2]. Таким образом, в работе ФА реализовывался по следующей схеме:



В настоящей работе при помощи имитационного моделирования исследованы свойства факторного решения задачи определения "реального" числа независимых структур в составе корреляционной матрицы, характеризующей поведение совокупности последовательных измерений значений n -мерного вектора наблюдений за некоторой "установкой" (сложной технической системой).

Моделирование получения информации о процессе (в реальной установке — получение вектора значений параметров) осуществлялось путем генерации стохастического процесса, наблюдаемого через n цифровых фильтров. Таким образом, выходы фильтров моделировали датчики, контролирующие процесс в установке.

Поскольку объект или систему можно рассматривать как элемент, определяющий связь между входными и выходными сигналами, представим его в виде линейного многополюсника первого рода (с прямыми перекрестными связями): $X(t) = F\{U(t)\}$, где $U(t)$ — стохастический входной процесс; $X(t)$ — n -мерный вектор выходных параметров; $F(\cdot)$ — векторный оператор связи.

В работе оператор $F(\cdot)$ представлял собой набор из n каскадных реализаций цифровых фильтров сложной конфигурации, пропускающих для i -го фильтра (аналог i -го датчика) всю информацию в диапазонах $(0, B)$ Гц и $(F_i - C, F_i + C)$ Гц и подавляющих информацию в диапазонах $(B, F_i - C)$ и $(F_i + C, F)$ Гц (рис. 1), причем $F_i, i = 1, \dots, n$, выбраны так, что $(F_i - C, F_i + C) \cap (F_j - C, F_j + C) = 0$ для $\forall i \neq j$.

Входной процесс $U(t)$ моделировался при помощи процесса авторегрессии (АР) 2-го порядка в соответствии с соотношениями:

$$U(t) = \sum_{i=1}^m G_i(t)Y_i(t);$$

$$Y_i(t) = C_{i1}Y_i(t-1) + C_{i2}Y_i(t-2) + \epsilon_i(t),$$

где $Y_i(t)$ — АР-процесс 2-го порядка; $\epsilon_i(t)$ — нормально распределенный случайный процесс $N(0,1)$; $M\{\epsilon_i, \epsilon_j\} = 0$ для $\forall i \neq j$, C_{i1} и C_{i2} — регулируемые параметры процесса, удовлетворяющие условию стационарности АР-процесса $Y_i(t)$, выбранные так, чтобы процесс $Y_i(t)$ имел псевдопериодический характер с частотой f_i (дисперсия временного ряда обусловлена в основном частотами, близкими к f_i Гц).

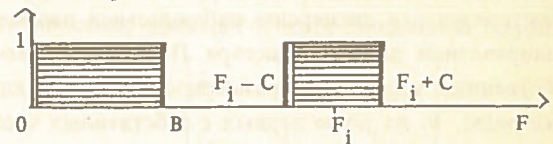


Рис. 1. Квадрат абсолютных значений передаточной функции фильтра (штриховкой показаны полосы пропускания фильтра)

Таким образом, спектральная плотность мощности процесса $U(t)$ в спектральном разложении имеет в нашем случае форму с m четко выраженными пиками с варьируемой высотой на соответствующих частотах f_i Гц, $i = \overline{1, m}$. Возникновение аномалии моделировалось изменением высоты одного или нескольких пиков спектральной плотности мощности источника.

Пример факторного описания поведения модельной реализации. Цель проведения имитационных экспериментов в настоящей работе — выяснение возможности осуществлять мониторинг нормы сложной системы через контроль связности корреляционной матрицы ее параметров.

Модельный эксперимент проводился следующим образом. На вход совокупности датчиков (в данном случае их было 7) поступал случайный процесс, имевший три особенности — пики спектральной плотности мощности на частотах 3, 10 и 15 Гц с варьируемой амплитудой.

На рис. 2 представлены автоспектры источника, оцененные по массиву из 200 точек реализации для трех раз-

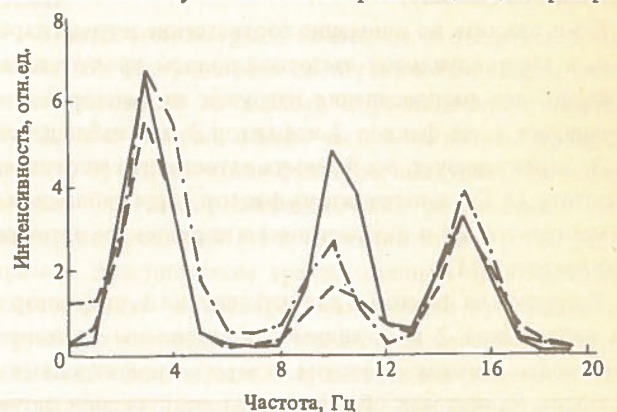


Рис. 2. Автоспектр источника для наблюдений 1 (сплошная линия), 2 (штрихпунктирная линия), 3 (пунктирная линия)

личных моментов начала наблюдения: $t_1 = 1,25$ с (набл. 1), $t_2 = 5$ с (набл. 2) и $t_3 = 6,25$ с (набл. 3) ($\Delta t = 0,0125$ с).

Сигнал источника регистрировался набором из 7 датчиков-фильтров с общей полосой пропускания $[0; 5]$ Гц и индивидуальными полосами пропускания шириной 1,5 Гц с центрами соответственно в 6, 8, 10, 12, 14, 16 и 18 Гц.

По отрезкам реализации этого наблюдаемого процесса строились корреляционные матрицы, которые подвергались факторному анализу. Несколько первых главных факторов рассматривались как общие факторы, т.е. физические процессы, определяющие совместное поведение контролируемых параметров. Каждому общему фактору соответствует собственное число корреляционной матрицы, характеризующее дисперсию наблюдаемых параметров в направлении данного фактора. Поскольку сумма всех собственных чисел равна размерности n корреляционной матрицы, то на долю первых r собственных чисел ($r < n$) падает r/n доля полной дисперсии корреляционной матрицы. Следовательно, ограничившись наперед заданной величиной доли, достаточной для удовлетворительной аппроксимации наблюдаемой корреляционной матрицы, можно определить количество собственных чисел, объясняющих эту долю, а значит, и число общих факторов, включаемых в модель.

Очевидно, при одном характере связей корреляционной матрицы количество собственных чисел, определяющих, например, 90% дисперсии, будет одно, а при другом — другое. Цель экспериментирования — убедиться в том, что эффект имеет место, а также получить численные оценки значимости этих эффектов.

В качестве достаточных приближений корреляционных матриц, вычисленных по массивам из 200 точек, выбраны модели с тремя общими факторами. После ортогонального VARIMAX-вращения получены (7×3) матрицы A_1, A_2, A_3 VARIMAX-нагрузок. На рис. 3 приведены зависимости масштабированных для удобного сравнения нагрузок на 1-й, 2-й и 3-й факторы от номера параметра-датчика (строки умножены на среднеквадратическое отклонение соответствующего параметра и столбцы нормированы на единицу).

Если принять во внимание соответствие номера параметра и индивидуальной частотной полосы пропускания, то видно, что распределение нагрузок на фактор 1 для наблюдения 1, на фактор 2 и фактор 3 для наблюдений 2 и 3 характеризует особенность автоспектра источника на частоте 15 Гц, а нагрузки на фактор 3 для наблюдения 1 свидетельствуют о наличии пика в автоспектре источника на частоте 10 Гц.

Нагрузки на фактор 2 для наблюдения 1, на фактор 1 для наблюдений 2 и 3, видимо, обусловлены влиянием компоненты сигнала источника, ответственной за долю его дисперсии на частотах общей полосы пропускания датчиков-фильтров. Действительно, суммарная доля дисперсии сигнала источника, приходящаяся на этот частотный интервал, повысилась с 42% для наблюдения 1 до 51% для

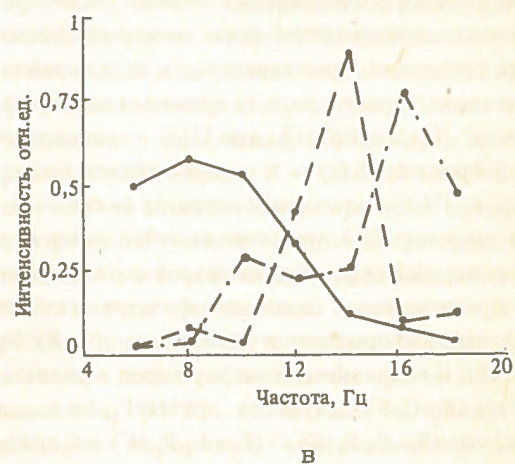
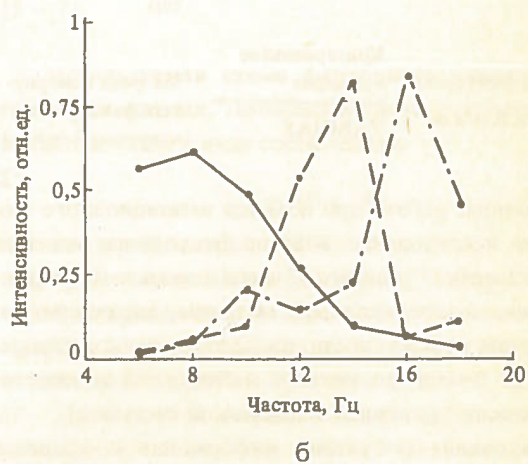
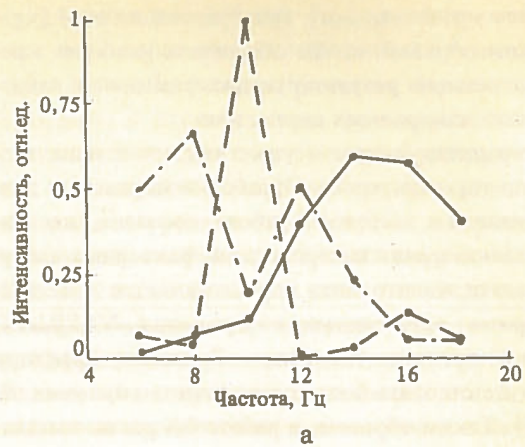


Рис. 3. Масштабированные факторные VARIMAX-нагрузки для наблюдений 1 (а), 2 (б), 3 (в) на 1-й фактор (сплошная линия), 2-й фактор (штрихпунктирная линия), 3-й фактор (пунктирная линия)

наблюдений 2 и 3 и фактор 2 для наблюдения 1 стал первым по вкладу в дисперсию наблюдаемых параметров для наблюдений 2 и 3.

Амплитуды автоспектра источника на частотах 14 – 16 Гц находятся в пределах статистического разброса ($\epsilon_0 = 0,45$) и видно, что фактор, обусловленный этой особенностью источника, присутствует в каждом наблюдении.

Высота пика на 10 Гц снизилась для наблюдений 2 и 3 по сравнению с наблюдением 1 примерно в 2 раза, став меньше высоты пика, находящегося на 15 Гц. Следствием этого является отсутствие в матрицах факторных нагрузок A_2 и A_3 столбца, аналогичного столбцу 3 в A_1 .

Из сопоставления автоспектров источника видно, что по характеру распределения дисперсии сигнала по частотам наблюдение 1 заметно отличается от "близких" наблюдений 2 и 3. Действительно, в линейном 20-мерном векторном пространстве (исходном пространстве наблюдений 20 дискретных частот) угол между векторами-автоспектрами наблюдения 1 и наблюдения 2 составляет 24° , тогда как угол между автоспектрами похожих наблюдений 2 и 3 оценивается в 12° . Соответственно близки и "факторные портреты" – форма распределения факторных нагрузок – наблюдений 2 и 3: максимальный угол между аналогичными столбцами факторных нагрузок равен 9° , в то время как минимальный угол между соответствующими факторными нагрузками наблюдений 1 и 2 равен 24° .

Из приведенного анализа видно, что качественные отличия в форме "факторных портретов" находят свое отражение в количественных характеристиках, что может позволить следящей системе выработать соответствующий сигнал при возникновении аномалии в сигнале источника.

Обсуждение результатов моделирования. Конечная интерпретация матрицы факторных нагрузок существенно зависит от выбранного числа общих факторов k (или, что то же, от объясняемой доли дисперсии корреляционной матрицы). Принятый в классическом факторном анализе достаточно формальный критерий Кайзера [2], построенный на предположении о том, что значимыми нужно считать только факторы, соответствующие собственным значениям, превышающим 1,0, получен в предположении нормальности распределения значений фактора около своего наиболее вероятного значения, что в наших условиях связей в сложной системе может не иметь места. Поэтому представляет интерес вопрос о выборе правил, на основе которых можно было бы сформировать более общий подход к определению числа значимых общих факторов.

Из проведенного моделирования следует, что в некотором смысле оптимальным может быть выбор такого k^* , при котором

$$1/n \sum_{i=1}^{k^*} \lambda_i \geq (1 + (n-1)r_{m,\alpha})/n,$$

где $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ – упорядоченные собственные значения корреляционной матрицы R ; $r_{m,\alpha}$ – доверительная граница для единичного значения коэффициента корреляции при числе степеней свободы $m = N-2$ (N – объем выборки) и уровне значимости α .

Можно привести следующие соображения в пользу такого выбора числа общих факторов. При линейной зависимости n выходных переменных от одного-единственного фактора все элементы корреляционной матрицы R должны быть единицами и только одно собственное значение отлично от нуля: $\lambda_1 = n$; $\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 0$.

Максимальное теоретически возможное искажение коэффициентов корреляции, вызываемое выборочной изменчивостью, приведет к корреляционной матрице вида

$$\hat{R} = \begin{Bmatrix} 1 & r_{m,\alpha} & \dots & r_{m,\alpha} \\ r_{m,\alpha} & 1 & \dots & r_{m,\alpha} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{m,\alpha} & \dots & \dots & 1 \end{Bmatrix}$$

с набором собственных значений вида

$$\lambda_1 = 1 + (n-1)r_{m,\alpha}; \lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 1 - r_{m,\alpha}.$$

Таким образом, суммарный уровень собственных значений в долях n , достаточный для адекватного факторного описания матрицы R и учитывающий выборочную изменчивость, можно описать как

$$F_{r_{m,\alpha}} = (1 + (n-1)r_{m,\alpha})/n.$$

Анализ модельной схемы и результаты вычислительных экспериментов показали, что наилучшим образом содержательной интерпретации поддаются факторные нагрузки, преобразованные с помощью стандартной VARIMAX-процедуры, при ограничении максимального собственного значения матрицы R . Таким образом, матрица B в (2) дает структуру распределения общей дисперсии источника $U(t)$ по характерным частотным полосам пропускания датчиков-фильтров моделирующей системы.

Знание этой матрицы позволяет отследить в процессе анализа распределение дисперсий и тем самым осуществить контроль за связями корреляционной матрицы.

Однако наличие общей частотной полосы пропускания $(0, B)$ Гц датчиков-фильтров выступает при определенных условиях (сосредоточение значительной доли дисперсии процесса $U(t)$ в частотной полосе $(0, B)$ Гц, например, при линейном тренде, дающем низкочастотную составляющую в спектре) как помеха при выявлении структуры распределения входной дисперсии с помощью VARIMAX-процедуры, т.к. существенной становится неортогональность сигналов датчиков. Это видно из следующего анализа.

Пусть $U(t) = p_0(t) + \sum_{i=1}^m p_i(t)$ – конечный ряд Фурье,

где $p_i(t) = \sum_{k_i=l_i}^{L_i} (a_{k_i} \cos 2\pi f_{k_i}^t + b_{k_i} \sin 2\pi f_{k_i}^t)$; ($f_i = k_i/N\Delta t$) — пучок составляющих разложения около гармоники f_i .

В силу ортогональности тригонометрических базисных функций имеем для дисперсии

$$\sigma_U^2 = \sigma_0^2 + \sum_{i=1}^m \sigma_i^2.$$

Сигнал j -го датчика-фильтра без ограничения общности можно записать как

$$\begin{aligned} X_j(t) &= p_0(t) + q_j(t); \\ q_j(t) &= \begin{cases} \tilde{p}_i(t), & \text{если } f_i \in (F_j - C, F_j + C), \\ 0 & \text{в противном случае (см. рис. 1),} \end{cases} \end{aligned}$$

где $\tilde{p}_i(t)$ — часть пучка составляющих около гармоники f_i .

Тогда коэффициенты корреляции j_1 -го и j_2 -го сигналов будут иметь вид

$$r_{j_1 j_2}(0) = \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{(\sigma_0^2 + \delta_{j_1}^2)(\sigma_0^2 + \delta_{j_2}^2)}} = \frac{1}{\sqrt{(1 + \delta_{j_1}^2/\sigma_0^2)(1 + \delta_{j_2}^2/\sigma_0^2)}}, \quad (3)$$

где $\delta_{j_1}, \delta_{j_2}$ — дисперсии компонент $p_{j_1}(t), p_{j_2}(t)$.

По этой схеме датчики контролируют не весь процесс $U(t)$, а набор его частотных фрагментов, пропускаемых фильтрами,

$$U_*(t) = p_0(t) + \sum_{i=1}^n \tilde{p}_i(t)$$

и матрица факторных нагрузок B отражает распределение дисперсии σ_*^2 по датчикам

$$\sigma_*^2 = \sigma_0^2 + \sum_{i=1}^n \delta_i^2. \quad (4)$$

Если σ_0^2 достаточно мало и укладывается в долю выборочной изменчивости, то нагрузки у каждого из k факторов (k — число $\tilde{p}_i(t) \neq 0$) указывают распределение σ_*^2 по n датчикам, что и наблюдалось в модельном эксперименте.

Это условие можно сформулировать в терминах собственных значений корреляционной матрицы R .

Утверждение 1. Имеет место грубая оценка сверху для отношения дисперсий $Q = \sigma_*^2/\sigma_0^2$:

$$Q < \frac{\lambda_1 - 1}{(n-1)(n+1-\lambda_1)},$$

где λ_1 — максимальное собственное значение матрицы R .

Действительно, при одной и той же величине Q и различных способах распределения остальной части σ_*^2 по датчикам меняются внедиагональные элементы R и соответственно величина λ_1 .

Минимально возможная величина λ_1 при фиксированном Q оказывается при равномерном распределении $\sigma_*^2 - \sigma_0^2$ по всем n датчикам: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = (\sigma_*^2 - \sigma_0^2)/n$. В этом случае $r_{ij}(0) = r, \forall i$ и j , где

$$r = 1/(1 + \frac{\sigma_*^2 - \sigma_0^2}{n\sigma_0^2}) = \frac{n\sigma_0^2}{\sigma_*^2 + (n-1)\sigma_0^2} = \frac{nQ}{1 + (n-1)Q}$$

и, таким образом,

$$1 + (n-1) \frac{nQ}{1 + (n-1)Q} < \lambda_1.$$

Отсюда $Q < (\lambda_1 - 1)/(n-1)(n+1-\lambda_1)$ и утверждение 1 доказано.

Пусть d — доля выборочной изменчивости (можно взять $d = 1 - F_{r_{m,\alpha}}$), тогда при $Q < \lambda_1/(n-1)(n+1-\lambda_1) < d$ вращение VARIMAX дает факторные нагрузки соответствующие распределению (4), т.е. классическая VARIMAX-процедура позволяет интерпретировать факторные нагрузки, если

$$\lambda_1 < \frac{1 + (n-1)(n+1)d}{1 + (n-1)d} = \lambda_v.$$

В противном случае ($\lambda_1 > \lambda_v$) существенным становится фактор процесса $p_0(t)$, одинаковый для всех датчиков, и в матрице B — повернутых факторных нагрузок — появляется маскирующий столбец j_0 , забирающий на себя соответствующую долю объясняемой дисперсии и приводящий к исчезновению (маскировке) при фиксированном числе общих факторов других столбцов, описывающих распределение вне полосы общей чувствительности параметров и становящихся несущественными по вкладу в объясняемую дисперсию наблюдений.

Таким образом, обработка имитированных данных позволяет говорить о существовании устойчивого соответствия между изменением поведения входного процесса-источника и сменой "факторного портрета" (т.е. структуры модели), получаемого через регистрирующую систему. Можно ввести меру близости факторных описаний последовательных массивов измерений, как это сделано в предыдущем разделе, а можно попытаться принимать решение на основе возможности или невозможности конфакторного вращения для двух различных выборок. В основе принципа конфакторного вращения [2] лежит предположение о том, что фактор, проявляющийся в одной выборке, должен проявиться и в другой, хотя дисперсия наблюдений первой выборки может отличаться от дисперсии наблюдений второй выборки, если этот фактор связан с некоторой объективной реальностью. Тогда, если возможно найти такие повороты обоих решений, что нагрузки некоторого фактора первого решения окажутся пропорциональными нагрузкам некоторого фактора второго решения, можно заключить, что в обоих случаях наблюдается одно и то же воздействие.

Условие пропорциональности в матричных обозначениях имеет вид

$$A_1 \times T_1 = A_2 \times T_2 \times D, \quad (5)$$

где T_1 и T_2 — ортогональные матрицы преобразования факторных осей; D — диагональная матрица, выражаю-

щая пропорциональность дисперсий факторов первой и второй выборок.

Если вернуться к данным предыдущего раздела, то решение матричного уравнения (5) для наблюдений 1 и 2 дает вырожденную матрицу D^2 , так как в наблюдении 2 нет аналога фактору 3 из наблюдения 1 (пропорциональность отсутствует), а матрица D^2 для похожих наблюдений 2 и 3 близка к единичной (т.е. пропорциональность имеет место).

Приведенный анализ затрагивает только самые общие проблемы, связанные с решением задач диагностики и, в частности, мониторинга нормы сложной технической системы. Одной из весьма серьезных задач является в более общем случае деятельность по автоматизации процедур определения симптомов аномалий через наблюдаемые параметры. При этом сложность ситуации заключается в том, что в общем случае у специалиста-диагноста нет уверенности в возможности компактного описания искомого симптома через наблюдаемые параметры, поскольку эксперты, формирующие априорное описание ожидаемой аномалии, как правило, описывают ее в терминах ненаблюдаемых величин типа: "...при этом ухудшатся условия теплообмена..." (собственно теплообмен не может быть измерен) или "...произойдет локальный перегрев оболочки тепловыделяющего элемента..." (температура в точке перегрева не может быть измерена) и т.п. В то же время на вход системы диагностирования будет поступать многомерный вектор измерения тех параметров, которые по одиночке слабо чувствуют симптоматический скрытый фактор аномалии (назовем так отмеченный выше симптом, понятный эксперту), однако в совместном изменении их величин сосредоточено значительное количество информации об аномалии. То есть, анализируя совместные изменения отдельных составляющих вектора измеряемых параметров, можно с большей уверенностью регистрировать возникновение аномалии.

За рубежом в настоящее время большое внимание уделяется поискам методов автоматизированного построения симптомов различных аномалий ядерных энергетических установок (см., например, [8]), при этом исследуются совершенно различные подходы — от анализа реальной размерности исследуемого вектора наблюдений до формального семантического анализа продукций, описывающих характеристики аномалий [9 — 11].

Применение факторного анализа как частного случая более общего подхода с использованием моделей латентной переменной, на наш взгляд, может лечь в основу наиболее простых (в силу предположений о линейности связей, отраженных в корреляционных матрицах), а значит, и в вычислительном отношении быстрых алгоритмов анализа сложных симптомов. Его применение долго сдерживалось из-за труднодоступности программ для ЭВМ, однако теперь, в связи с появлением необходимого обеспечения, положение должно заметно измениться.

Надо отметить, что применение факторного анализа

к техническим системам пока еще не нашло широкого применения в отечественной практике, на сегодня известна практически только книга Дубровского [5], остальные публикации касаются в основном нетехнических приложений. Одной из причин такого положения является, безусловно, сложность сбора многомерной информации об объекте исследований и значительные ее объемы. Использование факторного анализа в автоматизированных системах контроля ядерных энергетических установок привлекательно еще и потому, что здесь сбор данных ведется соответствующей АСУТП.

Однако в связи с отсутствием широкого опыта анализа эксплуатационных данных на нынешнем этапе развития приложений представляют интерес имитационные исследования свойств применяемого метода, поскольку аналитические методы анализа многомерных численных данных, возникающих в процессе работы сложной технической системы, оказываются труднообозримыми и зачастую малоэффективными из-за необходимости выдвигать априорные соображения о гипотетических свойствах сигналов, например о нормальности распределений или о независимости возмущений и т.п.

Приведенная попытка имитационного исследования свойств метода факторного анализа является начальным этапом работ и, безусловно, будет продолжена с целью дальнейшего развития принципов анализа диагностической информации.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Моделирование временной реализации стационарного случайного процесса с заданной структурой моментов второго порядка. Для получения временной реализации стационарного случайного процесса, имеющего заданную плотность спектра мощности, удобно использовать процесс авторегрессии (АР)

$$Y(t) = \sum_{r=1}^p a_r Y_{t-r} + l_t, \quad t = p+1, \dots,$$

где l_t — последовательность независимых и одинаково распределенных случайных величин.

Учитывая, что автокорреляционная функция стационарного АР-процесса состоит из совокупности затухающих экспонент и затухающих синусоид, можно, выбрав соответствующим образом параметры модели $a_r, r = \overline{1, p}$, подобрать АР-процесс не выше второго порядка, имеющий спектральную плотность в виде пика с заданной шириной и на заданной частоте.

Таким образом, описав требуемую плотность спектра мощности искомого процесса набором пиковых частот $F_i, i = \overline{1, m}$, соответствующей ширины пиков $2B_i, i = \overline{1, m}$, и их амплитуд $A_i, i = \overline{1, m}$, формируем временную последовательность в виде

$$Z(t) = \sum_{i=1}^m \sqrt{A_i} Y_i(t), \quad (1)$$

где $Y_i(t) = a_{1i}Y(t-1) + a_{2i}Y(t-2) + l_i(t)$ – процесс авторегрессии 2-го порядка, аппроксимирующий компоненту искомого процесса, дающую i -й пик в спектральной плотности. Здесь $l_i(t)$ должны быть некоррелированными последовательностями.

Выбор соответствующих параметров АР-процессов 2-го порядка. Пусть спектральная плотность $S_i(f)$ (f – частота) имеет форму пика на частоте F_i с шириной $2B_i$, т.е. $S_i(F_i \pm B_i) = (1/2)S(F_i)$. Найдем параметры процесса $Y_t = a_1Y_{t-1} + a_2Y_{t-2} + l_t$ с близким спектральным представлением.

Учитывая условие стационарности и требование псевдопериодического поведения временного ряда [6] (что дает существование пика в спектре), имеем следующие ограничения на параметры:

$$\left. \begin{aligned} |a_1| < 2, \\ -1 < a_2 \leq a_1^2/4. \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

Теоретическая спектральная плотность АР-процесса 2-го порядка описывается функцией

$$P(f) = \frac{\sigma_l^2}{|1 - a_1 \exp(-i2\pi f \Delta t) - a_2 \exp(-i4\pi f \Delta t)|^2} = \frac{\sigma_l^2}{1 + a_1^2 + a_2^2 - 2a_1(1 - a_2)\cos 2\pi f \Delta t - 2a_2 \cos 4\pi f \Delta t},$$

$$0 \leq f \leq \frac{1}{2\Delta t},$$

где $\sigma_l^2 = E[l_t^2]$.

Максимум $P(f)$ расположен в точке f_M :

$$\cos 2\pi f_M \Delta t = -\frac{|a_1|(1 - a_2)}{4a_2}.$$

Отсюда имеем первое уравнение относительно параметров a_1 и a_2 :

$$-\frac{|a_1|(1 - a_2)}{4a_2} = \cos 2\pi F_1 \Delta t = C. \quad (3)$$

Точки f_h , в которых значение $P(f)$ равно половине максимальной величины $P(f_M)$, определяются из уравнения

$$\cos 2\pi f_h \Delta t = C \mp \frac{1 + a_2}{4a_2} \sqrt{-(a_1^2 + 4a_2)}.$$

Видно, что форма пика не будет симметрична относительно прямой $f = f_M$.

Второе уравнение относительно параметров a_1 и a_2 , задаваемое значением ширины пика, имеет вид

$$C - \frac{1 + a_2}{4a_2} \sqrt{-(a_1^2 + 4a_2)} = \cos 2\pi(F_1 - B_1)\Delta t = D$$

ИЛИ

$$-\frac{1 + a_2}{4a_2} \sqrt{-(a_1^2 + 4a_2)} = D - C. \quad (4)$$

Решая совместно уравнения (3) и (4) и учитывая ограничения (2), имеем

$$a_1 = -\frac{4a_2}{1 - a_2} C, \quad a_2 = 1 + 2V + 2\sqrt{V(V+1)},$$

где

$$V = -(1/2)\{1 + C^2 + (D - C)^2 + \sqrt{[1 + C^2 + (D - C)^2]^2 - 4C^2}\}.$$

Таким образом, указание пиковой частоты F_i ($C = \cos 2\pi F_i \Delta t$) и ширины пика $2B_i$ ($D = \cos 2\pi(F_i - B_i)\Delta t$) однозначно определяет параметры нужного АР-процесса 2-го порядка. Величины A_i^* , $i = 1, \dots, m$, в формуле (1) теперь можно определить:

$$A_i^* = \frac{A_i}{P_i(f_{M_i})}.$$

Описанный метод реализован программно на языке ФОРТРАН-IV (программа CASE). Структурно программа состоит из набора блоков:



Входные данные:

NTIM – необходимая длина временного ряда;

T – временной интервал (Δt);

M – число пиков в спектре ($M \leq 10$);

BW = B_i – половина ширины пика;

FC = F_i – пиковая частота;

IY – целое число, входной параметр для подпрограммы генератора равномерно-распределенной случайной последовательности (URAND).

Все входные параметры вводятся с дисплея в диалоговом режиме.

На выходе формируется файл, содержащий набор последовательных значений временного ряда. Используемая стандартная подпрограмма URAND генерирует равномерно распределенную на интервале [0,1] последовательность вещественных чисел [2].

Список литературы

1. Харман Г. Современный факторный анализ. — М.: Мир, 1972.
2. Статистические методы для ЭВМ/Под ред. К. Энслейна. — М.: Мир, 1986.
3. Айвазян С.А. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности. — М.: Наука, 1989.
4. Браверман И.М., Мучник И.Б. Структурные методы обработки эмпирических данных. — М.: Наука, 1983.
5. Дубровский С.А. Прикладной многомерный статистический анализ. — М.: Статистика, 1982.
6. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. — М.: Мир, 1974.
7. Аджи У.С., Тернер Р.Х. Применение методов помехоустойчивого оценивания в анализе данных о траекториях движения//Устойчивые методы оценки данных. М., Машиностроение, 1984. С. 35 — 42.
8. Ohga Yukiharu, Utena Shunsuke. An event oriented method for determining operation guides under emergency conditions in boiling water reactor//Nuclear Technology. Mar. 1984. Vol. 64. P. 229.
9. Long A.B. Computerised operator decision aids//Nuclear Safety. 1984. Vol. 25, № 4. P. 52.
10. Lin Chaung et al. Power signal validation for research reactor//Nuclear Technology. 1986. Vol. 81, № 1. P. 321.
11. Murata F., Kato K., Hasimoto S. Development of BWR computerised operator support system for emergency conditions//Operator Safety of Nuclear Power Plants: Proceedings of a symposium. Marseilles, 2 — 6 May, 1983. VIENNA: IAEA, 1984. Vol. 2. P. 415.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 3 — 11.

УДК 62-192.002.5

ПРОБЛЕМЫ ДИАГНОСТИКИ ЯЭУ КАК СЛОЖНОЙ СИСТЕМЫ

В.М. Куприянов, И.Н. Макарова

Предлагается рассматривать диагностирование ЯЭУ как процесс информационного сопровождения функционирования сложной человеко-машинной технической системы и предпринимается попытка определить задачи системы оперативного диагностирования и цели построения базовой диагностики.

DIAGNOSTICS PROBLEMS CONCERNING NUCLEAR POWER PLANT AS A COMPLEX SYSTEM. V.M. KUPRIYANOV, I.N. MAKAROVA. Attempts are shown to consider the nuclear power plant diagnostics as a process of informational accompanying the operation of a complex man-computer technological system as well as to formulate the problems as to effective diagnostics system and the fundamental diagnostics development goals.

ЯЭУ как сложная система. Задача диагностирования ЯЭУ обладает рядом особенностей по сравнению с аналогичными задачами диагностирования других технических систем. Подавляющее большинство этих особенностей связано с тем, что объект диагностирования является сложной технической системой. В данном случае термин "сложная" употреблен в смысле, предложенном И.Пригожиным: "Сложная система — это такая система, поведение которой может быть для нас неожиданным. Или, другими словами, для сложной системы у нас в данный момент нет полностью адекватной модели".

Это положение применительно к ЯЭУ весьма принципиально, и потому рассмотрим его более подробно.

1. Отсутствие адекватной модели делает невозможным полную автоматизацию процесса управления и, следовательно, требует наличия человека-оператора в контуре управления установкой (конечно, это не значит, что нет ни одной ЯЭУ, для которой существовала бы адекватная модель, однако, как правило, это очень хорошо изученные системы весьма специального типа, например энергоустановки в космических аппаратах).

2. Поскольку на этапе проектирования ЯЭУ все ее подсистемы рассчитаны и нарисованы, проект ЯЭУ не является проектом сложной системы, следовательно, сложность, как результат перехода количества в качество, возникает на этапе изготовления установки и ее эксплуатации, и потому проект ЯЭУ не является адекватной моделью действующей установки.

3. Диагностирование — это всегда анализ данных, возникающих при функционировании установки, следовательно, диагностическая деятельность должна учитывать процесс эксплуатации конкретной установки и его историю, учитывать индивидуальные особенности, что создает определенные сложности при разработке типовых систем диагностирования, а также предъявляет специфические требования к архивизации данных об эксплуатации.

4. Поскольку в контуре управления подавляющего большинства ЯЭУ задействован человек-оператор, процесс диагностирования установки должен учитывать его как часть системы.

Рассмотрим более подробно эти положения примени-

тельно к общеизвестной терминологии задач технического диагностирования и попытаемся определить то новое, что при этом может возникнуть.

Термин "диагностирование", несмотря на существующие строгие определения [1], используется в технической литературе в различных контекстах.

Диагностирование — это исследовательская деятельность, направленная на то, чтобы по внешним проявлениям определить внутренние свойства явления или процесса (например, "диагностика процесса старения металла", "диагностика плазмы" и т.п.).

Диагностика — это специфический процесс управления, целью которого является определение технического состояния объекта [2].

Диагностирование — деятельность по определению остаточного ресурса оборудования или прогноз характеристик работоспособности на заданное время (например, диагностика подшипников насоса).

ГОСТ 20911-75 "Техническая диагностика" процесс определения технического состояния объекта называет диагностированием.

Эти определения приведены здесь для того, чтобы подчеркнуть важный для дальнейшего изложения момент: диагностирование — это не обязательно поиск неисправностей, но обязательно — процесс определения состояния.

Существенной особенностью ЯЭУ как объекта диагностирования является наличие как дискретных, так и непрерывных параметров, характеризующих рабочее состояние, многорежимность и наличие продолжительной (до многих суток) памяти на процесс управления (в терминологии [2]), что и определяет основную специфику разработки подходов к созданию систем диагностирования. С этой точки зрения предложенное П.П. Пархоменко ([2], с.8) выделение задач диагностирования из общей задачи определения технического состояния в задачу определения *текущего* технического состояния (в отличие от *генетики* — определения истории развития состояния и *прогностики* — прогноза развития состояния), удобное для дискретных систем, нам кажется излишне суженным.

Классификация возможных типов систем диагностирования. Существующая теория автоматизации сложных технологических процессов [3] предписывает проводить функциональную структуризацию разрабатываемой системы на всех этапах процесса ее создания с целью упрощения структур и тем самым обеспечения возможности синтеза системы, оптимальной по целям.

Нам представляется важным провести некоторое детерминирование целей и средств, в соответствии с которыми можно было бы провести классификацию возможных систем диагностирования по их ориентированности на вид диагностируемого объекта и вид потребителя результатов диагностирования (по "входу-выходу").

Сформулируем положения, которые, на наш взгляд,

целесообразно использовать как ключевые в процессе структуризации.

Первый этап классификации — по типу диагностируемой системы (дискретная — непрерывная), второй — по потребителю результата (исследователь — человек-оператор). Дихотомичность здесь выбрана намеренно с целью выделить наиболее общие типы, причем под исследователем понимается специалист, не участвующий непосредственно в текущем управлении диагностируемой установкой. Из приведенной на рис. 1 классификации можно

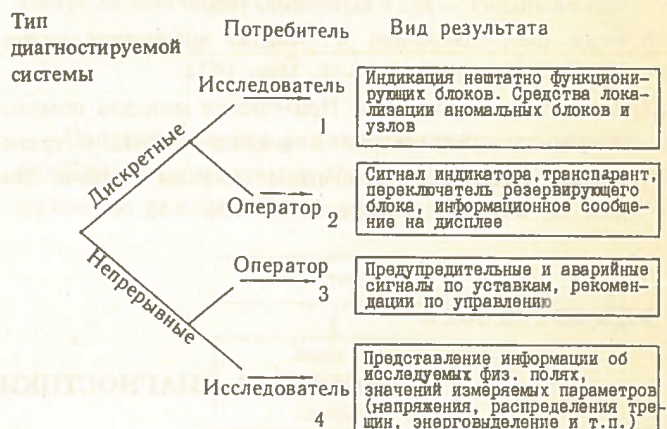


Рис. 1. Классификация систем диагностирования по "входам-выходам"

увидеть, что собственно диагноз существует не во всех случаях решения задач диагностирования как дискретных, так и непрерывных систем. В половине их, когда информация предназначена не для использования в процессе собственно управления, а помогает исследователю принять решение о техническом состоянии диагностируемой системы (т.е. в процессе эксплуатации), решается только задача контроля, зачастую весьма сложная (см. 1 и 4 на рис. 1). Именно об автоматизированном диагностировании имеет смысл говорить только в том случае, когда автоматизированная система формулирует диагноз самостоятельно, на основе имеющихся в ней правил или знаний в той или иной форме.

Следовательно, в соответствии с приведенной классификацией имеет смысл говорить о четырех (по меньшей мере) довольно различающихся в реализации возможных типах диагностической деятельности на ЯЭУ. Часть такой деятельности уже сейчас поддерживается существующими подсистемами автоматики и контроля, другая часть требует отдельной, более изощренной по алгоритмам ("интеллектуализированной") обработки информации и оборудованию поддержки. Одной из форм такой "высокоинтеллектуальной" поддержки оказываются системы — советчики оператора [4, 5].

К настоящему времени сформировался определенный облик советчика оператора, который обычно состоит из

подсистем взаимодействия с АСУТП, контроля достоверности поступающей информации, отображения текущей информации оператору, базы априорных данных, алгоритмов анализа данных и алгоритмов принятия решений, а также подсистемы архивизации обрабатываемых данных с целью их дальнейшего анализа более мощными средствами. Необходимость сосредоточения перечисленных выше функций в рамках одной системы — советчика оператора — вытекает из анализа деятельности оператора [6, 7], поэтому автоматизированные системы поддержки деятельности оператора получили также название систем оперативного диагностирования, что отражает факт присутствия процесса определения технического состояния (диагностирования) на каждом этапе взаимодействия оператора с ЯЭУ.

В СССР в опытной эксплуатации функционирует ряд советчиков оператора, в частности на первом блоке Игналинской и на Калининской АЭС. Диагностирование ведется на основании логических моделей, составляемых технологами [8], или по сформированным экспертами характерным признакам аномалий на основании расчетных и экспериментальных данных [9].

Место задач диагностирования в цикле жизни ЯЭУ. В теории технических систем [10] определено понятие цикла жизни системы — процесса, начинающегося с разработки и заканчивающегося анализом опыта эксплуатации поколения изделий. Представляет интерес попытка определить место задач диагностики в структурах цикла жизни. С этой точки зрения рассмотрим схему информационных потоков, сопровождающих различные этапы цикла жизни (рис. 2).

Представление цикла жизни системы в таком виде (несколько отличном от традиционных этапов по ГОСТу) потребовалось нам для того, чтобы выделить наиболее существенные, на наш взгляд, информационные связи (в отличие от организационных в традиционном представлении). Основные информационные потоки (на рис. 2 слева направо) иллюстрируют передачу информации в естественном прямом направлении, обратные связи иллюстрируют использование информации, возникающей на

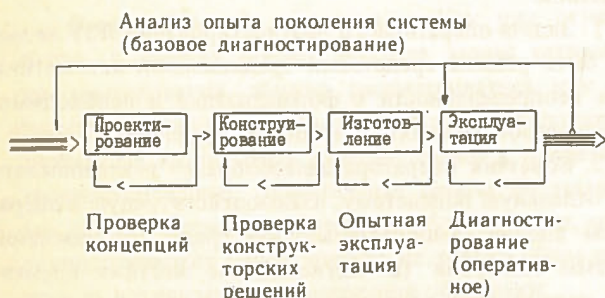


Рис. 2. Информационные связи цикла жизни сложной технической системы

конкретном этапе или во всем цикле. Эти связи обеспечивают коррекцию и адаптацию структур этапов для повышения устойчивости жизни системы (очевидно, что при правильной организации эти связи являются отрицательными в терминах теории автоматического регулирования).

Обратим внимание на обратную связь этапа эксплуатации. Именно она, по мнению авторов, и представляет собой оперативную диагностическую деятельность, поскольку основные методы диагностирования сложных технических систем построены на использовании данных, возникающих в процессе эксплуатации (текущие наблюдения) для определения технического состояния объекта с целью оптимизации процесса эксплуатации.

Диагностическую деятельность при анализе опыта эксплуатации поколения систем в отрыве от текущего управления назовем базовой, имея в виду как фундаментальность этой деятельности, так и необходимость наличия специальных средств и специалистов для ее осуществления (базы). Конечно, это не означает, что задачи диагностирования имеют дело только с эксплуатационной (анаприорной) информацией. Математические модели, построенные на знании физических законов, лежащих в основе функционирования системы, расчетные и конструкторские данные и т.п. безусловно составляют значительную априорную долю информации, однако чем сложнее система (т.е. чем менее адекватно наши знания ее представляют) и чем индивидуальнее история ее эксплуатации (это характерно для сложных технических систем), тем большую долю в диагностической деятельности будут составлять "обратные" (в математическом смысле) задачи, т.е. такие задачи, в которых по значениям различных последствий восстанавливаются причины, эти последствия вызвавшие (задачи генезиса по терминологии П.П. Пархоменко (см. [2], с. 8).

Все сказанное выше в полной мере относится к ЯЭУ как к сложной системе и особенно собственно к паропроизводящей установке (ППУ) — от реактора до турбины как к энергетически наиболее напряженной подсистеме.

Очевидно, объемы информации, возникающей в процессе эксплуатации ЯЭУ, настолько велики, что только лишь средствами оперативного диагностирования ППУ невозможно решить все проблемы ее информационной поддержки.

Кроме того, и организационно, как отмечалось выше, диагностическая деятельность не замыкается только на этапе управления установкой. Существует работа по определению технического состояния узлов во время планово-предупредительных ремонтов, текущих ремонтов оборудования, выведенного в резерв, и т.д. Поэтому, на наш взгляд, целесообразно разделить автоматизированную поддержку диагностирования на два информационно-организационных контура — оперативный, с использованием развитого советчика оператора, и базовый, для

чего необходимо организовывать дополнительные работы на специально созданной для этих целей информационной базовой системе. Причем базовая система должна концентрировать в себе совокупность информации об эксплуатации различных однотипных установок, поэтому географически она не обязательно должна располагаться вблизи ЯЭУ, более того, наиболее целесообразным является ее размещение у научного руководителя проекта ЯЭУ или главного конструктора, поскольку аналитическая деятельность по выяснению причин аномалий и т.п. наиболее квалифицированно может быть реализована именно там.

Основной вывод, который хотелось бы сделать из этого раздела, — это вывод о том, что, рассматривая задачу диагностирования такой сложной технической системы, как ядерная энергетическая установка, мы неизбежно приходим к пониманию необходимости создания для ее решения двух информационно связанных подсистем — системы оперативного диагностирования (советчика оператора) и более мощной системы поддержки эксплуатации (базовой системы).

Оперативная диагностика как задача человеко-машинной системы. Деятельность оператора по управлению ЯЭУ в настоящее время интенсивно исследуется в различных аспектах как у нас в стране, так и за рубежом [11, 12]. Тем не менее вопросы, возникающие при рассмотрении оператора как элемента контура диагностирования (определения технического состояния ЯЭУ) (см. рис. 2) на сегодняшний день пока еще недостаточно выяснены. Широкий спектр систем поддержки оператора, реализованный на различных ЯЭУ с использованием различных ЭВМ и средств отображения, иллюстрирует разнообразие функций оператора, которые разработчики стараются поддержать автоматизированными средствами.

Одним из наиболее сложных вопросов является разделение функций между средствами автоматики в управлении установкой и советчиком оператора. Очевидно, любая предупредительная сигнализация выполняет функцию диагностирования: определяет техническое состояние, однако в самом простейшем случае в расчет принимается значение только одного параметра, по которому фиксирована уставка, в более сложном — комбинация текущих значений нескольких параметров.

Советчик оператора должен дополнить автоматику, не дублируя функций системы контроля. При этом следует иметь в виду, что, несмотря на непрерывно возрастающую надежность средств вычислительной техники, включение ее в последовательный контур управления ядерноопасной установки пока еще не представляется возможным из-за ограниченности ресурса наработки на отказ, хотя в отдельных случаях на непродолжительное время такие попытки имели место.

Здесь же необходимо отметить, что далеко не все используемые оператором процедуры диагностирования удается формализовать настолько, что принятие

решения окажется возможным без критического анализа человеком-оператором.

Кроме того, вернувшись к тезису П.П. Пархоменко о том, что в результате диагностирования определяется текущее техническое состояние, заметим, что средствами традиционной автоматики технически довольно сложно обеспечить возможность запоминания истории развития событий во времени, особенно если событие проявляет себя в изменении нескольких параметров, а необходимое время запоминания превышает несколько минут. Но именно постепенные изменения параметров, приводящие впоследствии к развитию аномалии, наиболее интересны с точки зрения раннего предупреждения о грозящей опасности и потому должны анализироваться советчиком оператора.

В связи с этим было бы целесообразным рассмотреть пути разграничения функций между традиционными средствами автоматики и компьютеризованными средствами поддержки деятельности оператора (термин "компьютеризованный" вместо "автоматический" в дальнейшем контексте использован намеренно, для того чтобы исключить путаницу в названиях уровней автоматизации).

Рассмотрим принципы, которые, на наш взгляд, дают возможность классифицировать технические средства автоматизации по задачам, возникающим при поддержке деятельности оператора, учитывая, что необходимость автоматизации задачи диагностирования в настоящее время не вызывает сомнений [13]. По нашему мнению, в основу классификации необходимо положить три принципиальных вопроса.

1. Предполагается ли анализировать развитие событий во времени (т.е. обладает ли диагностируемая система памятью)?

2. Полностью ли формализован процесс принятия решения при управлении?

3. Заканчивается ли задача автоматической выдачей диагноза или последний шаг должен доделать человек?

Ответ "да" или "нет" на эти вопросы и позволит определить характер необходимых технических средств (рис. 3).

Из предлагаемой классификации явно вытекают три следствия.

1. Задача оперативного диагностирования ЯЭУ не может быть решена средствами традиционной автоматики из-за неопределенности в формализации и необходимости использовать память о процессе управления.

2. Советчик оператора целесообразно реализовывать как отдельную подсистему, взаимодействующую с оператором вполне самостоятельно вне среды традиционной системы контроля (в частности, вне жестких временных ограничений реального времени), но, безусловно, в тесной информационной связи.

3. Реальная сложность ППУ как объекта диагностирования принципиально не дает возможности построить стандартную, пригодную для любой установки априорно

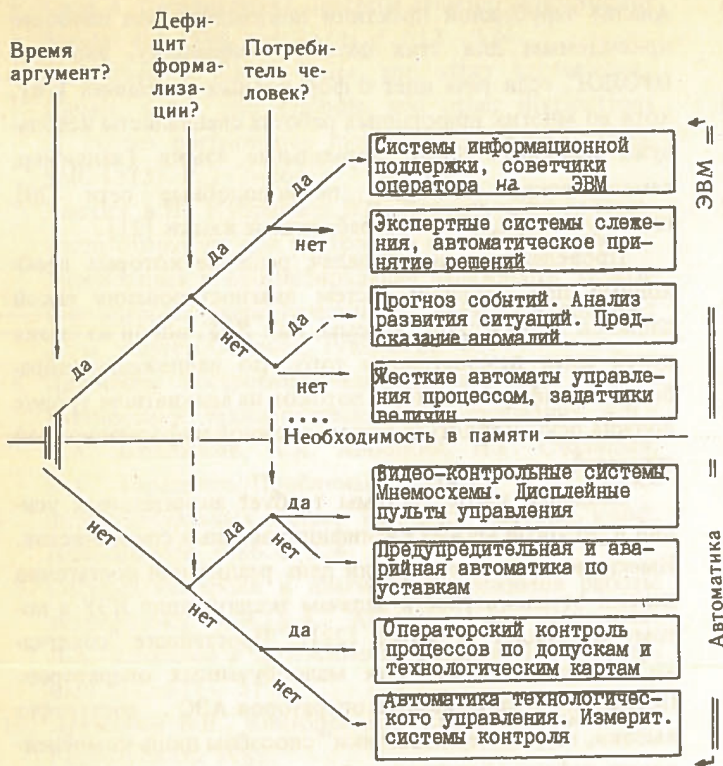


Рис. 3. Классификация средств поддержки оператора

завершенную диагностическую систему. Любая такая система после монтажа на конкретной установке должна быть специально обучена на реальных эксплуатационных данных и только после накопления ею необходимой пороговой информации от системы диагностирования можно ожидать полезной деятельности. В связи с этим в архитектуре системы должна быть изначально заложена возможность адаптации к конкретным условиям и реализованы принципы, позволяющие накапливать необходимую для дальнейшей работы информацию.

Обработка обсуждаемых принципов производилась на специально разработанном программном макете системы оперативного диагностирования. [14]. В настоящее время они проверяются в практической реализации на исследовательском тепловом стенде [15].

Задачи базовой диагностики. Как уже отмечалось выше, в рамках общего подхода задача технического диагностирования должна рассматриваться как задача информационного сопровождения этапа эксплуатации и потому не может быть сведена только к оперативному диагностированию. Значительная работа по техническому диагностированию состояния оборудования, металла, технологических узлов требует не только сбора данных, но и их архивизации и изощренной обработки.

Компьютеризованные архивы позволят не только обеспечить собранными данными процесс анализа состояния, но и позволят разрабатывать на их основе новые алгоритмы диагностирования, которые имеют смысл

включать в непрерывно расширяемое программное обеспечение систем оперативного диагностирования или переносить в схемные решения автоматики.

Похожая идея создания экспериментального полигона была предложена в работе [9]. На наш взгляд, как отмечалось выше, ее следовало бы расширить до понятия базовой системы, имея в виду создание единой информационной системы на территории научного руководителя или главного конструктора ППУ, в рамках которой концентрировались бы эксплуатационные архивы всех однотипных установок, собирались бы сведения о характерных особенностях конкретной ЯЭУ, возникшие в процессе ее изготовления, и т.д.

В этой системе должны быть доступны различные модели установки, необходимые для прогноза развития основных характеристик блока на длительные промежутки времени, что позволит оптимизировать процесс эксплуатации поколения реакторов в целом (см. рис.2) и, если это необходимо, представить конструктору информацию об опыте эксплуатации.

В рамках базовой системы легче решались бы задачи определения фактической надежности различных узлов оборудования, поскольку отсутствие в настоящее время таких данных по ряду агрегатов, особенно для различных специализированных установок, создает известные трудности в разработке алгоритмов.

С учетом приведенной на рис. 3 классификации функционирование алгоритмов базовой системы следует классифицировать как деятельность, не заканчивающуюся, как правило, окончательным диагнозом, т.е., строго говоря, считать часть их алгоритмами анализа, а не диагностирования.

Задачи диагностирования и безопасность эксплуатации. Нынешний уровень реализации систем диагностирования показывает, что основной интерес к ним проявляется у исследователей, а не у службы эксплуатации. Это понятно, поскольку реально функционирующих как часть системы управления установкой систем пока еще почти нет. Экспериментальным образцам надо еще подтвердить свою работоспособность. Однако такое положение дел, на наш взгляд, несколько деформирует создаваемый облик новой системы в сторону познавательных функций по сравнению с функцией диагностирования. Особенно это касается уже реализуемых в настоящее время систем оперативного диагностирования. Такая деформация определяется тем, что эксплуатация пока не может сформулировать в явном виде список ранжированных потребностей в функциях диагностирования и вместо нее это делает разработчик, а у него — свои интересы.

В этих условиях первоочередной задачей становится целенаправленное формирование облика системы диагностирования и соотнесение его в первую очередь с задачей повышения безопасности эксплуатации. Несмотря на очевидность этого утверждения, на практике его реали-

зация встречает значительные трудности, поскольку в явном виде ранжированного перечня функций безопасности, которые необходимо было бы поддержать автоматизированными средствами в виде, доступном для специалистов по диагностированию, пока еще нет.

За рубежом подобная работа была проделана вскоре после аварии на "Три майл айленд" [16], и хотя в процессе реализации систем оперативного диагностирования разработчики руководствовались не только упомянутой работой, общее направление работ существовало.

На основании научно определенных приоритетов, по-видимому, было бы целесообразно распределить между соисполнителями различные задачи с тем, чтобы наиболее полно и эффективно сформировать облик типовой системы. Представляется, что основой для дальнейшего обсуждения мог бы стать следующий минимальный список задач, расставленных по приоритетам.

1. Составление ранжированного перечня диагностируемых ситуаций в терминах уставочных значений показаний штатных датчиков и их комбинаций (т.е. описание наиболее явных аномалий через измеряемые параметры).

2. Разработка математических моделей наиболее важных аномальных и переходных режимов, описывающих их полномасштабно, а также специальных упрощенных моделей, описывающих точные расчеты приближенно, на уровне точности показаний измеряющих приборов для реализации в системах оперативного диагностирования.

3. Проработка концепций функций безопасности применительно к задачам диагностирования и определение допустимых вариаций нормального состояния диагностируемых установок.

4. Проработка специфических инженерно-психологических вопросов взаимодействия оператора с системой диагностирования (например, определение скорости подачи диагностических сообщений, содержания текстов, стандартизация текстов, определение приоритетности сообщений), а также характера взаимодействия процесса диагностирования с процессами реального времени в АСУТП установки.

5. Проработка вопросов, связанных с организацией базовой системы по конкретному типу реакторов (информационных — что и как хранить; организационных — где и кому заниматься созданием базовой системы; организационно-технических — какую линию ЭВМ использовать при разработке систем, поскольку принятая в настоящее время линия, как нам кажется, не вполне соответствует предъявляемым к ней задачам диагностирования требованиям).

6. Разработка полного функционального описания на языке формальных причинно-следственных связей всех процессов установки, в результате развития которых возможно возникновение опасного для дальнейшей эксплуатации состояния. Принципы подобных описаний уже разрабатываются (см., например, [17]), однако необходимо унифицировать язык, на котором это следует делать.

Анализ зарубежной практики показывает, что наиболее приемлемым для этих целей, по-видимому, является ПРОЛОГ, если речь идет о формальных описаниях [18], хотя во многих прикладных работах специалисты используют некомпьютерные формальные языки (например, семантические сети [19], петри-подобные сети [20] или другие специально разработанные языки [21]).

Проведенный анализ задач, решение которых необходимо при создании систем диагностирования такой сложной технической системы, как ЯЭУ, одной из своих целей имел демонстрацию того, что надлежащая обработка ее информационных потоков на адекватном уровне должна осуществляться весьма сложной информационной системой.

Создание такой системы требует значительных усилий и ресурсов весьма квалифицированных специалистов. Имеющиеся на сегодняшний день реализации достаточно далеки от адекватности задачам эксплуатации ЯЭУ и потому возникает парадокс [22]: "Простейшие "советчики" полезны только для малообученных операторов. Поскольку квалификация операторов АЭС ... достаточно высока, подобные "советчики" способны лишь компенсировать дефекты человеческой памяти".

Однако создание интеллектуальных экспертных систем сегодня ограничено отсутствием реальных эксплуатационных данных о различных эксплуатационных режимах и возможностями вычислительной техники, да и само СОСТОЯНИЕ знаний о ЯЭУ, в особенности фиксированных в формальных описаниях, пока еще, на наш взгляд, явно недостаточно для создания интеллектуальных промышленных советчиков оператора ЯЭУ.

Поэтому нам кажется оправданным создание и внедрение в опытно-промышленную эксплуатацию даже самых простых систем поддержки оператора с целью их использования на нынешнем этапе не столько для реальной помощи квалифицированному оператору, сколько для отработки методологии их применения и, что еще более важно, сбора эксплуатационной информации для ее дальнейшей формализации и получения новых знаний о процессе эксплуатации такой сложной технической системы, как ЯЭУ.

Список литературы

1. Надежность и эффективность в технике: Справочник: В 10 т./Под ред. В.В. Клюева. М.: Машиностроение, 1987. Т. 9: Техническая диагностика.
2. Основы технической диагностики/Под ред. П.П. Пархоменко. М.: Энергия, 1976.
3. Методы анализа и синтеза структур управляющих систем/Под ред. Б.Г. Волика. М.: Энергоатомиздат, 1988.
4. Gain D.B. Tendencies in operators computer support systems//Nuclear Safety. 1986. Vol. 27(4). P. 488.

5. Long A. Computerized operator decision aids//Nuclear Safety. Jul. 1984. Vol. 25 (4). P. 512 – 524.
6. Rasmussen J. Skills, rules, and other knoweledge; signals, signs, and symbols, and other distinctions in human performance model//IEEE TRANS. 1983. SMC-13 (3). P. 257–266.
7. Анохин А.Н., Куприянов В.М. Исследование деятельности оператора при построении систем поддержки// Диагностика и прогнозирование надежности элементов ядерных энергетических установок/Обнин. ин-т атом. энергет. Обнинск, 1989. С. 62–67.
8. Принципы построения человеко-машинных систем диагностики технологического оборудования АЭС/ А.А. Башлыков, А.А. Аношкин, Н.Г. Столицын, В.А. Тарасенко//Проблемы развития и освоения интеллектуальных систем: Тез. докл. Всесоюз. конф. Новосибирск, 1986. С. 224.
9. Система контроля и диагностики режимов работы энергоблока АЭС/А.А. Абагян, В.М. Дмитриев, Л.А. Клебанов и др.//Атомная энергия. 1987. Т. 63. Вып. 5. С. 311 – 315.
10. Дружинин В.В., Конторов Д.С. Системотехника. М.: Радио и связь, 1985.
11. Чачко А.Г. Подготовка операторов энергоблоков. М.: Энергоатомиздат, 1986.
12. Man-machine interface in the nuclear industry: Proceedings of an international conference on man-machine interface in nuclear industry. Tokyo, 15 – 19 February 1988. VIENNA: IAEA, 1988.
13. Абагян А.А., Дмитриев В.М. Человеко-машинное взаимодействие в атомной энергетике//Там же. С. 87.
14. Программный макет системы оперативного диагностирования ЯЭУ/В.М. Куприянов, И.Н. Макарова и др./ФЭИ. Обнинск, 1988.
15. Советчик оператора для исследовательского стенда/ В.Н. Богомолов, В.А. Галушкин и др.//См наст.сб. С. 17 – 19.
16. Nuclear plant safety functions/W.R. Corcoran, D.J. Finicum, F.R. Hubbard III et al.//Nuclear Safety. 1981. Vol. 22, № 2. P. 179 – 191.
17. Дмитриев А.К., Мальцев П.А. Основы теории построения и контроля сложных систем. Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние. 1988. С. 54 – 93.
18. Faught W.S. Functional specifications for software tools for electric power applications//Rep. EPRI-NP-4141. USA. Electric Power Research Institute, 1985.
19. Automated derivation of failure symptoms for diagnosis of a nuclear power plant/T. Washio, M. Kitamura, K. Kotajima and K. Sugiyama//Annals of Nuclear Energy. 1986. Vol. 13, № 8. P. 459 – 465.
20. Vetterkind D.W. Automatic modelling of plant disturbance and failure limitation procedures by a calculus of functional nets//Proceedings of an international conference on man-machine interface in nuclear industry. Tokyo, 15 – 19 February 1988. VIENNA: IAEA, 1988. P. 417 – 432.
21. A knowledge based approach for systems safety and reliability analysis/C. Ancelin, P. Le, S. de Saint Quentin, N. Villate//Там же. P. 433 – 439.
22. Франко Р.Т., Чачко А.Г. Экспертная система для поддержки решений операторов атомных электростанций//Там же. С. 249 – 252.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 11 – 17.

УДК 681.5.09

СОВЕТЧИК ОПЕРАТОРА ДЛЯ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОГО СТЕНДА

В.Н. Богомолов, В.А. Галушкин, А.В. Коновалов, В.М. Куприянов, И.Н. Макарова

Описывается советчик оператора, реализуемый в настоящее время на парогенераторном стенде – имитаторе теплообменников реактора ВТГР-400.

OPERATOR'S ADVISER FOR A TEST RIG. V.N. BOGOMOLOV, V.A. GALUSHKIN, A.V. KONOVALOV, V.M. KUPRIYANOV, I.N. MAKAROVA. An operator's adviser currently being realized on a steam generator rig simulating the WTGR-400 reactor heat exchangers is proposed.

Парогенераторный стенд СТ-1312, создаваемый для отработки теплообменников реактора ВТГР-400, представляет собой энергонасыщенную техническую систему, в которой гелиевый контур нагревается электрическими нагревателями до некоторой регламентной температуры. Горячий гелий передает тепло во второй контур, где оно затем утилизируется. Основными отличиями стенда СТ-1312 от других подобных установок является значительное

удельное электропотребление и высокая температура нагревателей и газового контура.

Наличие советчика оператора в контуре управления стендом предполагалось в техническом задании на проектирование, для чего в структуре АСНИ стенда была предусмотрена отдельная мини-ЭВМ (из состава комплекса МЕРА-685).

При разработке технического задания на советчик бы-

ББ 270 1/80

ло определено, что помимо функций отображения информации об эксплуатационных параметрах стенда в его составе будут также функции диагностирования, т.е. оценки технического состояния стенда.

Особенностью понятия технического состояния, применительно к данному исследовательскому стенду, является то, что, помимо традиционного контроля за степенью удаленности параметров от опасных значений, состояние определяется также соответствием или несоответствием имеющегося режима некоторому наперед заданному. Причем о факте несоответствия необходимо информировать оператора даже в том случае, если фактический режим ничего "аномального" в себе не содержит, и в другом эксперименте именно он будет считаться нормальным.

Другой особенностью является отсутствие адекватных математических описаний диагностируемых режимов, что не позволяет на этапе разработки советчика оператора построить количественную модель диагностируемых процессов.

Отмеченные особенности наложили отпечаток на архитектуру разрабатываемого советчика, заметно повысив требования к потенциальной возможности адаптации системы к реальным условиям эксплуатации стенда.

В основу проекта советчика был положен программный макет системы оперативного диагностирования, разработанный в Физико-энергетическом институте*).

Информационная модель. Весь объем технологического оборудования стенда в результате декомпозиции был представлен в виде трех основных и двух вспомогательных технологических контуров. К первому основному была отнесена система электропитания нагревательных колонок, которую характеризовали измеряемые электрические параметры секций нагревателя. Ко второму основному — высокотемпературный газовый контур со своей системой электроизмерительных приборов, газодувкой, концевым холодильником, арматурой газового контура. К третьему основному отнесены пароводяной контур с соответствующими каналами измерения параметров рабочего тела и запорно-регулирующей арматурой. Первый вспомогательный контур — контур оборотного водоснабжения. Второй вспомогательный — контур охлаждения газодувки.

Вся совокупность контролируемых параметров разбита на входные и выходные в соответствии с существующими причинно-следственными связями между ними. Так, одним из основных входных параметров является электрическая мощность, потребляемая нагревателями, в то время как одним из основных выходных — температура газа для первого контура и т.п.

* Программный макет системы оперативного диагностирования ЯЭУ: Препринт/В.М. Куприянов, И.Н. Макарова, А.И. Могильнер и др.: ФЭИ-1918. Обнинск, 1988.

Функционирование советчика. Основная задача советчика первого поколения — определение технического состояния стенда при заданной мощности стенда в стационарном режиме: советчик вводится в работу по достижении окрестностей этого режима.

Задача решается путем определения величины электрической мощности нагревателей и последующей оценки дисбалансов между отдельными секциями, составляющими нагреватель. По вычисленному уровню мощности рассчитываются уставки для всех входных и выходных параметров по априорно заданным для данного режима формулам.

В том случае, если значения всех входных параметров не превышают соответствующих уставочных значений, режим считается выдержанным. После этого проводится оценка технического состояния по всей совокупности параметров. Если ни один из выходных параметров не вышел за расчетную уставку, то техническое состояние идентифицируется как нормальное и советчик начинает новый цикл контроля входных параметров. В противном случае производится анализ совокупности сработавших уставок, в результате чего выбирается диагноз, ей соответствующий. При должном выборе величины уставки по различным сигналам в общем случае возможно идентифицировать любое однозначно проявляющее себя техническое состояние, если его описание известно к текущему моменту.

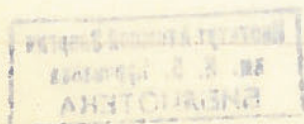
По желанию оператора возможна работа советчика только в цикле идентификации режима по входным параметрам. В этом случае производится расчет электрической мощности нагревательных колонок, рассчитываются уставки для входных параметров и при отклонении достижения их входными параметрами формируется диагностическое сообщение оператору.

Для ряда входных параметров величина уставки зависит не только от внутренних характеристик системы, но и от внешних, например от температуры окружающей среды. В случае, если обнаружены достижения уставок по выходным параметрам, требующие углубленного диагностического анализа состояния, в работу вступают блоки анализа информации по вспомогательным контурам.

Анализ проводится в соответствии с процедурами, оформленными априорно в виде определенных логических формул (условий) либо в виде образов (масок) неисправностей, представленных в виде диагностических таблиц.

Адаптация советчика к реальным режимам осуществляется путем необходимой коррекции априорных данных и задания определенной текущей информации в диалоге с оператором.

Организация априорной информации осуществлена таким образом, чтобы ее изменение можно было производить, не меняя кода программ советчика, а путем изменения дисковых файлов данных, для чего эти файлы,



помимо фактических данных, содержат также необходимые описания, позволяющие программам перестроить обработку нужным образом в случае неизбежной модификации данных по мере накопления опытной информации об эксплуатационных режимах.

Программное обеспечение советчика. Советчик реализуется в многозадачной операционной среде RAFOS-TSX системы RT-11 ЭВМ МЕРА-685. Языки реализации — FORTRAN-77, PASCAL.

Комплекс программ советчика состоит из нескольких параллельно работающих подсистем:

1. Режим
2. Совет
3. Детальный совет
4. Сообщение
5. Диалог

Перечислим функции этих подсистем.

РЕЖИМ — диагностирование состояния стенда по ВХОДНЫМ параметрам с целью идентификации предварительно заданного режима. Эта подсистема может работать независимо от других.

СОВЕТ — диагностирование по ВЫХОДНЫМ параметрам, в процессе работы возможен вызов подсистемы **ДЕТАЛЬНЫЙ СОВЕТ**. Цель — определение текущего технического состояния.

ДЕТАЛЬНЫЙ СОВЕТ — диагностирование с учетом подсистем. Работа подсистем **СОВЕТ** и **ДЕТАЛЬНЫЙ СОВЕТ** возможна при идентифицированном состоянии "норма" подсистемой **РЕЖИМ**.

СООБЩЕНИЕ — формирование и представление на экран оператору текстовых сообщений советчика.

ДИАЛОГ — прием и обработка запросов оператора к системе и обеспечение некоторых служебных функций.

Взаимосвязь подсистем реализуется через программные буферы и общую область данных операционной системы, которые представляют собой области памяти, занятые загружаемыми с диска данными и сохраняемые средствами операционной системы в течение всего сеанса работы ЭВМ. Доступ к этим областям возможен из любой программы как для чтения, так и для записи.

Общая область памяти содержит параметры всей системы и области данных подсистем. Подсистемам доступны все данные на чтение и своя область — на запись.

Каждый буфер логически специфицирован для определенной цели. В буфер **ДИАГНОСТИРУЕМЫЕ СОСТОЯНИЯ** заносится информация об измерениях, которые будут обрабатываться подсистемой **СОВЕТ**, при реализации состояния "норма" по режиму и выходе за уставки значений каких-либо основных параметров.

Буфер **ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ СООБЩЕНИЯ** содержит все советы оператору, которые следует вывести на экран оператору установки. Этот буфер является многофункциональным и может использоваться для вывода протокола работы советчика на печатающее устройство либо

для анализа его содержимого экспертом. В дальнейшем этот анализ возможно осуществлять специальной подсистемой **ЭКСПЕРТ** по заранее определенным правилам. Буфер также содержит формальные описания сообщений — номер, параметры, приоритет.

В целом советчик работает в трех режимах: настройка, запуск и диагностирование. При настройке осуществляется формирование и изменение данных, хранящихся в файлах на магнитных дисках системы. В режиме запуска происходит подготовка программного комплекса к работе и загрузка в память машины всей необходимой информации; в режиме диагностирования циклически осуществляется описанная выше процедура диагностирования.

Описываемый в работе советчик оператора предназначен для использования на исследовательском стенде, что создает определенную специфику реализации традиционных задач диагностирования.

Одной из основных особенностей является отсутствие детального описания (математической модели) диагностируемого объекта, вследствие чего архитектура программного комплекса должна обеспечивать не только возможность его адаптации к возможным изменениям данных, но и известную гибкость к возможным дальнейшим изменениям управляющих структур.

Опытная эксплуатация системы, которая начнется после запуска стенда, должна не только обеспечить разработчиков информацией о характере взаимодействия советчика с оператором в условиях исследовательского стенда, но и позволить собрать необходимую информацию о реальных режимах эксплуатации, чтобы в следующей версии советчика усовершенствовать логические модели, описывающие процесс функционирования стенда.

Из этого следует, что процесс усовершенствования советчика экспериментального стенда должен происходить параллельно с созданием стенда и в процессе его эксплуатации.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 17 — 19.

ВОЗМОЖНЫЙ АЛГОРИТМ СОВЕТЧИКА ОПЕРАТОРА ЯЭУ

И.М. Хазанович

Развиваются идеи построения советчика оператора ЯЭУ на основе обучения от математической модели и распознавания на основе кластерного анализа в пространстве корреляций. Предлагается алгоритм советчика, учитывающий представленные положения.

ONE OF THE POSSIBLE ALGORITHMS OF THE "NP OPERATOR ADVISOR". I.M. KHAZANOVITCH. Some aspects of the "NP operator advisor" adapted to the mathematical model by means of cluster analysis in correlation space are developed.

Усовершенствование методов и средств технической диагностики для эффективного управления ЯЭУ может быть одним из существенных факторов повышения безопасности их эксплуатации. Распознавание аномалии в работе ЯЭУ на возможно более ранней стадии позволяет в большинстве случаев предотвратить ее развитие в аварию при соответствующих управляющих воздействиях. Повышение распознающих возможностей систем оперативной диагностики обеспечивается комплексным усовершенствованием следующих средств: аппаратных (датчиков, кабельных трасс, преобразующей, коммутирующей аппаратуры и вторичной аппаратуры обработки сигналов и представления результатов, в т.ч. на основе ЭВМ), программных (системного общепользовательского и специализированного математических обеспечений) и методических (методов диагностики и алгоритмов всех уровней обработки). Одной из задач оперативной диагностики, призванной обеспечить качественно новый уровень диагностических возможностей и отвечающей изложенному выше подходу к оперативной диагностике, является создание высокоэффективного советчика оператора. Решение этой задачи требует взаимосвязанных работ по трем перечисленным выше направлениям. Такие работы ведутся уже много лет как за рубежом, так и в СССР. В идеологическую основу советчика оператора обычно закладываются подходы к оценке состояния ЯЭУ на основе классификации и распознавания образов состояния ЯЭУ. Такие образы формируются на основе непрерывных измерений контрольно-измерительной аппаратурой ЯЭУ ее параметров. Существующие различия — в выборе пространства распознавания (в хемминговом пространстве, евклидовом пространстве и т.п.), в выборе схемы введения априорной информации (распознавание с предварительным обучением, с самообучением и т.д.), в характере информации (процесс рассматривается как детерминированный или как стохастический) и т.д. — породили альтернативные подходы к задаче классификации и распознавания образов. Однако в основе процесса распознавания всегда лежит сопоставление. При этом обычно по некоторому критерию оценивается степень совпадения образа, характеризующего текущее состояние ЯЭУ, с каким-либо предварительно идентифицированным возможным состоянием ЯЭУ (образом-эталоном). Можно выделить

три взаимосвязанные задачи, составляющие основу проблемы эффективного распознавания: формирование перечня возможных состояний и его количественная оценка по каждому состоянию (образу-эталоно), формирование текущих образов и образов перечня в едином пространстве (единая кодировка), организация алгоритма сопоставления и выявления диагностируемого события. К этим задачам следует добавить обеспечение предварительного выделения существенных значений из общего информационного потока и выбор алгоритма обучения (при подходе с обучением системы) или выбор достаточно быстродействующего алгоритма (при адаптивном распознавании) формирования образов-предшественников. Эффективное решение этой группы задач является в конечном счете базой построения советчика оператора. Цель данной статьи — сформулировать в виде практически реализуемого комплекса алгоритмов такой путь решения. Ограниченный объем статьи не позволяет подробно обсудить все составляющие (они рассмотрены в [1]). Структурная схема с основными связями и формулами представлена на рис. 1, 2. Рассмотрим, как функционирует предлагаемый алгоритм.

1. Экспериментальная информация с датчиков ЯЭУ с дискретностью опроса Δt поступает на систему, реализующую алгоритм сжатия данных. Подробно эти вопросы, включая их программное и аппаратное решение, рассмотрены в [2]. Здесь предполагается вариант применения последовательной процедуры проверки статистических гипотез с вычислением текущих обобщенных инверсий второго порядка

$$T_i^{2\Sigma} = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{k=i+1}^n u(y_i, y_k), \text{ где } u(y_i, y_k) = \begin{cases} 1, & y_i \geq y_k; \\ 0, & y_i < y_k, \end{cases}$$

и допустимых границ

$$T_{\min}^{2\Sigma} [i, 1 - \alpha/2] = C_1 \quad \text{и} \quad T_{\max}^{2\Sigma} [i, \alpha/2] = C_2.$$

Результат применения такой процедуры — текущая последовательность n_k интервалов стационарности разной длительности, на которых оценки средних и дисперсий с вероятностью $p = (1 - \alpha)$ постоянны. Точки перехода от одного интервала стационарности к другому будем считать существенными, т.е. характеризующими физическую сущность процесса.

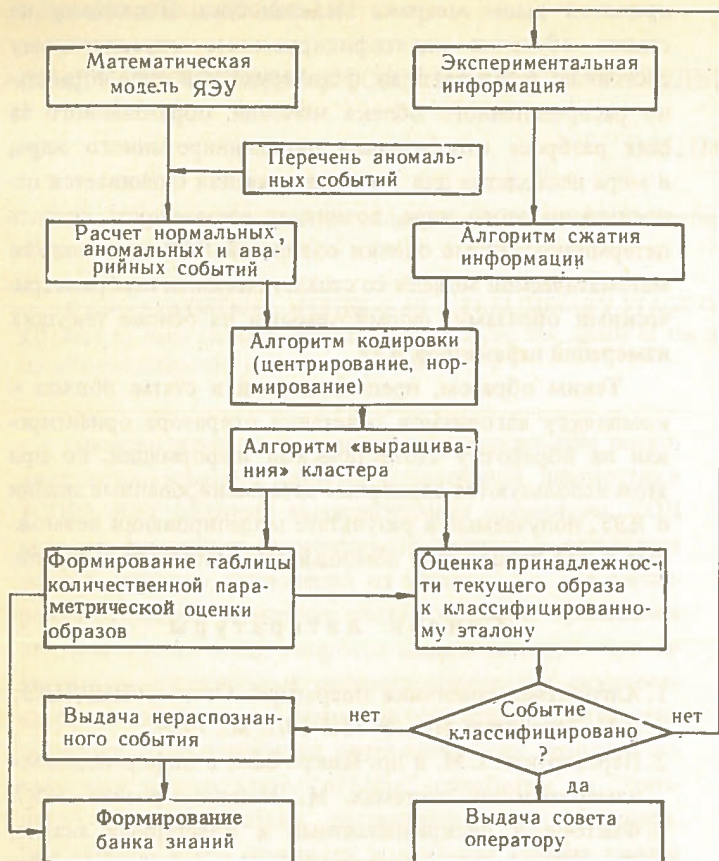


Рис. 1. Схема связи основных алгоритмов советчика оператора с блоками обучения по математической модели и системой распознавания на основе кластерного анализа

2. Существенные значения параметров поступают на вход системы кодировки, которая

- вычисляет отклонение от базового значения каждого из них (за базу принимается некоторая комбинация значений параметров, полно характеризующая нормальный режим стационарного функционирования ЯЭУ);
- нормирует и центрирует эти отклонения;
- оценивает статистические характеристики выборки;
- рассчитывает значения матрицы корреляций (ковариаций).

3. Результаты кодировки поступают в подсистему, формирующую из них вектор значений, характеризующий текущее состояние ЯЭУ.

4. До действий 1 ÷ 3 в память системы вводится банк знаний по следующему алгоритму:

- составляются перечни нормальных, аварийных и аномальных состояний;
- классифицируются состояния по конструктивной принадлежности первопричин их возникновения (этот и предшествующий подпункты выполняются на основе экспертной оценки);
- рассчитываются на основе использования математической модели, скорректированной по предварительным экспериментам, все перечисленные экспертами состояния;

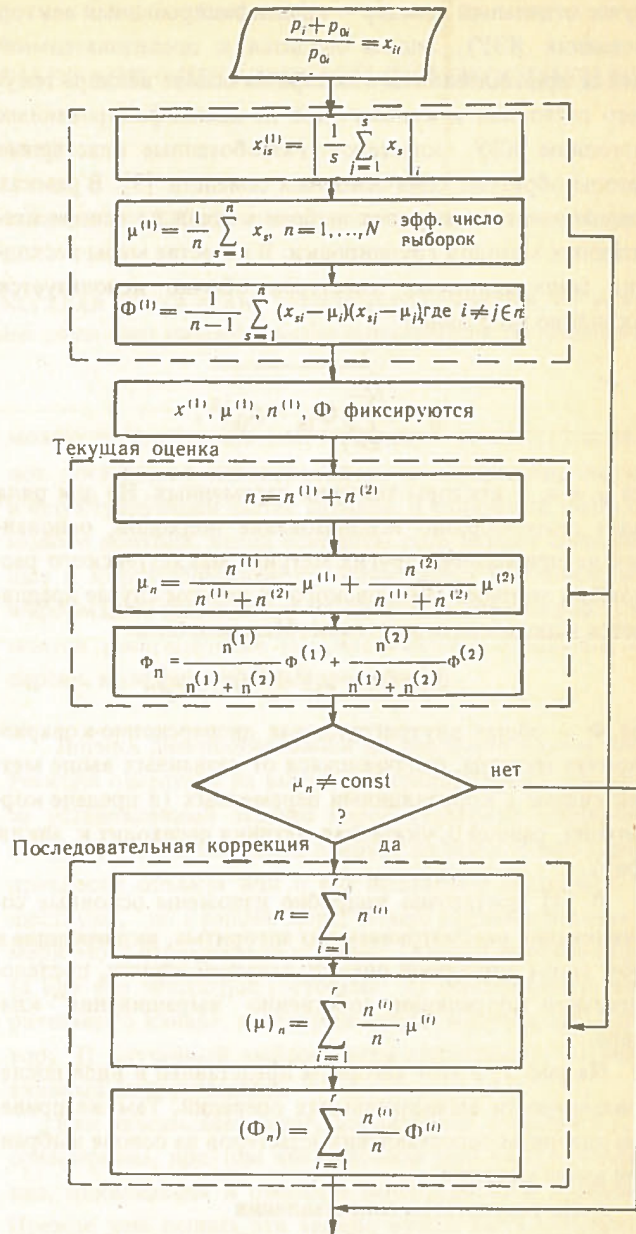


Рис. 2. Алгоритм "выращивания" кластера

- формируются на основе расчетов параметрические векторы, характеризующие состояние ЯЭУ;
- формируются на основе кодировки классификационные таблицы из векторов-строк, по форме подобных получаемым в п. 3, и столбцов из соответствующих значений, входящих в состав каждого из векторов;
- формируется банк знаний на основе классификационных таблиц и перечня классов, составляемого по экспертным оценкам.

5. Вектор текущего состояния сопоставляется с данными из банка знаний. Для сопоставления реализуется поисковый алгоритм. Сравнение методических подходов к построению такого алгоритма привело к выбору подхода на основе кластерного анализа. Будем под термином "кластер" понимать группу точек (значений параметров), связанных каким-либо сходным признаком (в нашем

случае отдельный кластер — идентифицированный вектор состояния ЯЭУ). Задача сводится к последовательной оценке принадлежности кластера на основе вектора текущего состояния к какому-либо из идентифицированных состояний ЯЭУ кластеров. Разработанные кластерные методы образуют семь основных семейств [3]. В рамках предлагаемого алгоритма выбран подход на основе итеративных методов группировки. В качестве меры несходства сопоставляемых кластеров обычно используется евклидово расстояние

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^p (\mu_{ik} - \mu_{jk})^2},$$

где μ_i и μ_j — векторы значений переменных. Но для ряда задач целесообразно использование подходов, основанных на применении других метрик: макхеттенского расстояния, метрики Минковского. В данном случае предлагается использовать расстояние Махаланобиса:

$$d_{ij} = (\mu_i - \mu_j)^T \Phi^{-1} (\mu_i - \mu_j),$$

где Φ — общая внутригрупповая дисперсионно-ковариационная матрица, отличающаяся от названных выше метрик связью с корреляциями переменных (в пределе корреляции, равной 0, указанная метрика переходит к евклидову).

В [4] достаточно подробно изложены основные составляющие рассматриваемого алгоритма, включающие в себя этапы априорной оценки, текущей оценки, последовательной корреляции, собственно "выращивания" кластера.

На рис. 1, 2 этот алгоритм представлен в виде последовательности вычислительных операций. Там же приведен алгоритм сопоставления кластеров на основе выбранной выше метрики.

6. По результатам сопоставления

— при определении события из банка знаний выдается рекомендация оператору по действиям;

— при нераспознавании события повторяется цикл с предварительным увеличением объема информации.

В случае невозможности в разумный срок распознать ситуацию об этом также выдается информация оператору.

Показано [1], что с принятой достоверной вероятностью существует связь между аналитическими выражениями для производных от параметров отклика по параметрам возмущения системы и линейными коэффициентами уравнения регрессии для этой системы, которые в свою очередь связаны с соответствующими коэффициентами корреляции, определяющими меру несходства при

принятой выше метрике Махаланобиса. Поскольку на стадии обучения идентифицированные определенному состоянию ЯЭУ кластеры формируются в виде нормально распределенного облака значений, образованного за счет разброса относительно детерминированного ядра, и мера несходства для текущих значений оценивается относительно этого ядра, возникает возможность связать детерминированные оценки состояний ЯЭУ на основе ее математической модели со стохастическими непараметрическими образами, формируемыми на основе текущих измерений параметров ЯЭУ.

Таким образом, представленный в статье подход к комплексу алгоритмов советчика оператора ориентирован на обработку стохастической информации, но при этом используются априорные детерминированные знания о ЯЭУ, получаемые в результате моделирования возможных в ней процессов с помощью математической модели.

Список литературы

1. Алгоритмы советчика оператора: Отчет о НИР/ИАЭ; И.М. Хазанович. Инв. № 35.1-13/2. М., 1989.
2. Переверткин С.М. и др. Микро-ЭВМ в информационно-измерительных системах. М.: Машиностроение, 1987.
3. Факторный дискриминантный и кластерный анализ/ Дж. О'Ким, Ч.У. Мьюллер, У.Р. Клекка и др. М.: Финансы и статистика, 1989.
4. Патрик Э. Основы теории распознавания образов. М.: Радио, 1980.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 20 — 22.

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ НА ПРЕДВАРИТЕЛЬНОМ ЭТАПЕ ОПЕРАТИВНОЙ ДИАГНОСТИКИ ЯЭУ

В.И. Павелко

За счет усложнения методов анализа сигналов штатного детекторного оснащения ЯЭУ производится расширение возможностей систем оперативного диагностирования.

USING STATISTICAL METHODS AT A PRELIMINARY STAGE OF NUCLEAR POWER PLANT EFFICIENT DIAGNOSTICS. V.I. PAVELKO. Due to more elaborate techniques of analyzing the signals of the nuclear power plant standard detection instrumentation the capabilities of the efficient diagnostics systems are extended.

Производительность современных микро-ЭВМ позволяет использовать в системе оперативной диагностики (СОД) ЯЭУ сложные вычислительные процедуры. СОД первого поколения выработывали диагноз в результате анализа вектора отклонений от уставок, т.е. все вычисления сводились к малому числу сравнений. Требования по каналности СОД, скорости выдачи диагноза при заданных вычислительных ресурсах определяли скудность алгоритмов. В то же время за последние десятилетия накоплен солидный багаж диагностических методов, полученный в результате "off-line" обработки на "больших" ЭВМ специально поставленных экспериментов. Это прежде всего относится к методам анализа шумов реактора (шумовая диагностика) и методам анализа переходных процессов (динамическая диагностика). В терминах ГОСТ [1] эти направления не выходят за рамки функциональной диагностики и определяют специфику ЯЭУ как объекта диагностики.

СОД ЯЭУ, построенные по логическим моделям в виде древовидных структур, графов, сетей или, в самом элементарном случае, в виде таблиц неисправностей, уже на первом этапе преобразований — квантования вектора измерений по уровню — теряют значительную диагностическую информацию. В таких системах предыстория состояния ЯЭУ, играющая важную роль в диагностировании, учитывается в лучшем случае по последнему циклу измерений и также в виде бинарного вектора отклонений (СОД с динамической коррекцией).

В данной работе разрабатываются методы предварительного этапа диагностирования, на котором производятся преобразования над неквантованными векторами измерений и в том же неквантованном виде учитывается предыстория состояния ЯЭУ.

Внедрение такого этапа в СОД, построенные по логическим моделям, восполнит потери информации из-за дискретного представления, что в конечном итоге улучшит качество диагностирования. Статистический анализ коллективного поведения всех компонент вектора измерений, большой объем априорной экспертной информации обеспечивают возможность раннего диагностирования неисправностей.

СОД с предварительной статистической обработкой

можно рассматривать как гибридную систему, где диагноз достигается использованием и детерминированной, и флуктуирующей частей сигнала. В отличие от чисто шумового подхода, когда основную роль играют спектральные и корреляционные функции, здесь дополнительная информация извлекается из числовых параметров — моментов распределения (математического ожидания, дисперсии, коэффициентов корреляции).

Логика диагностирования на предварительном этапе. Реакция оператора на выход контролируемого параметра за установленный заранее порог (уставку) неоднозначна. Данное событие сигнализирует не обязательно о неисправности объекта или о его нештатном состоянии. Существуют, по крайней мере, четыре причины выхода измеряемого параметра за уставку: 1) неисправность объекта или его нештатное состояние; 2) неисправность измерительного канала, в который входит и собственно детектор; 3) случайный выброс (игра статистики); 4) неправильный выбор уставки.

Как показывает опыт, вероятности событий 1), 2) соизмеримы, при том что основная цель СОД — выявление, локализация и описание неисправностей в объекте. Прежде чем решать эти задачи, нужно быть уверенным, что все другие причины исключены. На стадии приработки системы диагностирования к объекту уставки выбираются так, чтобы случайный выброс был маловероятен. При поиске причины выхода параметра за уставку к ней менее всего апеллирует оператор. Однако если задаваться целью раннего обнаружения неисправности с помощью компьютерной системы, то допустимый диапазон изменения параметра в стационарных условиях должен быть много меньше, чем тот, который задается штатной системой управления и защиты в виде предупредительных (а тем более аварийных) уставок. При этом вероятность случайного выброса может превосходить вероятности неисправностей.

Выбор между причинами выхода параметра за уставку осуществляется оператором неформализованным путем, на интуитивном уровне. Чтобы переложить эти функции на ЭВМ, попытаемся воспроизвести логику оператора (рис. 1). Если в момент принятия решения за

порогами уже находятся несколько параметров, то наиболее вероятный диагноз — неисправность объекта. На первом этапе логика оператора нацелена на наиболее вероятные исходы, и поэтому обоснованы предположения, что вероятность совпадения во времени событий 1), 2), 3) ничтожно мала, а также что нет временного наложения двух и более неисправностей в объекте, как и двух и более одновременных отказов измерительных каналов, двух и более случайных выбросов.

Штатное детекторное оснащение (количество детекторов, их типы, места установки и т.д.) строится так, чтобы неисправности объекта, как правило, отображались более чем в одном измерительном канале. Это так называемый принцип детекторной избыточности, который достигается дублированием детекторов, функциональной и стохастической взаимосвязью различных по физической природе контролируемых параметров. Неисправность же самого измерительного канала вызывает индивидуальное, не связанное ни с какими другими параметрами поведение сигнала.

Если за уставкой находится единственный параметр,

то при отсутствии дублирующих детекторов оператор подвергает сомнению собственно измерение: разумно ли оно? Если такой цифры не может быть ни при каких ситуациях (даже аварийных), то наиболее вероятный диагноз — неисправность измерительного канала, например, нулевая температура теплоносителя на выходе активной зоны при том, что по всем другим показаниям реактор находится на номинальном уровне мощности. Если все-таки значение параметра физически оправдано, то тем не менее преждевременно считать неисправным измерительный канал, быть может, неисправность в объекте пока отображена в одном параметре, а в следующих циклах измерений за уставки выйдут и другие сигналы. Поэтому необходимо знание показаний других приборов, связанных с данным измерением. Если таковые существуют и они обнаружили тренды к своим уставкам, то диагноз — неисправность объекта.

При интерпретации аномалии сигнала, не связанного ни с какими другими измерениями, остается единственный диагностический признак — временной характер выхода процесса за уставку. Если процесс медленный и

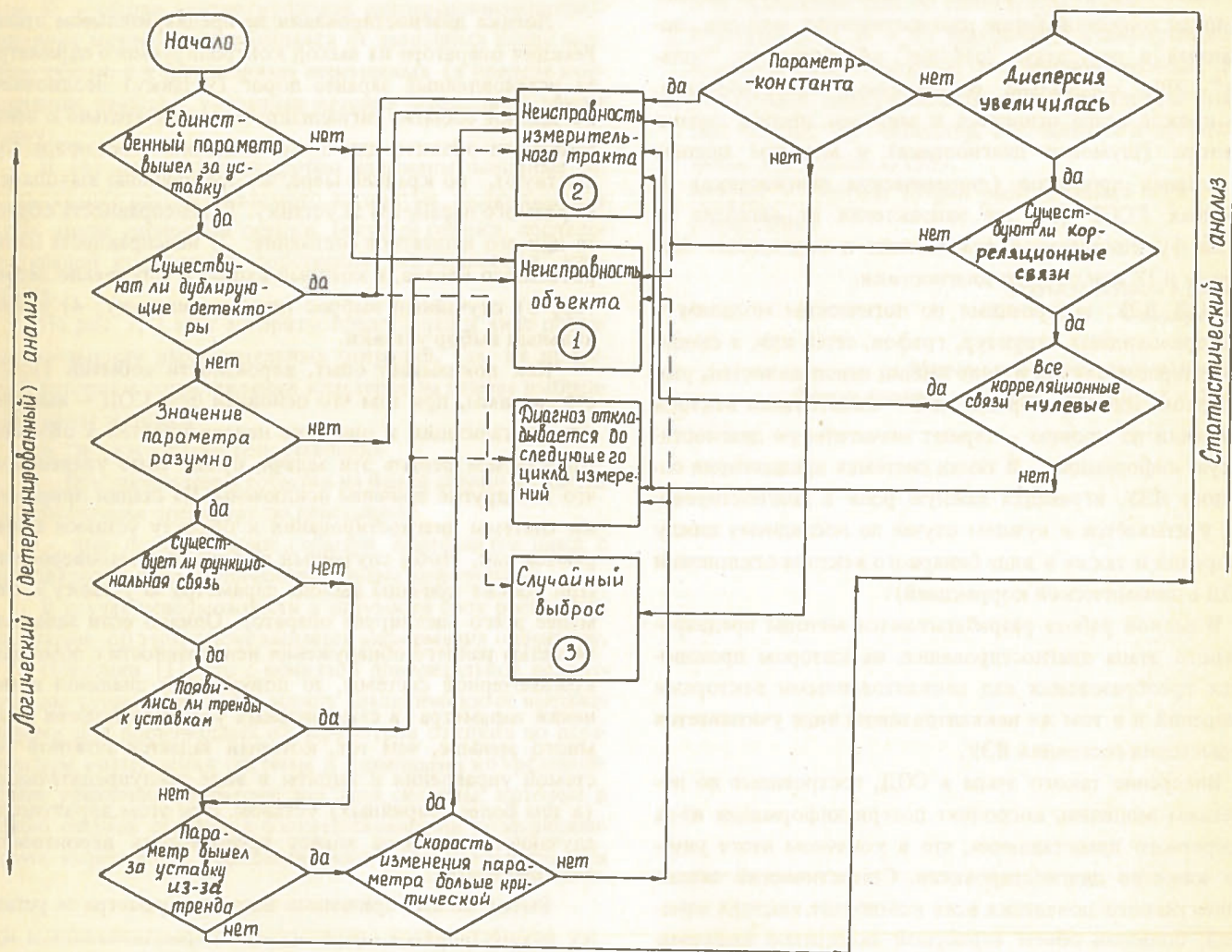


Рис. 1. Логика диагностирования на предварительном этапе

монотонный (тренд), то оператор скорее всего отложит принятие решения и дождется следующего цикла измерений. В противном случае, когда математическое ожидание процесса по видимой предыстории приблизительно постоянно, необходимо рассматривать статистические моменты распределения более высоких порядков, т.е. далее начинается область статистического анализа сигнала, который, так же как и описанный выше логический (детерминированный) анализ, может выявить любую из причин выхода параметра за уставку.

Рассмотрим, какую информацию оператор привлекает для предварительного диагноза. Во-первых, бинарный сигнал о выходе за порог. Эту информацию предоставляет система контроля. Во-вторых, априорные сведения о составе детекторного оснащения и о физически разумных пределах изменения параметра. В-третьих, оператор должен обладать знаниями о взаимосвязях параметров в различных состояниях объекта. Эта информация содержится во множестве инструкций по управлению реактором, составляет собственный опыт оператора, а также его понимание физики происходящих процессов. И, наконец, ему нужна предыстория параметра до выхода за уставку. Такая информация не всегда поставляется системой отображения.

Нельзя утверждать, что у оператора в любой момент времени есть формальные критерии, по которым, например, отбраковываются недостоверные измерения (на рис. 1 возможные, но маловероятные ветвления обозначены пунктиром). Именно поэтому решение откладывается до следующего цикла измерений. Как правило, отыскивается ответ на вопрос: насколько индивидуально поведение параметра? И если регулярные, зависимые друг от друга изменения параметров на уровне трендов можно выявить "на глаз", то на статистическом уровне, который несет информацию о ранней стадии неисправности (часто до выхода за уставку), необходимо совершать громоздкие вычисления. Функции статистического анализа необходимо перекладывать на ЭВМ, в противном случае информация, содержащаяся во флуктуирующей части сигнала, будет утеряна. В силу того что оператор контролирует большое число сигналов, он имеет дело с фактом выхода за уставку, и действия его начинаются только после свершения этого события.

Критерии, по которым отбраковываются недостоверные измерения на статистическом уровне, также строятся на принципе детекторной избыточности [2]. В нормальных режимах эксплуатации существует некоторое множество корреляционно связанных сигналов; в режимах с неисправностью существует свое, вообще говоря, отличное от предыдущего множество связей, и если неисправен один измерительный канал, то одновременно все парные связи, в которых участвует данный сигнал, перестают быть значимыми.

Если связь сигналов описывается с помощью вторых моментов, например, в виде корреляционной матрицы

(КМ), то выход из строя одного измерительного канала повлечет за собой обнуление (в статистическом смысле) соответствующего столбца и симметричной ему строки данной КМ. Такой подход полезен и для выявления неисправностей объекта, если априори известно, как конкретная неисправность меняет вид КМ. Здесь предполагается, что КМ — устойчивый образ данного режима объекта.

Еще одним признаком неисправности измерительного канала, возникающей из-за аналогово-цифрового преобразователя (АЦП), является отсутствие в его сигнале шумовой составляющей или так называемое "залипание". При этом сам параметр может находиться в допустимых пределах. В конечном итоге такая неисправность проявится при переходе объекта с режима на режим, но обнаружить ее на ранней стадии без сигнала о выходе за уставку можно статистическим анализом предыстории.

При рассмотрении различных неисправностей объекта можно выделить целый ряд измерительных каналов, сигналы которых изменяются не быстрее некоторой константы. Для них любой переходный процесс — будь то штатный, аварийный или вызванный "малой" неисправностью — в силу инертности объекта и измерительного тракта происходит со скоростью меньше некоторой критической. По каждому каналу она своя. Неисправность измерительного канала, вызванная внезапным отказом, может изменять значение параметра со скоростью выше критической. Это еще один признак, по которому можно отличить неисправность детектора от неисправности объекта.

До сих пор никак не конкретизировался объект, никакие физические закономерности, присущие ему, не применялись для улучшения качества диагностирования. Диагностическая информация извлекалась из детекторной избыточности, из обязательного зашумления любого измерительного канала, из априорных сведений общего характера. Вопрос о том, с какого уровня применять методы диагностики, вытекающие из физических свойств самого объекта, является проблематичным. Методы шумовой диагностики ЯЭУ, диагностики по динамическим моделям или диагностики по логическим моделям привлекают обширные априорные сведения и знания о конкретной ЯЭУ и могут быть использованы и для диагностики измерительных каналов. В данной работе предварительный этап выделен в отдельный этап диагностирования для того, чтобы среди малого числа возможных причин выбрать одну уже на ранней стадии, а по существу совершить грубую локализацию неисправности: то ли это измерительный канал, то ли — объект. Предварительный этап должен реализовываться алгоритмами реального времени, охватывать все измерительные каналы (или, по крайней мере, все важнейшие каналы, участвующие в диагностике), оперировать с измерениями, а не с квантованными по уровню (из-за уставок) сигналами.

Таким образом, предварительный этап выполняет

роль фильтра недостоверной информации с тем, чтобы следующий этап оперативной диагностики не загружать информацией, которая заведомо даст ложный диагноз, либо нераспознанную ситуацию, либо слишком долгое решение задачи о неисправности детектора.

Способы реализации предварительного этапа диагностирования. Рассмотрим преобразования над измерениями с тем, чтобы алгоритмически реализовать схему на рис. 1.

Обозначим $\bar{X} = (x_1, \dots, x_l, \dots, x_p)$ вектор измерений из p параметров. Пусть каждому параметру задан коридор допустимых изменений в виде верхних и нижних уставок $\bar{X}^B = (x_1^B, \dots, x_p^B)$; $\bar{X}^H = (x_1^H, \dots, x_p^H)$. Операции сравнения \bar{X} с \bar{X}^B и \bar{X}^H (квантование двумя уровнями) дают вектор отклонений $\Delta\bar{X} = (0, 1, 0, 0, -1, \dots)$;

$$\Delta x_l = \begin{cases} 0, & \text{если } x_l^H \leq x_l \leq x_l^B; \\ 1, & \text{если } x_l > x_l^B; \\ -1, & \text{если } x_l^H > x_l. \end{cases}$$

$l = 1, 2, \dots, p.$

Как следует из рис. 1, для реализации предварительного этапа необходимо по каждому параметру иметь, по крайней мере, его среднее, характеристику тренда (например, производную по времени), характеристику вариативности процесса (например, дисперсию), характеристику взаимосвязей параметров (например, КМ, которая будет линейно описывать и функциональные взаимосвязи). Любой из перечисленных функционалов нельзя оценить по единственному циклу измерений. По каждому из параметров необходимо помнить некоторую предысторию, которая обновляется с каждым новым измерением. Такой массив можно организовать в виде скользящего буфера (иногда его называют кольцевой записью). Он имеет постоянную длину из N чисел: $x(1), \dots, x(N)$, на каждом цикле измерений выводится из буфера самое старое измерение $x(1)$ и вводится самое новое $x(N+1)$, а затем производится переиндексация: $i+1 \rightarrow i$. На первых N шагах работы системы заполняется буфер, после чего по известным формулам оцениваются вероятностные характеристики $\mu, \sigma^2, \{\rho\}$ и производная по методу наименьших квадратов

$$\dot{x} = c_0 \left[c_1 \sum_{i=1}^N ix(i) - \mu \right],$$

где $c_0 = 6/[\Delta t(N-1)]$; $c_1 = 2/[N(N+1)]$; Δt — временной шаг диагностики.

В любой момент времени каждое новое измерение $\bar{X}_{(1 \times p)}$ оснащается автохарактеристиками μ, σ^2, \dot{x} и всевозможными парами взаимных связей с другими измерениями — $\{\rho_{lm}\}$. Автохарактеристики процесса $x(i)$ оцениваются по строке из N элементов, а взаимные зависимости — по таблице чисел размером $N \times p$. Подобные вычисления на каждом шаге диагностики потребуют значительных вычислительных ресурсов, например, время вычисления $\{\rho_{lm}\}$ квадратично зависит как от N , так и от p . Существенную экономию времени счета дают рекуррентные алгоритмы оценивания, использующие значения

$\mu^{(c)}, \sigma^{(c)}, \dot{x}^{(c)}, \rho_{lm}^{(c)}$ на предыдущем шаге (индекс c означает старое значение). Несложно вывести следующие закономерности:

$$\mu^{(H)} = \mu^{(c)} - \frac{1}{N} \Delta x;$$

$$\sigma^{2(H)} = \sigma^{2(c)} + A \Delta x;$$

$$\dot{x}^{(H)} = \dot{x}^{(c)} - \frac{\sigma A}{[\Delta t(N+1)]};$$

$$\rho_{lm}^{(H)} = \frac{1}{(\sigma_l^{(H)} \sigma_m^{(H)})} \left[\sigma_l^{(c)} \sigma_m^{(c)} \rho_{lm}^{(c)} + \frac{(\Delta x_l A_m + \Delta x_m A_l)}{2} \right],$$

$l, m = 1, 2, \dots, p,$

где

$$\Delta x = x(1) - x(N+1);$$

$$A = \frac{1}{(N-1)} \left\{ \frac{\Delta x}{N} - [x(1) + x(N+1) - 2\mu^{(H)}] \right\}.$$

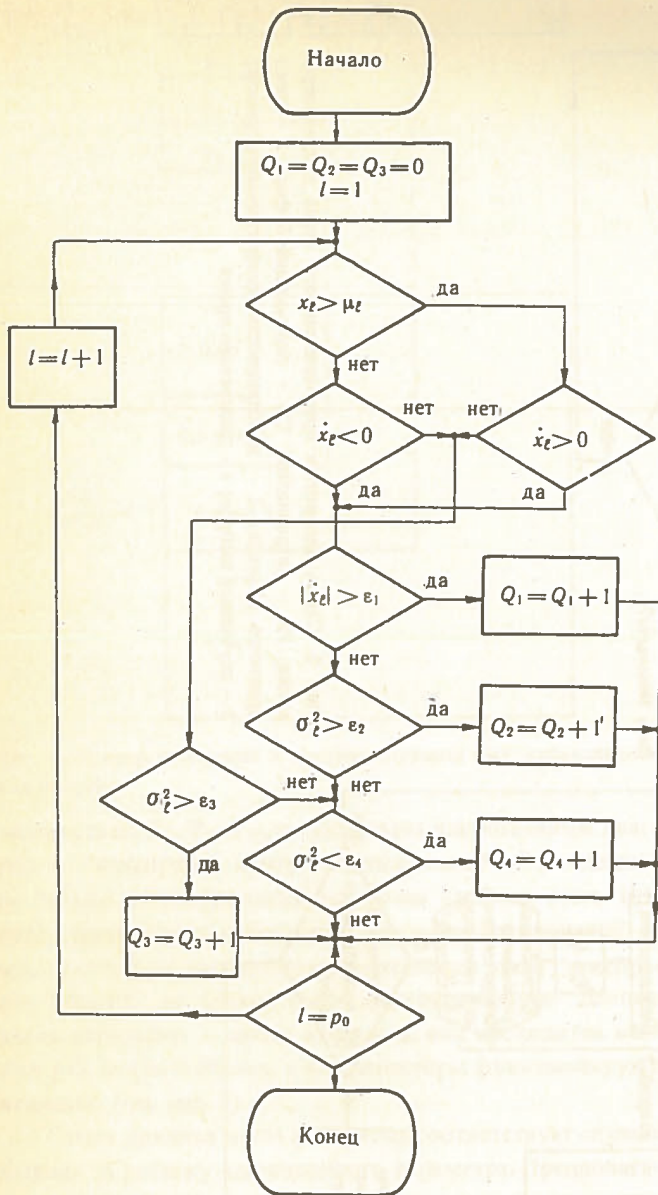
Индекс H означает новое значение.

В последних формулах отсутствуют суммирования по всей длине буфера, а учитываются только самое старое и самое новое измерения.

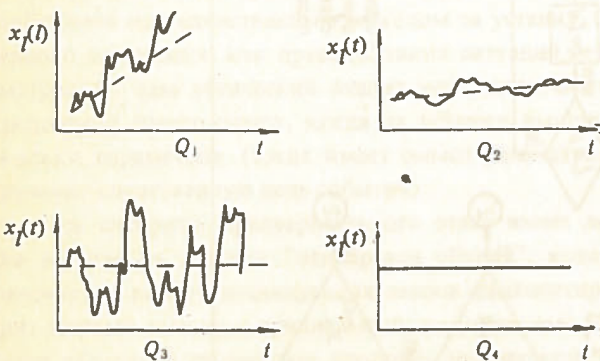
К длине буфера предъявляются противоречивые требования. С одной стороны, он должен быть достаточно длинным, чтобы достоверно оценить параметры $\mu, \sigma^2, \dot{x}, \{\rho\}$, с другой стороны, — достаточно коротким, чтобы не потерять чувствительности к трендам параметров, обнаружить на ранней стадии нарушение корреляционных связей. Если метод скользящего буфера обобщить со стационарных режимов на диагностику в переходных (динамических) режимах, то временная длина буфера должна быть меньше характерной длины переходного процесса.

Алгоритм ретроанализа. Диагностирование четырех ситуаций предварительного этапа основано на выявлении следующих классов аномалий сигнала: 1) тренд со скоростью больше критической; 2) медленный тренд; 3) повышенная вариативность; 4) отсутствие зашумления.

Перечисленные аномалии являются симптомами неисправностей и поэтому не могут быть диагнозами. С их помощью проводится анализ коллективного поведения множества сигналов для получения предварительного диагноза. Выявить перечисленные аномалии и различить их между собой можно с помощью параметров скользящего буфера (μ, σ^2, \dot{x}), например так, как показано на рис. 2. Очевидно, это не единственный способ достижения результата. Данный алгоритм вычисляет, сколько аномалий из четырех возможных содержится в p_0 измеряемых параметрах. Для его работы по каждому параметру необходимо задать три порога по дисперсии ($\epsilon_2, \epsilon_3, \epsilon_4$) и один по производной (ϵ_1). При надлежащем выборе длины буфера любой из трендов делает оценку производной значимо ненулевой и одновременно увеличивает



а



б

Рис. 2. Схема алгоритма ретроанализа (а) и типы аномалий сигналов (б): Q_1 – тренд со скоростью выше критической; Q_2 – медленный тренд; Q_3 – повышенная дисперсия; Q_4 – отсутствие зашумления

оценку дисперсии. Тренд со скоростью больше критической выявляется по единственному условию $|\dot{x}| > \epsilon_1$ (величина ϵ_1 равна абсолютной величине максимально возможной скорости роста параметра).

Одновременное выполнение условий $x > \mu$; $0 < \dot{x} < \epsilon_1$; $\sigma^2 > \epsilon_2$ или $x < \mu$; $-\epsilon_1 < \dot{x} < 0$; $\sigma^2 > \epsilon_2$ (ϵ_2 – число, превосходящее дисперсию параметра при нормальных условиях) трактуется как медленный тренд. Повышенная вариабельность также сопровождается увеличением дисперсии, но при этом оценка производной не должна значимо отличаться от нуля: $x > \mu$; $\dot{x} < 0$; $\sigma^2 > \epsilon_3$ или $x < \mu$; $\dot{x} > 0$; $\sigma^2 > \epsilon_3$ (ϵ_3 имеет тот же смысл, что и ϵ_2 , и в частности может с ним совпадать). Отсутствие зашумления ($x \equiv \text{const}$) соответствует нулевой дисперсии и нулевой производной. В практическом случае из-за неидеальности АЦП это приводит к условию $\sigma^2 < \epsilon_4$ (ϵ_4 – число, близкое к нулю). Алгоритм на рис. 2 последовательно анализирует p_0 параметров ($1 \leq p_0 \leq p$).

Алгоритм предварительного этапа диагностирования. С помощью алгоритмов скользящего буфера и ретроанализа, реализованных в виде подпрограмм, построим алгоритм, воспроизводящий логику предварительного диагностирования (рис. 3).

Перенумеруем вектор измерений \bar{X} так, чтобы первые p_1 компоненты были составлены из сигналов всевозможных дублированных детекторов (P_1), следующие компоненты – из сигналов функционально связанных детекторов (P_2), далее – из корреляционно связанных детекторов (P_3), остальные – из них с чем не связанных параметров (если таковые необходимы для диагностики). Любой элемент множества P_1 имеет среди других элементов множества P_1 , по крайней мере, один дубль; любой элемент множества P_2 имеет среди других элементов P_2 , по крайней мере, один функционально с ним связанный параметр, аналогично и P_3 . Сигнал дублированного детектора является одновременно функционально связанным (по крайней мере, со своим дублем); функционально связанный – одновременно корреляционно связанным (в случае линейной зависимости $\rho = 1$). Таким образом, множество P_3 содержит в себе P_2 , P_2 – содержит P_1 : $P_1 \subset P_2 \subset P_3$ (рис. 4). Такая иерархия внутри вектора измерений упрощает организацию всего алгоритма и экономит время при составлении массивов для ретроанализа. Упростится и структура КМ: в левом верхнем квадрате ($p_1 \times p_1$) будут сосредоточены, помимо прочих, все элементы с максимальной корреляцией ($1 \geq |\rho| \geq 0,95$), далее – по главной диагонали – с корреляцией $0,95 > |\rho| \geq 0,8$ и так далее до нулевых корреляций.

Если все параметры находятся в своих уставках, то работает ветвь алгоритма, производящая ретроанализ всех p сигналов последовательно друг за другом. Здесь не рассматривается коллективное поведение сигналов по

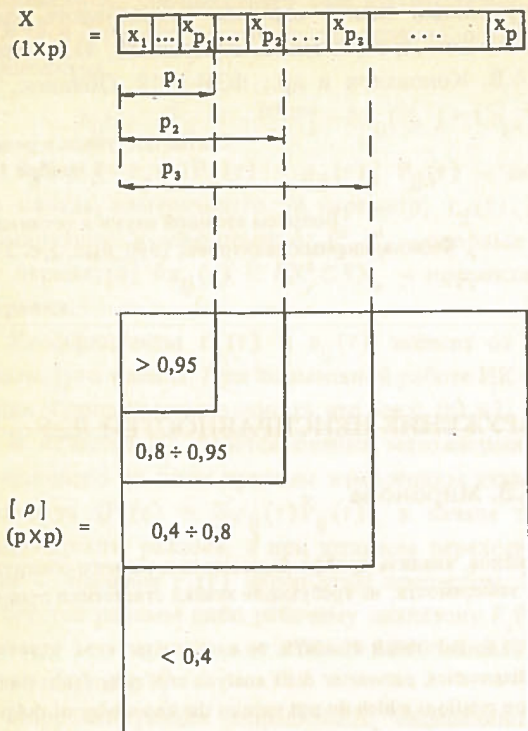


Рис. 4. Вектор измерений и соответствующая ему корреляционная матрица

множествам P_1, P_2, P_3 , и существует единственный диагноз — "неисправен измерительный канал". Это сделано не только из соображений экономии времени счета. Последующие этапы работают с вектором отклонений, и если $\Delta \bar{X} \equiv \bar{0}$, то диагноз предварительного этапа "неисправен объект" не может быть конкретизирован. Данная ветвь алгоритма — самая короткая, она проходится всякий раз, когда и объект, и все детекторы функционируют исправно (см. рис. 3).

Самая длинная ветвь алгоритма соответствует случаю выхода за уставку единственного параметра. Предполагается, что данная система работает постоянно, с достаточно коротким временным шагом Δt и способна отреагировать на раннюю стадию развития неисправности, когда она отображена еще единственным выходом за уставку. СОД первого поколения, как правило, таких ситуаций не рассматривает: там логический анализ компонент вектора отклонений имеет смысл, когда за уставки вышли несколько параметров (тогда имеет смысл рассматривать причинно-следственную цепь событий).

Весь алгоритм предварительного этапа имеет всего два выхода на диагноз "неисправен объект", который инициирует работу последующих этапов диагностирования. Первый выход — тривиальный: за уставками находятся несколько параметров, второй — за уставкой единственный параметр, но некоторое множество параметров имеет тренд к своим уставкам. Этот случай можно отождествить с первым, считая, что все параметры, в которых обнаружен тренд, уже вышли за соответствующие уставки. Здесь диагноз ставится с упреждением или осуществляется прогнозное диагностирование по несвершившимся

событиями. Диагноз "неисправен объект", грубо локализирующий неисправность, выполняет не более чем предупредительные функции: обращает внимание оператора и дает ему дополнительный резерв времени на раздумья. Далее, если прогноз верен, последующие этапы СОД, спустя некоторое время, детально локализируют неисправность.

Остальные диагнозы предварительного этапа нацелены на раннее обнаружение неисправности измерительного канала. Такой диагноз может быть дан, когда все параметры находятся внутри уставок и когда единственный параметр вышел за уставку. Диагностика измерительных каналов для случая выхода нескольких параметров за уставки производится на последующем этапе. Подобная ситуация соответствует наложению двух или более событий, например неисправности измерительного канала и неисправности объекта, и возникает чаще всего от того, что СОД не в состоянии анализировать аномалии по единственному параметру, а дожидается нескольких выходов за уставки.

Итак, весь предварительный этап нацелен на раннее обнаружение неисправностей по симптомам, которые либо недоступны анализу, либо не анализируются СОД, и в этом смысле расширяют возможности СОД. С предварительной статистической обработкой СОД может быть реализована в виде экспертной (интеллектуальной) системы. Разработанные алгоритмы будут выполнять роль содержательных ее элементов, а сам вычислительный процесс организован с использованием всех атрибутов экспертных систем (базы знаний, базы данных, языков управления, диалога с оператором и т.д.). К организации вычислительного процесса в таком виде побуждают большие объемы экспериментальной информации (по числу детекторов, по длине предыстории), экспертной информации (по объемам априорных сведений и априорных знаний), разнообразие, иерархичность правил принятия решений, желание наращивать их число, сложность отстройки системы, нечеткость экспертной информации, недоверие оператора, которому надо предъявлять последовательность действий, приведших к данному диагнозу.

Логика предварительного этапа диагностирования воспроизводит логику оператора (эксперта) при диагностировании неисправностей в ЯЭУ, т.е. является естественной и, кроме того, расширена за счет статистического анализа коллективного поведения сигналов по симптомам, которые недоступны оператору в процессе контроля за установкой. СОД с предварительной статистической обработкой построена как система, инвариантная к объекту диагностики, так как правила принятия решений о неисправностях носят общий характер. Конкретная информация об объекте сформализована в виде констант, которые являются априорными сведениями экспертов и закладываются на стадии настройки системы. Не исключено, что для получения всего объема априорной информации экспертам придется произвести несложные экспе-

рименты над объектом, однако можно утверждать, что доступность такой информации несомненна.

Список литературы

1. ГОСТ 20911-75. Техническая диагностика. Основные термины и определения. М.: Изд-во стандартов, 1978.

2. Программный макет системы оперативного диагностирования: Препринт/В.М. Куприянов, И.Н. Макарова, А.В. Коновалов и др.; ФЭИ-1918. Обнинск, 1988.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 23 – 30.

УДК 681.518.5:621.039.58

ОЦЕНКА ДОСТОВЕРНОСТИ ИНФОРМАЦИИ И ОБНАРУЖЕНИЕ НЕИСПРАВНОСТЕЙ ЯЭУ

Н.А. Бабкин, О.Н. Калишев, Г.В. Миронова

Излагается совместное решение задач диагностирования измерительных каналов, анализа дрейфа параметров и раннего обнаружения неисправностей ЯЭУ. Предлагаемый подход опирается на простые рекурсивные зависимости, не требующие знания статистики процессов.

INFORMATION RELIABILITY ESTIMATION AND FAULT FINDING IN NUCLEAR POWER PLANTS. N.A. BABKIN, O.N. KALISHEV, G.V. MIRONOVA. A joint solution concerning the problems of measuring channel diagnostics, parameter drift analysis and early fault finding in nuclear power plants is proposed. The suggested approach is based upon simple recursion relations which do not require the knowledge of the process statistics.

В связи с актуальностью построения систем оперативного диагностирования (СОД) ЯЭУ большой интерес вызывают вопросы контроля правильности функционирования объектов в режиме реального времени на базе ЭВМ средней производительности и штатной измерительной аппаратуры.

Контроль состояния объекта диагностирования (ОД) сводится к оценке и сравнению с номинальными значениями некоторого множества контролируемых переменных состояния. Отклонение переменных от нормы может быть вызвано:

- недостоверностью первичной информации вследствие неисправностей измерительных каналов (ИК);
- неисправностями ОД, в том числе зарождающимися и/или медленно развивающимися неполадками;
- нормальным дрейфом параметров ОД, связанным с естественными деградационными процессами в установке;
- случайными возмущениями контролируемых величин.

Практически это означает, что подсистема контроля технического состояния ЯЭУ должна:

- обнаруживать неисправности ИК и ОД на начальном этапе развития вне зависимости от их типа, интенсивности и размера;
- отслеживать естественный дрейф параметров и компенсировать его влияние на переменные состояния;
- осуществлять коррекцию недостоверных показаний ИК;
- иметь как можно более низкий уровень интенсивности ошибок (ложных тревог и пропуска неисправностей);
- быть вычислительно эффективной и выполнять свои функции вне зависимости от режима работы ЯЭУ.

В настоящее время диагностирование ИК и обнаружение аномалий ОД осуществляются независимо друг от друга. Анализ литературы [1 – 5] показывает, что наиболее эффективные с точки зрения качества контроля методы решения как первой, так и второй задачи требуют достаточно больших вычислительных затрат, предварительного задания отличительных особенностей возможных неполадок и/или хорошего знания вероятностных характеристик контролируемых процессов. Простые методы в обоих случаях обнаруживают только достаточно развитые и явно выраженные неисправности. Поэтому при создании СОД, работающей в реальном времени, из-за ограниченности вычислительных ресурсов либо одна (как правило, первая), либо обе указанные задачи решаются не в полном объеме, а подсистема контроля состояния в целом не удовлетворяет предъявленным выше требованиям.

В статье предлагается совместное решение задач диагностирования ИК и раннего обнаружения неисправностей ОД, которое вне зависимости от режима работы ЯЭУ обеспечивает достаточно высокое качество контроля при небольших вычислительных затратах. Используемый подход не требует знания статистики процессов или каких-либо априорных предположений о характере неполадок и дает решения, оптимальные в том смысле, что минимизирует время обнаружения аномалий при заданной вероятности ошибок. Используя имеющуюся аппаратную (прямую) и функциональную избыточность информации, метод опирается на простые рекурсивные зависимости, учитывающие предысторию, и заключается в следующем.

На каждом шаге τ опроса ИК формируется множество $X_{\tau} = \{X_{\tau}^i, i \in I = \{1, \dots, n\}\}$, в котором каждое под-

множество X_τ^i соответствует i -му измеряемому параметру ЯЭУ и содержит переменные состояния, определяемые выражением

$$x_{ij}(\tau) = (\bar{P}_{ij}(\tau) - P_i^0)/P_i^1 - \delta x_{ij}(\tau), \quad j = \overline{1, n_i},$$

где $\bar{P}_{ij}(\tau) = r_{ij}(\tau)P_{ij}(\tau) - \rho_{ij}(\tau)$, $P_{ij}(\tau)$ — показание j -го канала, измеряющего i -й параметр, $r_{ij}(\tau)$, $\rho_{ij}(\tau)$ — нормирующие коэффициенты; P_i^0, P_i^1 — опорные значения i -го параметра; $\delta x_{ij}(\tau) \in \delta X_\tau^i \subset \delta X_\tau$ — корректирующая поправка.

Коэффициенты $r_{ij}(\tau)$ и $\rho_{ij}(\tau)$ зависят от качества работы ij -го канала. При нормальной работе ИК без нарушения общности можно считать, что все $r_{ij}(\tau) = 1$; $\rho_{ij}(\tau) = 0$.

В качестве P_i^0 берется оценка матожидания взвешенного по всем прямым измерениям значения i -го параметра ($P_i(\tau) = \sum_j \omega_{ij}(\tau) \bar{P}_{ij}(\tau)$) в начале текущего стационарного режима, а при штатном переходном процессе — значение $P_i(\tau)$ перед этим процессом. Значение P_i^1 берется равным либо рабочему диапазону $P_i(\tau)$, либо перепаду i -го параметра на входе и выходе соответствующего узла, либо P_i^0 .

Корректирующие поправки δX_τ определяются дрейфом параметров (реальной квазистатикой) и штатными переходными процессами. Поправки выбираются так, чтобы при отсутствии неисправностей ОД и ИК все переменные состояния имели нулевые средние. Более полно $\{x_{ij}(\tau)\}$ совместно с $\{r_{ij}(\tau)\}$, $\{\rho_{ij}(\tau)\}$ и $\{P_i^0\}$ обеспечивают подстройку контролируемых величин под достоверные (реальные) рабочие значения параметров ЯЭУ и выделение на этой основе только аномальных отклонений вне зависимости от режима работы установки.

Для расчета δX_τ на штатных переходных режимах можно воспользоваться имитационной моделью нормально функционирующей установки. Однако при этом вычислительные затраты, как правило, оказываются неприемлемо большими. Кроме того, построение достаточно адекватной модели ОД в большинстве случаев проблематично. В ряде случаев значения поправок можно определять по простым прогнозным моделям, например вида [6, 7]

$$\delta x_{ij}(\tau) = x_{ij}(\tau - 1) + [x_{ij}(\tau - 1) - x_{ij}(\tau - 2)] a_{ij}(\tau),$$

где

$$a_{ij}(\tau) = [x_{ij}(\tau - 1) - x_{ij}(\tau - 2)] / [\delta x_{ij}(\tau - 1) - x_{ij}(\tau - 2)] -$$

параметр адаптации, характеризующий скорость реакции модели на изменение $x_{ij}(\tau)$ ($i \in I$, $j = 1, \dots, n_i$).

Если известен тип поведения $x_{ij}(\tau)$ на переходных режимах работы ЯЭУ, то для $\delta x_{ij}(x)$ можно построить модель (группу моделей), которая без увеличения (по сравнению с приведенной) вычислительных затрат позволит получать более точные значения ij -й поправки. При этом следует учитывать, что чем меньше априорных знаний требует прогнозная модель, тем больше опас-

ность отслеживания ею "малых" неисправностей. О расчете $\delta x_{ij}(\tau)$ на (квази)стационарных режимах и компенсации дрейфа параметров ЯЭУ будет сказано ниже.

Введенные таким образом переменные состояния представляют собой стационарные случайные процессы, свойства которых существенно зависят от качества работы измерительной аппаратуры и установки в целом. Это дает возможность использовать для контроля правильности функционирования ОД и ИК изложенные в [6, 8] процедуры обнаружения момента изменения вероятностных характеристик случайной последовательности (по установившейся терминологии, момента появления "разладки").

Критерии обнаружения "разладки" имеют вид:

$$|K_{ij}(\tau)| = |S_{ij}(\tau)/\sigma_{ij}(\tau)| > C_{ij}; \quad (1)$$

$$\sigma_{ij}(\tau)/\sigma_{ij} > D_{ij}, \quad i \in I, \quad j = \overline{1, n_i}. \quad (2)$$

Здесь σ_{ij} — матожидание $\sigma_{ij}(\tau)$ при отсутствии неполадок; $S_{ij}(\tau)$, $\sigma_{ij}(\tau)$ — сглаженное и сглаженное абсолютное значения $x_{ij}(\tau)$, которые определяются выражениями:

$$S_{ij}(\tau) = (1 - \alpha_{ij})S_{ij}(\tau - 1) + \alpha_{ij}x_{ij}(\tau);$$

$$\sigma_{ij}(\tau) = (1 - \alpha_{ij})\sigma_{ij}(\tau - 1) + \alpha_{ij}|x_{ij}(\tau)|,$$

где $0 < \alpha_{ij} < 1$ — постоянная сглаживания.

Выполнение условия (1) означает, что последовательность $\{x_{ij}(\tau)\}$ на шаге τ имеет матожидание $\mu_{ij}(\tau) \neq 0$; выполнение условия (2) свидетельствует о "разладке" $\{x_{ij}(\tau)\}$ по дисперсии. Следует отметить, что выполнение условия (1) для некоторой переменной влечет за собой и выполнение (2) для этой же переменной.

В работе [8] построены не зависящие от нормального (при отсутствии неполадок) распределения $\{x_{ij}(\tau)\}$ асимптотические распределения величин $S_{ij}(\tau)$, $\sigma_{ij}(\tau)$ и $K_{ij}(\tau)$. На этой основе даны оценки порогов C_{ij} и D_{ij} , вероятности ошибок, зоны нечувствительности критериев и времени запаздывания при обнаружении аномалий. Теоретические оценки указанных характеристик, а также устойчивость к кратковременным возмущениям переменных, высокая точность и вычислительная эффективность процедур обнаружения "разладки" подтверждены рядом экспериментов по статистическому моделированию. Показаны преимущества данного алгоритма по сравнению с известными процедурами обнаружения аномалий при работе в режиме реального времени.

При выполнении какого-либо из условий (1) или (2) начинается анализ причин возникновения аномалии, который осуществляется по следующей схеме.

Разобьем X_τ на m подмножеств $F_k = \{x_{ij}(\tau) : x_{ij}(\tau) \in X_\tau^i \& i \in N_k\}$, где N_k — подмножество номеров функционально взаимосвязанных параметров ЯЭУ ($\bigcup_1^m N_k = I$, $N_k \cap N_l = \emptyset$ при $k \neq l$).

Допустим, что "разладка" зафиксирована только у одной, скажем, ij -й переменной. Тогда, если $n_i > 1$, наиболее

лее вероятная причина аномалии — неисправность ИК, соответствующего "разлаженной" переменной. В этом случае для обеспечения достоверности информации на основе сопоставления $P_{ij}(\tau)$ с показаниями исправных каналов i -й группы (измеряющих i -й параметр) необходимо, например методом наименьших квадратов, рассчитать новые значения $\tau_{ij}(\tau)$ и $\rho_{ij}(\tau)$ при "разладке" по матожиданию или σ_{ij} и весовых коэффициентов $\omega_{ik}(\tau)$, $k = \overline{1, n_i}$, при "разладке" по дисперсии ($\omega_{ik} \sim 1/\sigma_{ik}$, $\sum_k \omega_{ik}(\tau) = 1$).

Пусть "разлажены" все элементы X_τ^i (включая случай $n_i = 1$), а остальные переменные соответствующего F_k остались в норме. При "разладке" по матожиданию все корректирующие поправки $\delta x_{ij}(\tau) \in \delta X_\tau^i$ изменяются на $\mu_{ij}(\tau)$ и начинается анализ характера дрейфа i -го параметра.

Аномальный дрейф отличается от нормального главным образом экспоненциальным характером тренда либо наличием в тренде колебательной составляющей с возрастающей частотой осцилляций. На этом отличии и основан критерий обнаружения зарождающихся неисправностей [9], полная форма которого имеет вид:

$$(\tau_i^4 - \tau_i^3)/(\tau_i^3 - \tau_i^2) \leq (\tau_i^3 - \tau_i^2)/(\tau_i^2 - \tau_i^1) < 1; \quad (3)$$

$$(\tau_i^4 - \tau_i^3) \leq (\tau_i^3 - \tau_i^2) \leq (\tau_i^2 - \tau_i^1) < T; \quad (4)$$

$$|\sum_1^4 \Delta_i(\tau_i^k)| \geq 1, \quad \Delta_i(\tau_i^k) = \text{sign } \mu_i(\tau_i^k), \quad (5)$$

где τ_i^k , $k = \overline{1, 4}$ — номера опросов ИК, на которых последовательно вносились изменения в элементы δX_τ^i ; $\mu_i(\tau)$ — любое из $\mu_{ij}(\tau)$; T — временной интервал, соразмерный со средней длительностью нештатных переходных процессов в ОД.

Одновременное выполнение неравенств (3) и (5) или (4) и (5) указывает на экспоненциальный характер тренда. В этом случае для всех $x_{ij}(\tau) \in X_\tau$ за точку отсчета берется уровень, соответствующий моменту $\tau_i^1 - 1$, а с момента τ_i^4 начинается диагностический анализ возникшей ситуации.

Выполнение только неравенства (3) или (4) означает осцилляцию i -го параметра с возрастающей частотой, что, кроме зарождающейся неполадки, может быть вызвано выходом ЯЭУ на критический с точки зрения устойчивости режим работы или сбоям в системе управления.

Если имеет место "разладка" по дисперсии, то проверяется была ли за период $[\tau - T, \tau]$ "разладка" по дисперсии у переменных из других $X_\tau^j \subset F_k$. При утвердительном ответе причина аномалии и дальнейшие действия совпадают с изложенными в предыдущем абзаце. При отрицательном ответе необходимо пересчитать σ_{ij} и $\omega_{ij}(\tau)$, $j = \overline{1, n_i}$, или ввести дополнительное сглаживание при расчете $\bar{P}_{ij}(\tau)$ и запомнить момент τ появления "разладки".

Предположим, что "разлажены" переменные, соответствующие нескольким параметрам из N_k . Наиболее вероятной причиной такой аномалии является неисправность ОД. В этом случае при "разладке" по матожиданию проверяются условия [9]

$$|\bar{x}_i(\tau)| > \epsilon_i + \epsilon, \quad i \in N, \quad (6)$$

где $\epsilon_i = \sum_j \sigma_{ij}/n_i$ — среднее значение отклонения $x_i(\tau) = \sum_j x_{ij}(\tau)/n_i$; $\epsilon = \sum_i \epsilon_i/n$ — постоянная, компенсирующая возможную неточность определения P_i^0 ; $\bar{x}_i(\tau)$ — усредненное по нескольким (например, трем) шагам опроса ИК значение $x_i(\tau)$.

При выполнении любого из неравенств (6) начинается формирование и анализ оперативной диагностической информации по схеме, изложенной в работе [9]. Если условия (6) не выполнены, то выполняется интегральная оценка состояния ОД и анализ тренда.

Чтобы уменьшить вероятность пропуска неисправности при очень медленном развитии неполадки, целесообразно с помощью диагностических сумм [7, 10] осуществлять дополнительный анализ суммарных сдвигов переменных. Интервал накопления информации целесообразно брать равным $5-7T$, а в качестве сигнала к реальному выполнению анализа — наличие изменения значений не менее двух корректирующих поправок.

Предложенные алгоритмы и критерии позволяют обнаруживать аномалии ОД и ИК на начальном этапе их развития вне зависимости от режима работы ЯЭУ, причем устойчивы к случайным возмущениям параметров, слабо чувствительны к изменениям текущего нормального состояния ЯЭУ, отслеживают естественный дрейф параметров установки и компенсируют его влияние на переменные состояния, позволяют выявлять и корректировать недостоверные показания ИК.

Подход ориентирован на работу в условиях неопределенности или неполноты априорной и/или статистической информации о поведении ЯЭУ. Он является продолжением и развитием методологии оперативного диагностирования [7-10], которая на принципах самоорганизации объединяет алгоритмы распознавания, основанные на анализе качественных динамических особенностей аномальных процессов. Реализация данного подхода позволяет оптимизировать структуру разрабатываемого ПО СОД и расширить возможности СОД в целом. В частности, объем программ, осуществляющих диагностирование ИК, анализ дрейфа параметров и обнаружение аномальности состояния ЯЭУ, может быть уменьшен в 2-3 раза.

Список литературы

1. Upadhyaya B.R. Sensor failure detection and estimation// Nucl. Safety. 1985. Vol. 26. № 1. P. 32 — 43.
2. Ray A. A microcomputer-based fault-tolerant control system for industrial applications//IEEE Trans. Ind. Appl. 1985. Vol. 21. № 5. P. 1276 — 1283.

3. Ракитин И.Д., Сон В.В. Разработка систем диагностики АЭС//Атомная техника за рубежом. 1987. № 5. С. 3 — 10.
4. Мироновский Л.А. Функциональное диагностирование динамических систем: Обзор//АиТ. 1980. № 8. С. 96 — 121.
5. Колесников А.И., Малкин С.Д. Использование измерительно-вычислительных комплексов для диагностики экспериментальных ядерных реакторов//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1982. Вып. 3 (25). С. 26 — 30.
6. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования. М.: Статистика, 1979.
7. Бабкин Н.А. Об одном подходе к автоматизации диагностирования ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 1. С. 76 — 82.
8. Калишев О.Н. Метод диагностирования измерительных каналов с учетом предыстории//АиТ. 1988. № 6. С. 135 — 144.
9. Бабкин Н.А., Калишев О.Н. Разработка программного обеспечения системы оперативного диагностирования ЯЭУ: состав и структура//ВАНТ. Сер. Физика ядерных реакторов. 1989. Вып. 3. С. 41 — 46.
10. Бабкин Н.А. О некоторых способах функционального диагностирования ЯЭУ//Там же. 1988. Вып. 1. С. 71 — 76.

Статья поступила в редакцию
22 января 1990 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 30 — 33.

УДК 681.518:621.039.58

ПРОБЛЕМЫ И ПРИНЦИПЫ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ ЯЭУ НА ОСНОВЕ КОНТРОЛЯ РЕЖИМНЫХ ПАРАМЕТРОВ

В.В. Знышев

Излагаются основы подхода к использованию в диагностировании ЯЭУ данных о динамике контролируемых режимных параметров установки.

PROBLEMS AND PRINCIPLES OF NUCLEAR POWER PLANT DIAGNOSTICS ON THE BASIS OF THE MODE PARAMETER MONITORING. V.V. ZNYSHEV. Fundamentals of an approach to using the data on the monitored plant mode parameter dynamics in the nuclear power plant diagnostics are suggested.

Задачу функционального диагностирования в наиболее общем виде можно сформулировать как необходимость достижения определенного уровня знаний о состоянии объекта в прошлом, в настоящем и в будущем (апостериорная, текущая диагностика и прогнозирование соответственно) на основе заранее известных и полученных при контроле сведений о работающем объекте диагностирования. Необходимый уровень знаний о состоянии объекта в каждой из временных областей зависит от цели, подхода, принципов и методов диагностирования, выбранных исходя из особенностей объекта и специфики его эксплуатации. Ряд особенностей выделяет ЯЭУ из существующих технических систем как объект с наиболее высокой значимостью и трудностью осуществления диагностирования. Рассмотрим эти особенности в связи с использованием для диагностических целей данных контроля режимных параметров установки.

ЯЭУ не является изделием массового изготовления, практически всегда ядерную установку можно отнести к уникальным сложным объектам. Это значит, что для каждой конкретной установки нельзя иметь надежные статистические данные по возможным неисправностям и их проявлениям, пригодные для вероятностного подхода к диагностированию, при котором вероятность состояния

в заданный момент времени определяется по результатам многочисленных предшествующих опытов*). Идеологической основой создания системы диагностического анализа данных контроля режимных параметров должны служить принципы детерминизма и причинности. Методы статистики могут применяться при фильтрации сигналов на выходах каналов контроля.

ЯЭУ относится к техническим объектам с большой стоимостью отказов и оснащается системой непрерывного контроля. Число различных типов датчиков и точек контроля чрезвычайно велико (достигает десятков тысяч [1]), и информационно-управляющей системе ЯЭУ приходится иметь дело не с отдельными измерениями, а с потоком информации, содержащим к тому же помехи и ошибки. Это резко затрудняет обеспечение оперативности и точности диагностирования даже при использовании для автоматической диагностической обработки данных

*) В зарубежной литературе регулярно публикуются сведения о возникших неисправностях ЯЭУ (см., например, журнал "Nuclear Safety"), однако полезные при проектировании для улучшения конструкции и технологии изготовления оборудования эти сведения не могут составить достаточно представительного для вероятностной диагностики набора.

контроля новейших ЭВМ и соответственно ставит задачу выбора наиболее информативных, с точки зрения диагностики, априорных и текущих данных, требует применения принципов декомпозиции и минимальной сложности (простоты). Следование этим принципам ведет

— к снижению затрат на достижение цели (для k оценок n/k -мерных векторов требуется меньше расчетов, чем на построение одной оценки n -мерного вектора [2]);

— к снижению вычислительных ошибок (чем проще математический аппарат, тем меньше число вычислительных операций, на каждой из которых вероятна потеря точности);

— к увеличению инженерного понимания сути и хода процесса диагностирования.

В связи с большой стоимостью отказов ЯЭУ нежелательны или запрещены проверочные (тестовые) возмущения, нарушающие нормальную работу установки. Ограничен набор и размеры проверочных возмущений, мало влияющих на контролируемые режимные параметры. Кроме того, для осуществления тестовых проверок необходимы специальные условия, программы и устройства, генерирующие тестовые возмущения и анализирующие реакцию на тесты. При этом требуется обеспечение надежности и диагностируемости самой проверочной аппаратуры. Поэтому при прочих равных условиях пассивные методы диагностирования предпочтительнее методов с применением проверочных возмущений.

Разработка диагностической системы может производиться как для проектируемой, так и для работающей ЯЭУ. В первом случае имеется возможность разумно учесть нужды диагностирования при определении необходимой контролирующей аппаратуры и мест ее размещения. Вместе с тем разработка системы на стадии проектирования затруднена неопределенностью исходных данных. Во втором случае качество диагностирования ограничено возможностями уже установленной штатной аппаратуры контроля, и первоочередная задача состоит в выяснении, какие диагностические данные можно получать только с ее помощью.

Главная цель создания системы диагностирования ЯЭУ — увеличение доли времени нормальной работы в полном жизненном цикле установки. Эффективность диагностирования зависит от полноты априорных данных о возможных неисправностях и их проявлениях. Получение достаточно полных априорных данных путем экспериментов на работающей ЯЭУ практически исключено. Ничтожная часть таких данных — редкий побочный продукт анализа изменений, зафиксированных во время эксплуатации установки и при ресурсных или иных испытаниях ее отдельных элементов. Часть сведений могут дать эксперименты на специальных дорогостоящих натурных стендах.

Наиболее доступным источником априорной диагностической информации являются данные о функционально-логических связях между отдельными узлами установ-

ки. Эти данные формируются при проектировании установки в соответствии с общими объективными законами и назначением ЯЭУ. Из-за неточности изготовления установки могут несущественно измениться лишь отдельные численные характеристики в описании этих связей, принципы же взаимодействия узлов и вид описаний остаются неизменными.

В качестве математических описаний причинно-следственных связей в ЯЭУ обычно используются модели динамики, условие применимости которых в диагностировании — их адекватность. Критерии адекватности модели существенно зависят от цели диагностирования и возможностей системы контроля. В одних случаях доказательством адекватности может служить ее согласие с законами логики и конструктивными данными, в других — дополнительно к этому — успешный опыт моделирования аналогичных объектов, в третьих случаях требуются проверочные эксперименты. Математический аппарат для обслуживания проверочного эксперимента имеется в теории идентификации [3, 4]. Различают параметрическую и непараметрическую идентификацию. Непараметрическая идентификация предполагает определение функций, связывающих измеренные в эксперименте входы и выходы системы. Поскольку в большинстве случаев для ЯЭУ эти функции считаются известными, главной оказывается параметрическая идентификация, при которой ищется значение вектора коэффициентов связей между измеряемыми величинами, обеспечивающего достаточную малость нормы разности (невязки) измеренных в эксперименте величин и соответствующих переменных математической модели. Наиболее развиты методы параметрической идентификации для линейных стационарных систем с постоянными коэффициентами. К таким системам сводятся модели динамики ЯЭУ при их линеаризации около стационарного состояния. Методы параметрической идентификации в принципе можно применять как для проверки адекватности модели, так и для диагностирования, если известно, что при идентификации коэффициенты связей подчиняются определенным условиям (например, условию их постоянства).

Отметим трудности реализации методов параметрической идентификации для ЯЭУ.

1. Полная параметрическая идентифицируемость для стационарного состояния невозможна [4]. Необходимы данные о динамике контролируемых величин, вызванной измеряемыми возмущениями. (В ЯЭУ это могут быть перемещения регулирующих стержней, клапанов, задвижек, смена режимов насосов и потребителей энергии.) Осуществление некоторых из них на работающей установке для целей диагностики может быть вообще запрещено, а допустимый контролируемый размер разрешенных возмущений — оказаться недостаточным при той чувствительности и точности, которыми обладает система контроля.

2. Использование для параметрической идентифика-

ции ЯЭУ различных вариантов фильтра Калмана [4 – 6] оказывается громоздким в вычислительном отношении. При сильной некорректности задачи из-за зашумленности данных контроля и несовершенства измерительной аппаратуры требуется объем данных измерений, достаточный для статистической обработки. Статистическая обработка приводит к тому, что время, затрачиваемое на идентификацию, превышает время решения задачи Коши для идентифицируемой модели не менее чем в полтора раза [4]. Минимизация невязки на недостаточно представительной выборке может привести к неверному результату из-за попадания не на главный минимум [7]. Вместе с тем большей выборке данных соответствует большее время наблюдения и большая вероятность попадания момента возникновения нарушения нормальной работы ЯЭУ на время наблюдения.

Пассивные методы функционального диагностирования с помощью специальных схем [8, 9], формирующих на основе модели динамики контрольные сигналы, решают лишь простейшую диагностическую задачу об исправности или неисправности элемента с контролируемым входом и выходом. Обнаруживать нарушение нормальной работы ЯЭУ можно также проверкой статических соотношений (например, методом, описанным в работе [10]). Однако статических соотношений для суждения о причинах нарушения может оказаться недостаточно. Очевидно, что более полная информация о причинах нарушений содержится в данных о динамике отклонений контролируемых величин от нормы, вызванных возникновением неисправности. Эти данные можно получить, непрерывно записывая показания контролирующей аппаратуры в течение заданного отрезка времени [11, 12]. Трудности возникают при извлечении диагностической информации из полученных таким образом данных.

Прямое поточечное сравнение записанных функций, отражающих динамику контролируемых параметров при неисправностях, с такого же рода "эталонными" временными функциями (эталонными образами неисправностей), полученными каким-либо способом заранее, для ЯЭУ, во-первых, слишком трудоемко и дорого, т.к. предполагает добывание для каждого типа неисправностей множества временных функций-эталонов, охватывающих всевозможные формы временного развития неисправностей; во-вторых, ненадежно, т.к. результаты поточечного сравнения чувствительны к взаимному сдвигу сравниваемых точек во времени и пространстве, из-за неточности исходных и текущих данных [13].

Записанный в течение заданного временного отрезка массив данных может оказаться избыточным для диагностики, поскольку диагностическую ценность представляет лишь очень малое число точек детерминированного процесса, и недостаточным для выделения этих точек из массива в присутствии шумов и разного рода ошибок; т.е. для диагностирования избыточность необходима, но

она должна быть рационально ограничена. Поиск путей рационального решения диагностической задачи удобно вести с позиций теории оптимального управления.

Диагностическую задачу можно интерпретировать как типичную для теории управления задачу "осуществления назначенной траектории" [14], в которой в качестве назначенной траектории рассматривается зафиксированное системой контроля движение конца вектора контролируемых параметров в соответствующем пространстве (отклонение от нормального состояния), а в качестве искомого управления – причины (неисправности), вызвавшие это движение.

Такая интерпретация достаточно просто выражает суть поиска неисправностей и указывает на возможность подбора методов ее решения среди методов теории управления, в том числе методов решения обратных задач динамики [15, 16]. Формально алгоритм решения строится путем обращения операций и переменных математической модели динамики. Однако реальные возможности строгого решения обратных задач в случае больших сложных систем (типа ЯЭУ) близки к нулю из-за существенной некорректности* [17]. Среди известных приемов устранения некорректности (регуляризации) задачи [17] наиболее подходящим в рассматриваемых условиях является сужение класса искомых решений на основе практических соображений.

При разработке и выборе диагностических методов полезно принять во внимание следующее.

1. Процессы в ЯЭУ, являющиеся объектом диагностического анализа, в зависимости от скорости ухода состояния установки от нормы можно условно разделить на четыре типа.

Процессы нормального функционирования в плановых переходных и стационарных режимах. Неисправности отсутствуют, скорости ухода состояния от нормы равны нулю. Эти процессы являются базовыми для уточнения нормальных рабочих значений контролируемых параметров и для применения идентификационных методов, использующих проверочные возмущения.

Медленные деградационные процессы, отражающие накопление в установке, микроухудшений, связанных с износом конструктивных узлов и изменением свойств материалов. Множество внутренних и внешних причин ускоряет, то замедляет деградацию, что накладывает на монотонное течение деградационного процесса случайную составляющую. Заметные изменения контролируемых величин накапливаются в течение отрезка времени, сравнимого с ресурсом оборудования установки. Малая скорость изменения состояния установки в этих процес-

* На практике число искомых величин обычно превышает порядок системы уравнений модели, исходные данные и данные измерений недостаточно определены из-за шумов и ошибок.

сах дает возможность обнаружить изменения, их тенденции и принять меры, предотвращающие достижение аварийного состояния.

Быстрые процессы, отражающиеся во внезапном выходе контролируемых параметров установки за границы областей рабочих значений из-за непредвиденного скачкообразного роста внешних нагрузок и резкого проявления скрытых дефектов конструкции. Момент возникновения таких процессов предугадать невозможно по определению; скорости изменения состояния велики, поэтому очевидна необходимость быстрее распознавания их причин.

Процессы "промежуточные" (так назовем процессы, которые занимают промежуточное положение между быстрыми и медленными).

Такое условное разделение процессов приводит к декомпозиции диагностической задачи на части с разными целями и методами решения.

2. В большинстве практических случаев задача диагностирования состоит в определении причины наблюдаемых изменений контролируемых параметров и лишь в оценке ее количественных характеристик, т.к. их точное знание либо не является необходимым, либо неприемлемо дорого, либо невозможно по условиям эксплуатации и из-за недостатков системы контроля. Заметим также, что "стремление получить "точную" или как можно более точную причинную характеристику, отвечающую тонким структурным особенностям ее следственного образа, заданного с некоторой ошибкой, ведет к неустойчивому результату" [15]. Поэтому для определения причины и оценки ее характеристик может оказаться достаточным или вынужденным решение упрощенной диагностической задачи, использующей следующие имеющие практический смысл соображения.

1) "Ранняя" диагностика имеет дело с малыми отклонениями контролируемых величин от нормы. Чем меньше отклонения, по которым обнаруживается вызвавшая их причина, тем эффективнее диагностирование. Поэтому раннее диагностирование правомерно строить на основе математической модели, описывающей динамику ЯЭУ при малых отклонениях режимных параметров от нормы. При малых медленных отклонениях состояния от нормы важно определить не столько абсолютные значения отклонений (т.к. они малы), сколько их тенденции.

2) Возмущение, вызванное возникновением неисправности, распространяется по различным коммуникациям в установке с разной скоростью и достигает разных точек контроля в различные моменты времени. Последовательность моментов достижения зависит от места и типа неисправности и поэтому может служить ее "образом". Простейший аналог такого образа, применяющийся в диагностике ЯЭУ, — "дерево событий" [18].

3) Вероятность совпадения во времени моментов на-

чала возникновения и вероятность взаимной компенсации влияния на динамику ЯЭУ нескольких развивающихся неисправностей пренебрежимо малы.

4) В используемой в диагностировании модели динамики отражается частотный диапазон процессов в ЯЭУ, соответствующий диагностической задаче, т.е. по модели можно судить об инерции в реакции элементов ЯЭУ на возникающие неисправности и о том, какие из частот сигналов на выходах каналов контроля являются лишними для данной задачи. Чтобы исключить эти частоты из диагностического анализа малых отклонений сигналов от нормы, достаточно простейших фильтров. Инерционность элементов ЯЭУ ограничивает максимальные скорости изменения контролируемых величин, что позволяет использовать прием "естественной регуляризации" [15, 19] — дискретное измерение контролируемых величин с шагом, выбранным исходя из инерционных свойств диагностируемого элемента ("шаговая регуляризация"). Выбранный шаг измерения будет естественным шагом численного решения на ЭВМ обратной задачи динамики и, соответственно, будет определять скорость диагностического анализа (для усиления сглаживания при определенных условиях шаг решения может быть выбран кратным шагу измерения). При этом следует иметь в виду, что результаты естественной шаговой регуляризации применимы для приближенного определения первых производных контролируемых величин; для определения производных более высоких порядков этот прием малоприменим [19].

5) В ЯЭУ всегда имеются элементы, которые с приемлемой точностью можно считать идентичными по конструкции и по условиям их эксплуатации (твэлы, секции и трубки парогенераторов, насосы, датчики, измеряющие одну и ту же величину, и т.д.). Для распознавания неисправного элемента в группе идентичных достаточно сравнивать результаты контроля одинаковых параметров элементов группы.

Высказанные соображения в разной мере отражены в работах [20 — 28], посвященных методам функционального диагностирования ЯЭУ на основе данных о динамике режимных параметров под воздействием неисправности.

Диагностическую систему ЯЭУ, работающую на основе данных о динамике контролируемых режимных параметров установки, можно представить состоящей из пяти основных взаимосвязанных частей. Первая часть обнаруживает неисправные элементы в группе идентичных (в том числе каналы контроля). Вторая часть организует допустимые проверочные возмущения и анализирует реакции на них в целях идентификации некоторых характеристик установки. Третья часть работает в стерео режиме и распознает внезапные быстроразвивающиеся неисправности. Четвертая часть обнаруживает причины медленных изменений и их тенденции, работает на дискретных данных, собранных в течение длительного про-

межутка времени. Пятая часть ориентирована на анализ изменений режимных параметров с промежуточными временными характеристиками. Система имеет единую идейную основу, предполагающую использование математических моделей динамики ЯЭУ.

При автоматизации диагностической системы на базе ЭВМ, кроме алгоритмов, обеспечивающих работу соответствующих ее основных частей, необходимы алгоритмы, обслуживающие систему как до, так и во время диагностического процесса. Это — алгоритмы исследования динамики ЯЭУ при неисправностях и построения эталонных образов неисправностей, алгоритмы взаимодействия разных частей системы и ее адаптации к меняющимся при эксплуатации условиям и др. Ряд вопросов алгоритмического обеспечения диагностики рассмотрен в работах [29 — 31].

В ядерной энергетике накоплен большой опыт математического моделирования динамики ЯЭУ. Однако на практике в случае конкретной ЯЭУ опыта и сведений для реализации теории диагностирования в желаемом виде оказывается недостаточно и приходится использовать эвристику. Поэтому в принятии решений по результатам диагностирования всегда имеется определенная доля риска. Это обстоятельство, а также тот факт, что сама диагностическая система не абсолютно надежна, должны предостерегать от завышения оценок практической полезности и эффективности диагностирования. Некоторыми авторами пропагандируется эксплуатация по состоянию технических систем, при которой каждый экземпляр системы после выработки ресурса эксплуатируется до "предельного состояния" в соответствии с рекомендациями технической диагностики. Например, в [32] даются высокие оценки выгоды от такой эксплуатации. Однако неизбежная реальная неопределенность "предельного состояния" каждого конкретного экземпляра технической системы (особенно уникальной) повышенной опасности для людей отвергает, на наш взгляд, практическое использование оценок выгоды от такой эксплуатации. Использование результатов диагностирования ЯЭУ приемлемо для предотвращения аварий, поиска причин происшедших нарушений, оптимизации рабочих режимов, но недопустимо для эксплуатации по состоянию после выработки ресурса агрегатов установки, связанных с безопасностью. Сомнительна также практическая ценность долгосрочных количественных прогнозов состояния установки по данным контроля. Прогнозирование для ЯЭУ может рассматриваться как предсказание эксплуатационных характеристик по результатам априорного исследования моделей различных процессов, а также как предсказание состояния на короткий отрезок времени, сравнимый с характерным временем переходных процессов в установке, по обнаруженным тенденциям предыстории (характерное время переходных процессов связано с инерционностью динамического объекта, которая не позволяет резко меняться тенденциям прошлого).

Основные проблемы автоматизации процесса функционального диагностирования на базе ЭВМ не отличаются от стандартных для информационно-управляющих систем: обеспечение устойчивости счета и получение результатов в реальном масштабе времени. В связи с сомнениями относительно возможности полной замены человека-оператора компьютером [33] остается неясным и подлежащим определению тот уровень автоматизации, который целесообразно достигнуть для каждой конкретной ЯЭУ.

Список литературы

1. Гаврилов П.А. и др. Некоторые вопросы организации системы диагностики АЭС с уран-графитовыми канальными кипящими реакторами большой мощности (РБМК) на базе УВМ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1979. Вып. 1(5). С. 17 — 24.
2. Аоки И. Оптимизация стохастических систем. М.: Наука, 1971.
3. Современные методы идентификации/Под ред. П.Эйкхоффа. М.: Мир, 1983.
4. Справочник по теории автоматического управления. М.: Наука, 1987.
5. Application of adaptive filtering technique for diagnostic system of nuclear power plants/J. Wakabayashi, A. Fukumoto, Sh. Tashiba, I. Kawahara//Proceedings of the 19th IEEE Conference on Decision and Control. Albuquerque, n.m. 1980. Vol. 1. P. 127 — 132.
6. Caglayan A.K. Simultaneous failure detection and estimation in linear systems//Proceedings of the 19th IEEE Conference on Decision and Control. Albuquerque, n.m. 1980. Vol. 2. P. 1038 — 1041.
7. Перельман И.И. Методы состоятельного оценивания параметров линейных динамических объектов и проблематичность их реализации на конечных выборках//Автоматика и телемеханика. 1981. № 3. С. 49 — 55.
8. Мироновский Л.А. Функциональное диагностирование динамических систем: Обзор//Автоматика и телемеханика. 1980. № 8. С. 86 — 121.
9. Development of diagnosis system for boiling water reactor/F. Murato, K. Kato, F. Tomirava, I. Sumida//Nuclear Technology. 1979. Vol. 44. P. 104 — 107.
10. Дубовский Н.Г., Мокроус М.Ф. Параметрические методы диагностического контроля состояния авиадвигателей. Линейные диагностические матрицы//Труды ЦИАМ. 1981. С. 28 — 33.
11. Ольшевский Ю.Н. и др. Некоторые алгоритмы для систем управления с УВМ реакторной установки ВВЭР-1000//ВАНТ. Сер. Динамика ЯЭУ. 1975. Вып. 1(7). С. 52 — 64.
12. Колесников А.И., Малкин С.Д. Использование измерительно-вычислительных комплексов для диагностики экспериментальных ядерных реакторов//ВАНТ.

- Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1982. Вып. 3 (25). С. 26 – 30.
13. Абагян А.А. и др. Система контроля и диагностики режимов работы энергоблока АЭС//Атомная энергия. 1987. Т. 63. Вып. 5. С. 311 – 315.
 14. Барбашин Е.А. Введение в теорию устойчивости. М.: Наука, 1967.
 15. Алифанов О.М. Обратные задачи теплообмена. М.: Машиностроение, 1988.
 16. Пупко В.Я., Зродников А.В., Лихачев Ю.И. Метод сопряженных функций в инженерно-физических исследованиях. М.: Энергоатомиздат, 1984.
 17. Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач. М.: Наука, 1979.
 18. Fussel J.V. A formal methodology for fault tree construction//Nuclear Science and Engineering. 1973. Vol. 52. P. 421 – 432.
 19. Алифанов О.М. Идентификация процессов теплообмена летательных аппаратов. М.: Машиностроение, 1979.
 20. Знышев В.В. Об одном способе формирования образа неисправности ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1979. Вып. 4(8). С. 64 – 68.
 21. Бабкин Н.А., Знышев В.В. К вопросу о диагностике ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1980. Вып. 3(12). С. 76 – 83.
 22. Бабкин Н.А. Об информативности признаков при диагностировании ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1982. Вып. 3(25). С. 31 – 38.
 23. Знышев В.В. Об одной возможности использования математической модели динамики ЯЭУ в диагностировании//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1986. Вып. 1. С. 32 – 36.
 24. Знышев В.В., Сабаев Е.Ф. Структурная избыточность ЯЭУ и диагностирование//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 1. С. 69 – 70.
 25. Бабкин Н.А. О некоторых способах функционального диагностирования ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 1. С. 71 – 76.
 26. Знышев В.В. Идентификатор неисправностей элементов ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 1. С. 82 – 87.
 27. Калишев О.Н. Метод диагностирования измерительных каналов с учетом предысторий//Автоматика и телемеханика. 1988. № 6. С. 135 – 144.
 28. Знышев В.В. Способы диагностирования ЯЭУ на основе математической модели динамики контролируемых параметров//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1989. Вып. 3. С. 53 – 55.
 29. Бабкин Н.А., Калишев О.Н., Николаев М.Я. О надежности распознавания неисправностей при диагностировании ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1984. Вып. 2(39). С. 83 – 87.
 30. Бабкин Н.А., Калишев О.Н. Об автоматизации и адаптации одной распознающей системы//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1986. Вып. 1. С. 36 – 41.
 31. Бабкин Н.А. Об одном подходе и автоматизации диагностирования ЯЭУ//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 1. С. 76 – 82.
 32. Биргер И.А. Техническая диагностика. М.: Машиностроение, 1978.
 33. Неддерман Дж. Могут ли компьютеры заменить оператора АЭС?//Атомная техника за рубежом. 1989. № 3. С. 27 – 28.

Статья поступила в редакцию
17 ноября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 33 – 38.

УДК 62-506 519.92+681.142.3

ИССЛЕДОВАНИЕ НЕКОТОРЫХ АЛГОРИТМОВ ВОССТАНОВЛЕНИЯ СОПОСТАВИМОСТИ ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Б.В. Соколов

Исследуется относительная точность алгоритмов восстановления математической сопоставимости изображений. Отобран алгоритм с наилучшими точностными характеристиками. Оговариваются границы его применимости.

STUDY OF SOME ALGORITHMS FOR RECOVERY OF COMPARABILITY OF DIAGNOSTIC PATTERNS. B.V. SOKOLOV. The relative accuracy of the algorithms for recovery of mathematical comparability of patterns is studied. The algorithm with the accuracy characteristics has been selected. The limits of its applicability are pointed.

Типичная схема диагностирования подразумевает математическое сравнение результатов периодического контроля объекта и простое правило расшифровывания

замеченных изменений. Суть правила такова. Значимое расхождение считается свидетельством перемен в объекте, незначимое – свидетельством статистических и аппаратных ошибок.

Между тем такой принцип распознавания не работает без доказательств математической сопоставимости данных, говорящих о неизменности "видения" объекта детектором во всех измерениях. Для их получения необходима система наведения детектора на объект, исключая смещения, повороты, растяжения-сжатия осей условных систем отсчета объекта и детектора. Без такой появляется еще один, не учитываемый правилом, источник координатно-неустойчивого и предельно допустимого по уровню расхождения данных. С теоретико-вероятностных позиций вызванное им расхождение не имеет отличительных признаков и потому, согласно правилу, будет ошибочно приписано диагностируемому объекту.

Указанные доводы говорят, что диагностическому выводу должен предшествовать тест на сопоставимость данных, а при обнаружении несопоставимости — шаги по ее подавлению. Работа посвящена развитию математических приемов подавления несопоставимости данных матричного типа. Исследуется случай, когда заранее известно, что в очередном измерении объект сдвинулся и повернулся в плоскости, перпендикулярной направлению видения детектора. Одновременно гарантируется равенство позиционного разрешения детектора в различных направлениях и неизменность кратчайшего расстояния детектора до объекта.

Исследование включает три задачи: создание алгоритмов обнаружения и подавления несопоставимости, разработку критериев оценки их погрешностей, получение данных, обеспечивающих возможность такой оценки.

Первая задача ставится так. Даны два одинаковых по размерам изображения таблиц целых чисел, содержащих проекции объекта. На одном проекция определена, на другом — нет. Известно лишь, что она сдвинута и повернута относительно координатной сетки, деформирована координатно-линейной и нелинейной зависимостями на отдельных малых участках. Требуется указать методы поиска этой проекции, реализовать их в виде автоматически работающих программ, оценить точностные качества последних. Решение этих задач явилось основным предметом работы.

ОСОБЕННОСТИ АЛГОРИТМОВ. Оба изображения покрываются условными сетками так, чтобы их предварительно занумерованные узлы легли на точки, где изображение определено. На сетки кладутся маски с изготовленными по контуру эталонной проекции вырезами. Первая маска устанавливается так, чтобы была открыта эталонная проекция, а вторая — так, чтобы открытым оказался идентичный первому участок сетки. Далее первая маска "сшивается" с сеткой и изображением, а вторая — только с сеткой. Это позволяет перемещать ее по изображению и сравнивать выделенную зону с заданной.

Значения для сравнения берутся из точек расположе-

ния узлов с одинаковыми номерами. Но у перемещаемой маски эти узлы попадают в точки, где изображение не определено. Значения в них вычисляются билинейным интерполированием по четырем ближайшим к узлу величинам. Направление и шаг поворотного-сдвигового перемещения выбираются так, чтобы результат сравнения постоянно улучшался. Когда попытки перемещения не дают улучшения, поиск прекращается, фиксируются ее угол, сдвиг, результат сравнения.

Интерполированию свойственны переменные погрешности. Это установлено путем математического сравнения результатов интерполяционного и аналитического поворота двумерной функции Гаусса. Полученные карты (рис. 1) и зависимости интегрального результата срав-

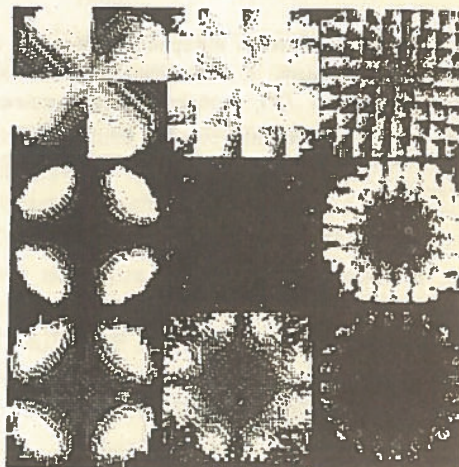


Рис. 1. Поворот табулированного гауссиана на $1,4, 1,0^\circ$ (слева направо) путем нелинейного, плоскостного и билинейного интерполирования (сверху вниз). Данные отнесены к результатам аналитического поворота

нения (рис. 2) от угла поворота обозначили немонотонный характер изменений. Это позволило предположить, что переменные погрешности интерполирования способны ограничивать точность поиска.

Выбраны два приема сглаживания ожидаемых немонотонностей: вычисление опережающих поправок к исходным данным и вычисление поправок к результату сравнения фрагментов. Эти приемы легли в основу трех схем поиска (рис. 3): полной (сплошные линии), неполной (пунктир) и упрощенной (точечные соединения) и именуемых в дальнейшем П, Н и У. В полную вошли оба типа поправок. В неполную — только опережающие. В упрощенную не вошли ни те ни другие. Образованы две тройки указанных схем. В одной поиск ориентирован на достижение максимального коэффициента корреляции фрагментов (К-алгоритмы). В другой (Д-алгоритмы) — на достижение наименьшего среднеквадратичного разброса коэффициента их асимметрии. Задача состоит в том, чтобы указать способ отбора алгоритма с наилучшими точностными качествами.

МЕТОДИКА ПОЛУЧЕНИЯ ДАННЫХ. Экспериментальные средства включали: источники γ -излучения на

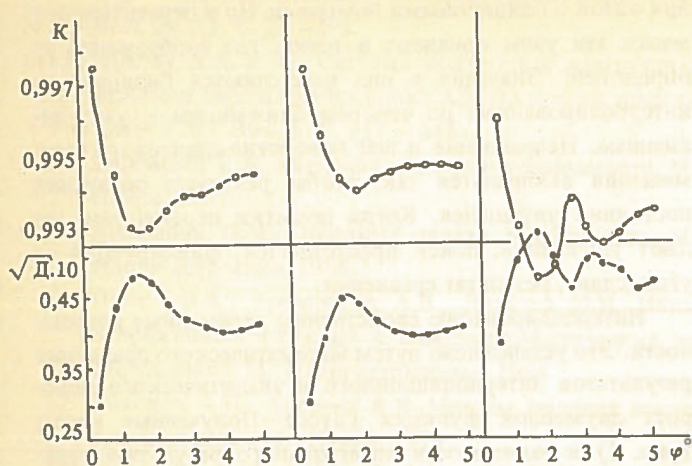


Рис. 2. Представление результатов интерполяционного и аналитического поворота гауссиана в виде угловых зависимостей коэффициента корреляции (К) изображений и среднеквадратичного разброса (Д) коэффициента их асимметрии. Слева направо — билинейный, плоскостной и нелинейный способы интерполирования

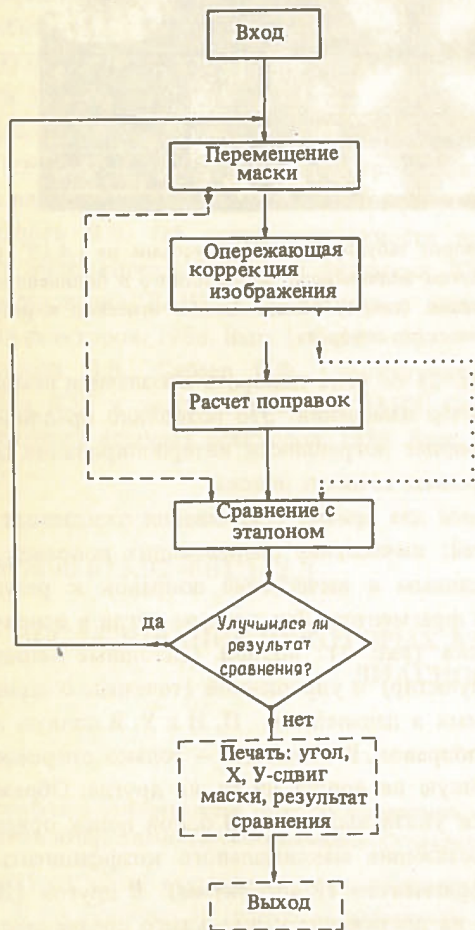


Рис. 3. Упрощенное представление алгоритмов поиска

базе раствора ^{99m}Tc , предметный столик, сопряженную с ЭВМ медицинскую гамма-камеру.

Использовались основной, узконаправленный и плоский источники (рис. 4). Основной (см. рис. 4,а) пред-

ставлял собой заполненное раствором тонкостенное полое тело из оргстекла. Узконаправленный (см. рис. 4,в) предназначался для оценки координат оси стола в системе детектора. Плоский (см. рис. 4,б) отвечал целям получения функции неравномерности разрешения детектора и обеспечивал равномерное в поле обзора излучение.

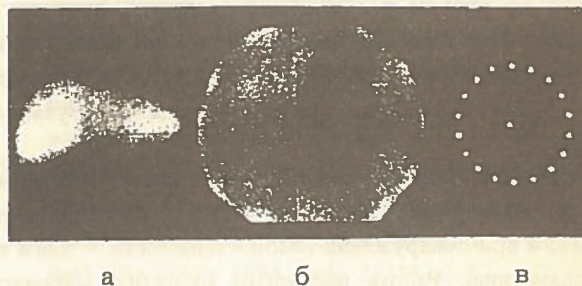


Рис. 4. Изображения источников

Детектором являлась медицинская гамма-камера. Это позиционно-чувствительный приемник γ -излучения, чья острая направленность создается свинцовым коллиматором с мозаичной системой отверстий. Камера регистрирует отобранные по направлению и энергии единичные акты излучения, оценивает координаты вспышек света в сцинтилляторе, передает их в ЭВМ, где в заданный ими X, Y-адрес добавляется единица. Когда в одном из 128×128 адресов набиралось 255 событий, измерение прекращалось.

Столик с источником размещался под камерой и мог поворачиваться на 360° , перемещаться, менять наклон плоскости. Перпендикулярность стола, параллельность направления видения детектора полю тяжести, бесповоротное перемещение детектора вдоль этого поля обеспечивались специальной юстировкой. Юстировка завершалась, когда подъем детектора не вызывал сдвига изображения узконаправленного источника относительно координатной сетки.

При съемках основного источника угол стола менялся согласно схеме: $0^\circ \rightarrow 90^\circ \rightarrow 0,5^\circ \rightarrow 90,5^\circ \rightarrow \dots \rightarrow 5^\circ \rightarrow 95^\circ$. В 44 позициях он экспонировался дважды. В 22 — однократно с поднятой на 15 см камерой. Таким образом, менялось положение, масштаб и строение изображений. Плоский источник снят 10 раз через каждые 36° поворота стола; узконаправленный — 18 раз через 20° , причем его смещение от оси поворота составляло ~ 7 см.

КРИТЕРИЙ ОТБОРА АЛГОРИТМОВ. Упрощенные алгоритмы были предварительно апробированы на 23 изображениях со скрытой зеркальной симметрией. В трех случаях результаты поиска оси симметрии по К и Д-алгоритмам заметно разошлись. Для выявления правильного ответа потребовался критерий обнаружения их точностной неравноценности.

Принят такой критерий: точнее, тот алгоритм, чьи выходные результаты меньше зависят от изменения строения фрагментов. Для работы с ним нужно иметь одно эталонное изображение и два изображения с взаимно несмещенными, но отличающимися строением фрагментами. Последние удобно образовать из изображения и продукта его деления (коррекции) на функцию неравномерности X, Y-разрешения детектора. Путем их попарного объединения с эталонным изображением, "прогонки" пар через все алгоритмы, сравнения данных ДО и ПОСЛЕ коррекции можно найти "отклик" каждого алгоритма. Следует, однако, доказать, что коррекция деформирует фрагмент и при этом не смещает его.

Критерий дополняют два тезиса: а) углы φ поворота стола и математической маски всегда равны вне зависимости от того, совпадают или нет их оси; б) расстояние R между осями поворота стола и маски есть инвариант относительно угла поворота, т.е.

$$R = \frac{\sqrt{X^2(\varphi) + Y^2(\varphi)}}{2 \sin(\varphi/2)} = \frac{A(\varphi)}{2 \sin(\varphi/2)} = \text{const}, \quad (1)$$

где $A(\varphi)$ — расстояние между одинаковыми точками повернутого на φ объекта; $X(\varphi)$ и $Y(\varphi)$ — проекция расстояния на оси координат.

О точности алгоритмов удобно судить по величинам:

$$\Delta\varphi^i = |\varphi_{\text{д}}^i - \varphi_{\text{п}}^i|; \quad (2)$$

$$\Delta A^i = |A_{\text{д}}^i - A_{\text{п}}^i|; \quad (3)$$

$$\Delta R^i = |R_{\text{д}}^i - R_{\text{п}}^i|, \quad (4)$$

где i — способ обработки, д и п — индексы коррекции (ДО и ПОСЛЕ).

ОБРАБОТКА ДАННЫХ. На двух эталонных изображениях \mathcal{E}^0 и \mathcal{E}^{90} , выделенных по меткам 0° и 90° стола, были определены зоны интереса. Из эталонных и прочих изображений составлялись пары. В пары с \mathcal{E}^0 включались изображения из диапазона малых ($\leq 5^\circ$) и диапазона больших ($90 - 95^\circ$) углов, а в пары с \mathcal{E}^{90} — только изображения диапазона больших углов. Каждая такая пара предъявлялась всем алгоритмам. Поскольку исходные данные отличались лишь углом поворота стола, расчетный материал был сгруппирован в зависимости вида "угол — угол", "A — угол", "R — угол" по 10 точек в каждой. Ожидалось, что первая зависимость, связывающая углы поворота стола и маски, будет прямой, идущей из начала координат под 45° к осям. Вторая, в случае малых углов, — также прямая, идущая из начала координат. Третья — прямая, параллельная оси абсцисс.

Обработка 720 пар изображений дала по 72 зависимости "угол — угол", "X, Y-сдвиг — угол", "результат сравнения — угол". Половина из них относится к результатам деления изображений на аппаратную функцию (рис. 4,б). Расчет последней сводился к сложению, сгла-

живанию*) и аппроксимации константой десяти изображений плоского источника, делению на эту константу сглаженного изображения.

Неравенство разрешения детектора в X и Y-направлениях оценивалось по данным от узконаправленного источника. Учитывалось, что при равенстве центры тяжести его изображений расположатся по окружности, а при неравенстве — по эллипсу. Метод отбора гипотезы заключался в следующем. Выбирался затравочный центр (x^*, y^*) совокупности точек, определялось его расстояние G_i до каждой и угол γ_i линии их соединения с осью абсцисс. Зависимость $G_i = F(\gamma_i)$ аппроксимировалась уравнением

$$G_{\text{теор}} = a \sin(\omega\gamma_i + \gamma_0) + G_0, \quad (5)$$

где a — коэффициент эллипсности; ω — частота невязки эллиптического закона с круговым ($\omega_{\text{теор}} = 2$); γ_0 — наклон эллипса к оси абсцисс; G_0 — радиус окружности, аппроксимирующей эллипс наилучшим образом.

Параметры a , γ_0 , G_0 в точке x^* , y^* , а также координаты последней подбирались методом наименьших квадратов. Когда χ^2 в некоторой точке X^c , Y^c достигал минимума, ось поворота считалась найденной и расчет прекращался.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ. Расчетные данные отличаются способом обработки, диапазоном углов, удалением детектора от объекта, наличием или отсутствием коррекции данных. Введены сокращения: $0 \cap (0+\varphi)$, $0 \cap (90+\varphi)$, $90 \cap (90+\varphi)$. Они означают, что относительно \mathcal{E}^0 и \mathcal{E}^{90} поисковые фрагменты повернуты на углы φ , $90+\varphi$, φ , где $\varphi \leq 5^\circ$.

МЕХАНИЗМЫ ИСКАЖЕНИЯ ДАННЫХ. В схеме получения данных выделяются три источника математически необратимых изменений. Это операция округления координат, входящая в аналого-цифровое преобразование, неравномерность X, Y-разрешения детектора, возможное неравенство разрешения в X и Y-направлениях.

С поворотом стола точки объекта перемещаются между узлами неподвижной координатной сетки, образующими множество фиксированных адресов. После округления адрес сместившейся точки либо останется прежним, либо изменится. Так, адреса ближайших к оси точек останутся теми же, что и до поворота; адреса удаленных от оси точек обновятся. Неизменность координат одних точек и обновляемость других означает, что область определения изображения деформируется, а ее заселенность перераспределяется. Как будет показано ниже, вносимые аналого-цифровым преобразованием искажения значительно превышают интерполяционные.

При повороте стола объект попадает в зону с иным разрешением гамма-камеры (см. рис. 4,б, 5). О вызванных этим изменениях говорят результаты сравнения об-

*) Рябов О.Л., Соколов Б.В. Аннотация комплекса программ SMO//БАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1985. Вып. 9. С. 74.

ластей, занятых эталонным (\mathcal{E}° или \mathcal{E}^{90°) и повернутым на φ изображениями (рис. 6). Они представлены в виде угловых зависимостей коэффициента корреляции K_A областей и среднеквадратичного отклонения значения коэффициента их асимметрии D_A . При переходе от малых углов ($\leq 5^\circ$) к большим ($\geq 90^\circ$) резкое ухудшение обеих величин сопровождается исчезновением их монотонного хода.

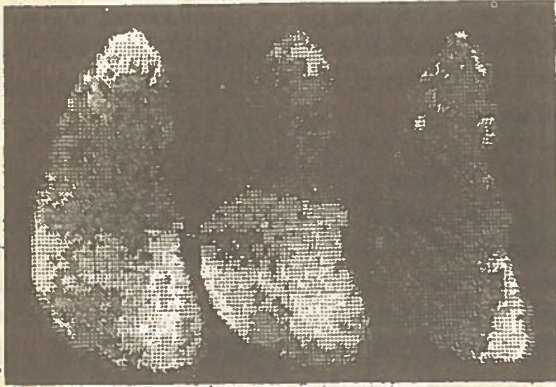


Рис. 5. Неравномерность разрешения детектора в зонах эталонного (\mathcal{E}° и \mathcal{E}^{90°) расположения объекта (справа — отнормированная по яркости разностная картина)

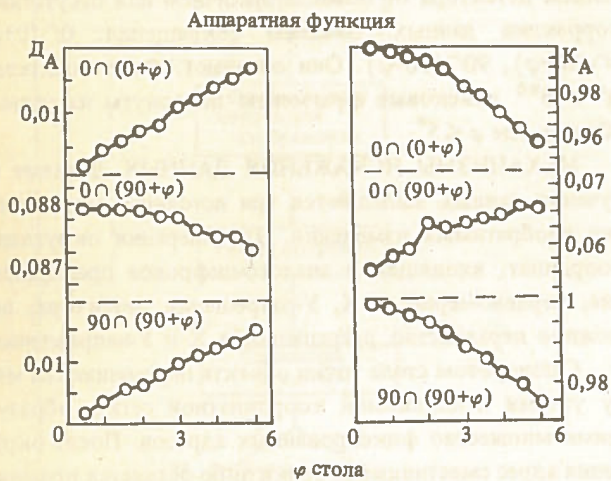


Рис. 6. Среднеквадратичный разброс D_A коэффициента асимметрии и корреляция K_A изображений неравномерности разрешения детектора

Действие неравномерности отражается и на основных результатах (рис. 7). Так, взаимное смещение кривых, полученных по Н, П, У-схемам, оказалось существенно меньшим перепада между наибольшим и наименьшим значениями кривых. Этот факт позволяет считать, что интерполяционные искажения малы по сравнению с аппаратными, слабее влияют на поиск фрагментов и рост уровня их рассогласования.

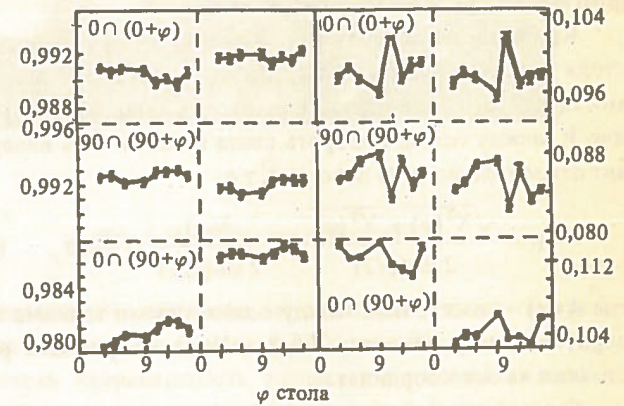
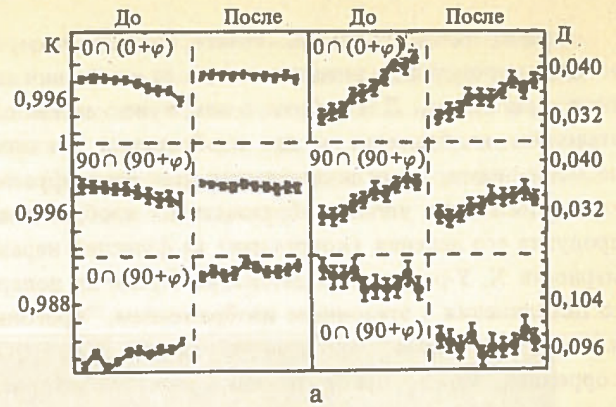


Рис. 7. Корреляция K эталонного фрагмента с поисковым и среднеквадратичный разброс D коэффициента их асимметрии в функции угла поворота стола с объектом: а — одномасштабные данные; б — разномасштабные данные

Третья причина несопоставимости — возможное неравенство разрешения детектора в X и Y-направлениях. При повороте объекта на большой угол ($\sim 90^\circ$) его изображение сожмется в одном направлении и растянется в другом. Метод обнаружения неравенства в следующем. Определялись центры тяжести 18 изображений узконаправленного источника, находились их геометрический центр, вычислялись его расстояния до каждой точки и углы между линией их соединения и осью абсцисс, угловая зависимость расстояний аппроксимировалась уравнением (5).

В расположении центров тяжести изображений обнаружена эллипсность: $a = 0,34 \pm 0,14$ (рис. 8). Аффинных преобразований в алгоритмах нет. Поэтому указанная несопоставимость ими не обрабатывается, что, как ожидается, повлияет на поиск при больших углах между фрагментами.

КОРРЕКЦИЯ ИЗОБРАЖЕНИЙ. Постулировалось, что деление изображений на аппаратную функцию видоизменит фрагмент, но не сместит относительно прообраза.

О выполнении первого условия говорит снижение наклона $K(\varphi)$ и $D(\varphi)$ зависимостей при малых углах, общее улучшение значений K и D при больших, сохранение всех локальных искривлений кривых (см.рис.7,а).

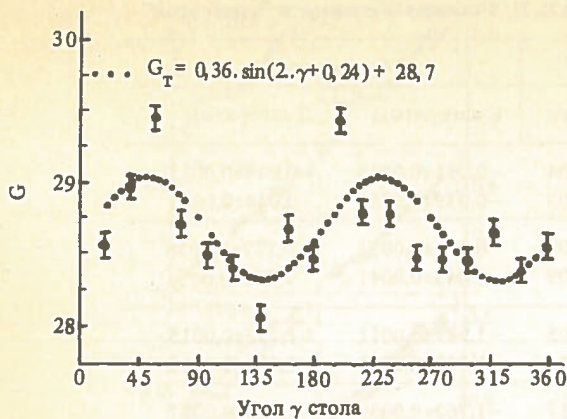


Рис. 8. К оценке неравенства разрешения детектора в X и Y-направлениях

У разномасштабных (разноразмерных) изображений (см. рис. 7,б) значения К после коррекции улучшились только по одному из эталонных фрагментов, а значения Д — по обоим. Алгоритмы не обрабатывают несопоставимости типа разномасштабности. Поэтому можно предположить, что данный результат отражает их точностную неравноценность в условиях неполноты операций.

Выполнена и вторая часть тезиса. Входящие в уравнение (5) параметры X^c , Y^c , G_0 , a , ω , γ_0 (табл. 1) остались после коррекции теми же, что и до коррекции. С точностью до метода проверки и статистических ошибок это доказывает, что коррекция не смещает фрагмента.

Таким образом, указанная операция отвечает необходимым требованиям и обеспечивает возможность использования критерия отбора алгоритмов.

Таблица 1. Параметры уравнения (5) до и после коррекции изображения узконаправленного источника

Параметр		Значение параметра	
		до коррекции	после коррекции
Центр точек	X^c	63,20	63,19
	Y^c	69,85	69,89
Средний радиус	G_0	28,68	28,71
Эллипсность	a	$0,35 \pm 0,14$	$0,34 \pm 0,14$
Частота	ω	$2,05 \pm 0,21$	$2,00 \pm 0,21$
Начальная фаза	γ_0	$6,05 \pm 0,40$	$6,25 \pm 0,43$

ЗАВИСИМОСТИ "УГОЛ — УГОЛ". Утверждалось, что зависимость угла поворота маски от угла стола линейна, идет из начала координат под 45° к осям, инвариантна к переменам строения фрагмента.

При малых углах (рис. 9, кривые 1) это подтверждают все данные. При больших (рис. 9, кривые 2,3) кривые перестают экстраполироваться в начало координат

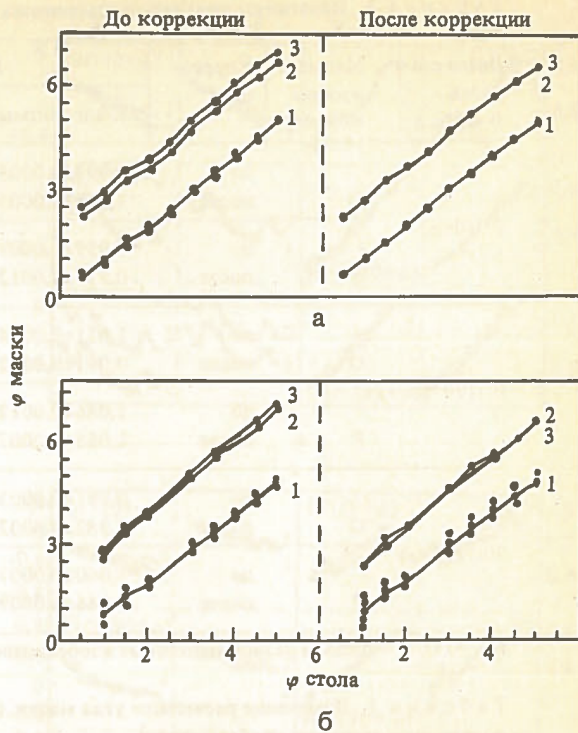


Рис. 9. Зависимости угла маски от угла поворота стола с объектом для одно- (а) и разномасштабных (б) изображений

и за вычетом поправки ($\sim 0,75^\circ$) на неточное нанесение эталонной (90°) риски лимба стола смещены от него на $\sim 1^\circ$, эти кривые отвечают соответственно Д и К-алгоритмам. В случае разномасштабных изображений (см. рис. 9,б) ухудшаются линейность и воспроизводимость результатов, а при малых углах кривые приобретают некоторое смещение.

Можно предположить, что смещение обусловлено перестраиванием размеров поисковых фрагментов при больших углах, ростом вызванных этим систематических ошибок поиска, искривлением зависимостей в интервале $[5 \div 90^\circ]$. Коррекция несколько снижает наклон и смещение прямых, аппроксимирующих зависимости "угол — угол". Однако не дает полного распрямления кривизны из-за отсутствия в схемах аффинных преобразований.

Из рис. 9 (кривые 2, 3) и табл. 2 следует, что при больших углах К и Д-зависимости неодинаково смещены относительно начала координат. Коррекция уменьшила смещение и сблизила обе кривые, чем обозначила меньшее влияние на Д-алгоритмы (табл. 3). Согласно критерию обнаружения точностной неравноценности такой результат доказывает их большую устойчивость к изменению строения фрагментов.

Полная, неполная и упрощенная схемы не дают заметного различия. Это свидетельствует о безуспешности расчета интерполяционных поправок.

ЗАВИСИМОСТИ "А-УГОЛ". Согласно (1) при малых углах между фрагментами угловая зависимость величины полного сдвига линейна и идет из начала координат.

Полного подтверждения этой модели нет. Зависи-

Т а б л и ц а 2. Параметры прямых, описывающих усредненные по Н, П, У-схемам зависимости "угол-угол"

Диапазон углов $0 < \varphi < 5$	Масштаб изображений*)	Коррекция	Наклон		Смещение	
			К-алгоритмы	Д-алгоритмы	К-алгоритмы	Д-алгоритмы
$0\pi(0+\varphi)$	О	до	0,997±0,0005	1,018±0,0004	-0,051±0,0016	-0,048±0,0013
		после	1,020±0,0005	1,029±0,0003	-0,039±0,0015	-0,044±0,0011
	Р	до	0,959±0,0009	0,972±0,0009	-0,073±0,0031	0,127±0,0030
		после	0,977±0,0012	0,983±0,0009	0,043±0,0041	0,230±0,0029
$0\pi(90+\varphi)$	О	до	1,011±0,0004	1,006±0,0005	-1,989±0,0011	-1,773±0,0015
		после	0,991±0,0002	0,990±0,0004	-1,730±0,0006	-1,687±0,0012
	Р	до	1,086±0,0012	1,082±0,0017	-1,762±0,0039	-1,626±0,0057
		после	1,055±0,0007	1,048±0,0018	-1,339±0,0024	-1,442±0,0062
$90\pi(90+\varphi)$	О	до	0,991±0,0003	0,988±0,0003	0,072±0,0009	0,090±0,0008
		после	0,982±0,0002	0,982±0,0003	0,067±0,0008	0,082±0,0009
	Р	до	1,060±0,0007	1,049±0,0015	-0,426±0,0025	-0,395±0,0051
		после	1,046±0,0009	1,038±0,0020	-0,410±0,0031	-0,395±0,0067

*) О, Р – одно- и разномасштабные изображения.

Т а б л и ц а 3. Изменение расчетного угла маски ($\bar{\Delta}_\varphi$) и величины полного сдвига маски ($\bar{\Delta}_A$) до и после коррекции изображений*)

Диапазон углов $0 < \varphi < 5$	Масштаб изображений	$\bar{\Delta}_\varphi$, град.		$\bar{\Delta}_A$, отн.ед.	
		К-алгоритмы	Д-алгоритмы	К-алгоритмы	Д-алгоритмы
$0\pi(0+\varphi)$	О	0,075±0,007	0,036±0,005	0,033±0,003	0,032±0,003
	Р	0,171±0,008	0,137±0,007	0,112±0,005	0,082±0,005
$0\pi(90+\varphi)$	О	0,313±0,007	0,130±0,006	0,228±0,003	0,163±0,003
	Р	0,517±0,012	0,290±0,012	0,462±0,014	0,358±0,005
$90\pi(90+\varphi)$	О	0,030±0,004	0,026±0,003	0,018±0,002	0,013±0,002
	Р	0,035±0,005	0,037±0,005	0,027±0,003	0,035±0,004

*) Данные усреднены по углу и Н, П, У-схемам.

мости "А –угол" (рис. 10) локально нелинейны, не экстремизируются в начале координат после пересчета с больших углов на малые, структурно подобны в случае одномасштабных изображений (см. рис. 10,а). Ряд новых деталей дают зависимости Х, У-составляющих полного сдвига (рис. 11). В случае одномасштабных картин (см. рис. 11,а) одна из них линейна, другая – нет, а с заменой \mathcal{E}^0 на \mathcal{E}^{90} одна теряет линейность, другая приобретает ее.

Предполагаемым источником нелинейности считается рассмотренное ранее аналого-цифровое преобразование, включающее операцию округления координат единичных актов излучения. В ответ на небольшие повороты стола смещается не вся область определения изображения, а лишь наиболее удаленный от оси участок. У \mathcal{E}^0 он ориентирован в основном вдоль оси У, а у \mathcal{E}^{90} – вдоль Х. Этим объясняется природа нелинейности и ее инверсия от одной составляющей к другой.

Те же данные позволяют сделать ряд дополнительных выводов. Так, структурное подобие кривых означает

непричастность алгоритмов к формированию нелинейности. С другой стороны, оно подтверждает вывод об избыточности операций, связанных с расчетом интерполяционных поправок. Неизменность диапазонов изменения величин полного сдвига и инверсия нелинейности говорят о примерном равенстве погрешностей вычисления отдельных координат маски.

Табл. 3 отражает также и изменения величины полного сдвига ($\bar{\Delta}_A$) до и после коррекции изображений. Поскольку по Д-алгоритмам они оказались существенно меньшими, чем по К-алгоритмам, упрощенный вариант Д-алгоритмов признан самым точным из числа исследованных.

ЗАВИСИМОСТИ "R-УГОЛ". Согласно (1) расстояние R между осями поворота стола и маски не зависит от угла φ поворота стола.

Релаксационный характер зависимостей в начале интервала малых углов и сходимость значения R к константе (рис. 12) говорят о частичном выполнении (1). Ано-

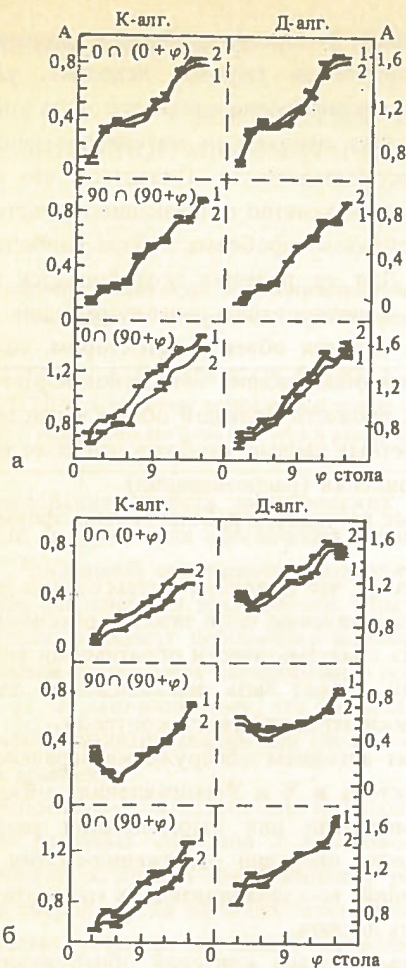


Рис. 10. Угловые зависимости величины A полного сдвига маски для одно- (а) и разномасштабных (б) изображений: 1 – данные до коррекции; 2 – после коррекции

мальный ход кривых объясняется всплеском обратной взаимозависимости расчетных углов поворота маски и величин ее полного сдвига. Структурное подобие R-кривых по всем схемам поиска, а также до (см. рис. 12, кривые 1) и после (см. рис. 12, кривые 2) коррекции изображений доказывает устойчивость положения всплеска. (Данные по большим углам $0^\circ \cap (90^\circ + \varphi)$ говорят о том же. Но они не вполне точны.) Из сведений по динамике поиска вытекает, что в пространстве углов поворота и сдвигов маски каждый алгоритм прокладывает свой, отличный от других маршрут к зоне неопределенности решения. Независимость маршрутов считается признаком независимости алгоритмов.

Структурное подобие кривых и независимость способов их получения дают основание для следующих выводов: а) расстояния между центрами зон неопределенности решения не превышают размеров самих зон; б) появление взаимосвязи параметров вызвано скорее направленным смещением зон, чем увеличением размеров каждой; в) выброс R-кривых нельзя объяснить погрешностями алгоритмов поиска и эффектом неравномерности X, Y-разрешения детектора, поскольку он значительно выше уровня смещения кривых (можно предположить, что его появление связано с операцией округления, выполняемой при аналого-цифровом преобразовании координат

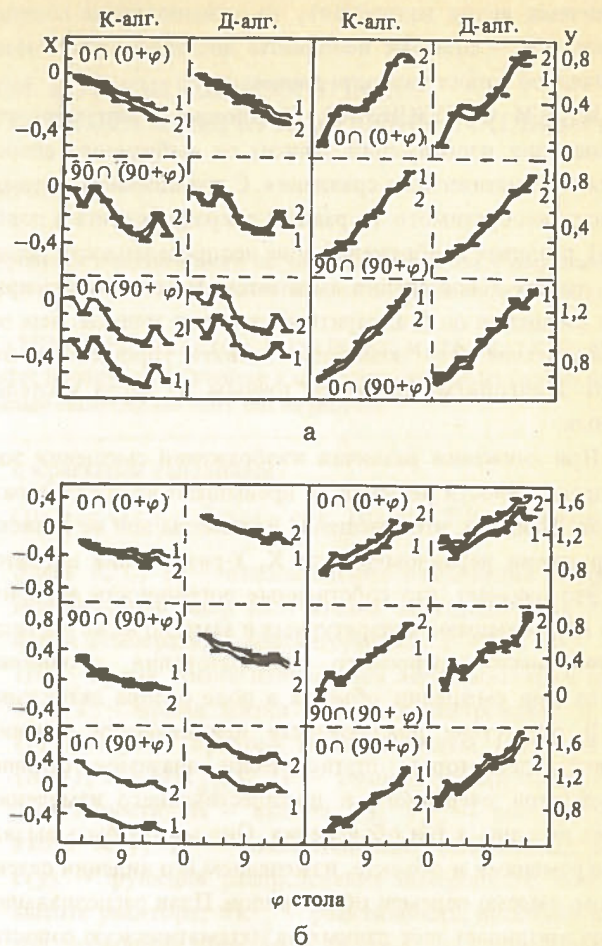


Рис. 11. Угловые зависимости X, Y-сдвига маски для одно- (а) и разномасштабных (б) изображений: 1 – данные до коррекции; 2 – после коррекции

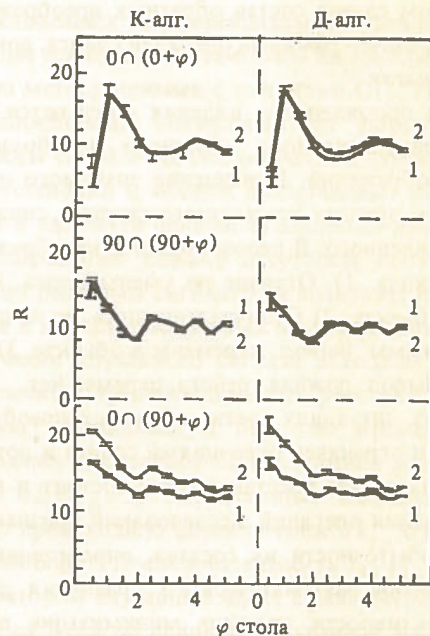


Рис. 12. Угловые зависимости расчетного расстояния R между точками поворота стола и маски для одномасштабных изображений

единичных актов излучения); г) невыполнение соотношения (1) — признак неполноты восстановления математической сопоставимости данных.

ИТОГИ ОБСУЖДЕНИЯ. Установлено, что точность совмещения изображений зависит от выбранного способа их математического сравнения. С повышением математически необратимого (в рамках операций сдвига и поворота) различия изображений зона неопределенности решения растёт и постепенно смещается. Показано, что прирост смещения по Д-алгоритмам заметно меньше, чем по К-алгоритмам. Это позволило назвать упрощенный вариант Д-алгоритма наиболее точным из числа исследованных.

При снижении различия изображений смещения зон неопределенности решения не превышают их средних размеров. Найдено, что смещение и размеры зон не зависят от функции неравномерности X , Y -разрешения детектора. Это означает, что собственные погрешности алгоритмов не превышают аппаратных и заметно ниже погрешностей аналого-цифрового преобразования, проявляющихся при смещении объекта в поле обзора детектора.

В отсутствие доказательств неизменности видения объекта детектором статистически значимое отличие результатов очередного и предшествующего измерений имеет не одно, а три объяснения. Оно может быть вызвано переменами в объекте, изменением его видения детектором, смесью перемен обоих видов. План распознавания предусматривает тест данных на математическую сопоставимость и при необходимости — ее восстановление. Считается, что восстановление возможно, если несопоставимость вызвана такими взаимными сдвигами и поворотами условных систем отсчета объекта и детектора, которые приводят к математически обратимым изменениям данных. В этом случае состав обратных преобразований известен и ограничен рамками операций сдвига, поворота, растяжения-сжатия.

Признаки обновленного видения опознаются по результатам принудительного обратного преобразования одного из изображений. Повышение значимого отличия изображений — признак неизменного видения, снижение — признак обновленного. В целом обратное преобразование имеет три исхода. 1) Отличие не уменьшилось. Вывод: перемены в объекте. 2) Отличие снизилось, но не перестало быть значимым. Вывод: перемены в объекте. 3) Отличие исчезло. Вывод: ложная тревога, перемен нет.

Во многих ситуациях состав обратных преобразований известен и ограничен операциями сдвига и поворота. В этих случаях задача восстановления состоит в выборе плана выполнения операций, исследовании признаков неполноты и избыточности их состава, определении оптимального способа математического сравнения данных, оценке эффективности приемов минимизации погрешностей. В рамках подобной многопрофильности разработан ряд алгоритмов, отличающихся способами математического сравнения изображений (корреляционный и

дисперсионный), а также способами подавления погрешностей интерполяции (полная, неполная, упрощенная схемы). В качестве предварительного теста упрощенным алгоритмам был предъявлен материал с неизвестными формами несопоставимости. Оказалось, что во многих случаях они дали заметно отличающиеся ответы. Возникла, таким образом, проблема отбора наиболее точного результата. Для ее решения потребовалось выполнить физическое моделирование соответствующих форм непостоянства видения объекта детектором, сформулировать критерии обнаружения точностной неравноценности алгоритмов, провести большой объем вычислений, сопоставить расчетные данные, отобрать наиболее точный способ восстановления (распознавания).

Основные результаты работы можно сформулировать так.

1. Показано, что привязка систем отсчета детектора и объекта к направлению поля тяжести обеспечивает получение данных с математически обратимыми видами несопоставимости. Может быть рекомендована для включения в методики периодического контроля.

2. Развита алгоритм обнаружения неравенства разрешения детектора в X и Y -направлениях обзора. Может быть рекомендован для выравнивания разрешения с целью удаления операции растяжения-сжатия из списка преобразований, восстанавливающих математическую сопоставимость данных.

3. Сформулирован критерий обнаружения точностной неравноценности алгоритмов восстановления сопоставимости изображений. Постулируется, что алгоритм тем точнее, чем устойчивее его решение к изменению строения одного из изображений.

4. Доказано, что деление изображений на функцию неравномерности X , Y -разрешения детектора обеспечивает получение двух взаимно несмещенных фрагментов с отличающимся строением.

5. Показано, что с уменьшением математически необратимого отличия изображений решения по всем исследованным алгоритмам сходятся к некоторой точке пространства сдвигов и поворота. Размеры области разброса результатов определяются статистическими и аппаратными погрешностями.

6. Показано, что с увеличением математически необратимого отличия изображений решения начинают расходиться между собой и с теоретически ожидаемым результатом. Установлено, что решения по дисперсионным алгоритмам (Д-алгоритмам) изменяются существенно слабее, чем решения по корреляционным алгоритмам (К-алгоритмам). Это позволило считать упрощенный вариант Д-алгоритмов наиболее точным из исследованных.

Автор глубоко благодарен О.Л. Рябову за постоянное содействие на всех этапах работы и Л.М. Бекетовой за помощь в вычислениях.

Статья поступила в редакцию
9 ноября 1989 г.

АЛГОРИТМЫ КЛАСТЕРИЗАЦИИ ВОЗМОЖНЫХ СОСТОЯНИЙ НЕЛИНЕЙНОЙ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ РЕАКТОРА С ЦИРКУЛИРУЮЩИМ ТОПЛИВОМ

В.А. Колчин

Используется нелинейная математическая модель РЦТ для формирования имитационного сигнала при случайном возмущении реактивности. Описываются алгоритмы, позволяющие проводить кластеризацию образов состояния модели и осуществлять диагностику.

CLUSTERING ALGORITHMS OF POSSIBLE STATES IN CIRCULATING-FUEL REACTOR NONLINEAR MATHEMATICAL MODEL. V.A. KOLTCHIN. A nonlinear mathematical model of a circulating-fuel reactor is employed to produce a simulation signal under random reactivity perturbation. Algorithms are described which permit to perform model state image clustering and carry out diagnostics.

Исследование свойств динамических моделей дает обширный материал для обеспечения безопасности работы ЯЭУ. Численный эксперимент позволяет набрать информацию для системы диагностики. Обычно используемые модели обладают детерминированным поведением и тем самым определяют своеобразные подходы к диагностике [1, 2]. По-видимому, эти подходы эффективны при быстром развитии аварий или сложном многоступенчатом их течении.

Использование статистических методов связано с обработкой реальных сигналов с установок [3]. Такой сигнал может содержать информацию о ранних стадиях развития аварии, когда значения переменных не выходят за принятые уставки, и может позволить проводить долгосрочное прогнозирование. Однако развитие статистических методов сдерживается представляемой информацией с реальных установок, которая направляет исследователя на практические нужды, но ограничена происшедшим событием.

Предлагается использовать имитационную модель, которая воспроизводит случайный сигнал в различных модельных ситуациях, соответствующих тем или иным отклонениям от нормы. На основе этой информации можно отлаживать и отрабатывать алгоритмы идентификации состояний модели.

В качестве простейшей модели установки использовалась модель реактора с циркулирующим топливом [4]. В таких установках соли топлива при рабочих температурах находятся в жидком состоянии и одновременно играют роль горючего и теплоносителя. Модель в безразмерных переменных можно представить в виде [4]:

$$\left. \begin{aligned} \dot{n}(\tau) &= -\sigma \xi n(\tau) - \alpha(n(\tau) + 1) \sigma \int_0^1 T(y, \tau) f^2(y) dy + \\ &+ 2\sigma \int_0^1 C(y, \tau) f(y) dy + (n(\tau) + 1) \delta k_{\text{сл}}; \\ \frac{\partial C(y, \tau)}{\partial \tau} + \frac{\partial C(y, \tau)}{\partial y} + \sigma C(y, \tau) &= \sigma n(\tau) f(y); \\ \frac{\partial T(y, \tau)}{\partial \tau} + \frac{\partial T(y, \tau)}{\partial y} &= \frac{Mn(\tau)}{\int_0^1 f(y) dy} f(y) \end{aligned} \right\} (1)$$

с краевыми условиями

$$C(0, \tau) = C(1, \tau - \nu) \exp(-\sigma \nu); \quad T(0, \tau) = T(0, \tau - \nu) \exp(-\delta \nu). \quad (2)$$

Здесь n, C, T — относительные отклонения мощности, концентрации ядер излучателей запаздывающих нейтронов и температуры соответственно; $\tau = \beta/\lambda$ (β — доля; $1/\lambda$ — время жизни излучателей запаздывающих нейтронов; l — время жизни тепловых нейтронов); $\sigma = \lambda \tau_1$ (τ_1 — время прохода теплоносителем активной зоны (АЗ)); $\alpha = \epsilon N T_{\text{вх}}/\lambda$ (ϵ — температурный коэффициент реактивности; N — высота АЗ; $T_{\text{вх}}$ — температура на входе АЗ); M — относительный теплоперепад в АЗ; $f(y)$ — функция распределения нейтронного потока по высоте реактора; $\delta k_{\text{сл}}$ — реактивность, вносимая в реактор случайным образом в долях $\beta_{\text{эф}}$; ξ — коэффициент ценности запаздывающих нейтронов [5]; $\nu = \tau_2/\tau_1$ — отношение времен прохода горючим теплообменника и АЗ; $\delta = k\tau_1$, где k — коэффициент теплопередачи к среде второго контура.

Система (1), (2) была преобразована в систему обыкновенных дифференциальных уравнений, для этого частные производные заменены их дискретными аналогами по методу прямых с точностью $O(h^2)$, а интегралы — приближенными значениями по формулам трапеций. Вопросы совпадения статистических характеристик сигналов установки и модели представляют несомненный интерес и являются одними из основных при имитационном моделировании. Однако отсутствие статистических данных по реальным сигналам не позволяет произвести сравнение и изучение вопроса их моделирования, поэтому при получении случайного сигнала исходили из простейшей физической предпосылки, что реактивность имеет случайную составляющую $\delta k_{\text{сл}}$ во времени. Амплитуда оставалась постоянной по абсолютной величине и составляла $0,01\beta_{\text{эф}}$. В определенные моменты времени t_1, t_2, \dots происходило переключение $\delta k_{\text{сл}}$ с плюса на минус или наоборот. Последовательность t_1, t_2, \dots определялась генератором случайных чисел с равномерным распределением от нуля до единицы. Случайное число умножалось на 10^{-2} , и это произведение определяло следующий момент переключения.

При наличии такого случайного воздействия матема-

тическая модель интегрировалась с помощью метода Рунге–Кутты в модификации Мерсона с автоматическим контролем погрешности решения не выше 10^{-4} . Максимальные отклонения мощности не превышали 2% стационарного значения, средние значения были близки к нулю. Выбиралось 20 точек по АЗ (число уравнений—85), а шаг интегрирования выбирался не больше, чем время переключения реактивности. Для начала счета все значения переменных задавались равными значению в статике, затем производился расчет с $\delta k_{сл}$ в течение 10 с модельного времени. В модели брались такие значения параметров, при которых переходные процессы заканчивались за 1 с.

Опыт показал, что в качестве информационного сигнала лучше всего взять мощность, причем сигнал и его спектр существенным образом зависят от генерируемой случайной последовательности. Устойчивость системы распознавания к различным генерациям случайной последовательности — одно из основных требований системы диагностики, поэтому предлагается следующая схема диагностики.

С помощью модели получают два сигнала, которые поступают на блок обработки с помощью быстрого преобразования Фурье. Чтобы отсеять шум, находится функция когерентности двух сигналов, и она используется в качестве образа состояния модели. Функция когерентности будет представлена вектором с N компонентами, которые будут определять пространство состояний модели.

Для определения меры сходства между двумя образами (X и Y) в этом пространстве используем следующий алгоритм:

- 1) выстраиваем компоненты векторов X и Y в порядке убывания и запоминаем номера этих компонент;
- 2) подсчитываем мощность вектора X : $S_X = \sum_{i=1}^N X_i$;
- 3) определяем число J_X компонент вектора X , несущих PROC — долю мощности S_X , т.е.

$$\sum_{i=1}^{J_X} X_i = \text{PROC} \cdot S_X;$$

- 4) находим то же для вектора Y и определяем S_Y и J_Y ;

- 5) выбираем $JN = \max \{J_X, J_Y\}$, это определяет число сравниваемых компонент векторов X и Y ;

$$6) \text{ подсчитываем } S_X^1 = \sum_{i=1}^{JN} X_i \text{ и } S_Y^1 = \sum_{i=1}^{JN} Y_i;$$

- 7) сравниваем JN компонент каждого вектора по номерам: пусть N_i^X — номер i -й компоненты вектора X , а N_j^Y — соответственно номер j -й компоненты вектора Y ; если $|N_i^X - N_j^Y| \leq RNO$, то компоненты считаются совпавшими по номерам, а их значения добавляются к сумме для подсчета мощности совпавших компонент, т.е. $SS_X = SS_X + X_i$ и $SS_Y = SS_Y + Y_j$; в дальнейшем совпавшие номера не участвуют в процедуре сравнения;

- 8) мера сходства определяется как

$$RXY = 1 - (SS_X/S_X^1 + SS_Y/S_Y^1)/2.$$

После того как установлена мера сходства между различными образами состояний, будем использовать следующий алгоритм кластеризации или группировки.

Между всеми образами устанавливаем меру сходства. Полученную верхнюю треугольную матрицу нормируем так, чтобы максимальное расстояние было равно единице. Образы будем относить к одному кластеру, если расстояние между ними меньше заранее заданного RKL . Для отыскания кластеров будем использовать следующий алгоритм:

- 1) пусть Z_i^j — расстояние от i -го до j -го образа;
- 2) к первому кластеру отнесем первый образ, т.е. $KL(1) = \{1\}$;

- 3) j -й образ относится к $KL(1)$; если $Z_1^j < RKL$, то $KL(1) = \{1, j\}$ и т.д. для всех $j = \bar{1}, n$;

- 4) для каждого объекта, номер которого вошел в кластер, проверяется условие для всех K и всех номеров $KL(1)$: $Z_{KL(1)}^K < RKL$; если оно выполняется и если $K \notin KL(1)$, то этот объект подсоединяют к кластеру $KL(1)$;

- 5) если условие (3) не выполняется ни для одного образа, то открывается следующий кластер (если есть свободные номера) $KL(2)$, а образы с номерами, вошедшими в $KL(1)$, не рассматриваются;

- 6) процедура повторяется с оставшимися образами; заполняется массив $KL(2)$ номерами образов, отнесенных ко второму кластеру;

- 7) если все номера образов использованы, алгоритм прекращает работу.

Алгоритм реализован в виде программы, работающей в режиме диалога. Задавая различные значения RKL , начиная с меньших, можно постепенно выделять те кластеры, у которых минимальное внутригрупповое расстояние, затем, исключая их из рассмотрения и увеличивая RKL , отыскивать кластеры с большим внутригрупповым расстоянием.

В предлагаемой схеме диагностики или разбиения на определенные группы или кластеры имеются три существенных параметра — PROC, RNO и RKL — для настройки алгоритма. Для получения их численных значений используем процесс обучения с учителем. Задаем множество различных состояний модели: 1) нормальная работа при различных последовательностях случайных чисел, несколько образов; 2) аварийная или аномальная работа при различных последовательностях случайных чисел, разные аномальные процессы.

Подбором этих трех параметров добиваемся группировки образов соответствующей реальности.

Рассмотрим пример. В качестве сигналов использовались мощность и реактивность (рис. 1), а состояние модели характеризовала функция когерентности [6] (рис. 2). Численный эксперимент был направлен на получение оценки применимости предложенного способа

для выявления аномального поведения в модели, оценки устойчивости способа распознавания к различной серии случайных сигналов.

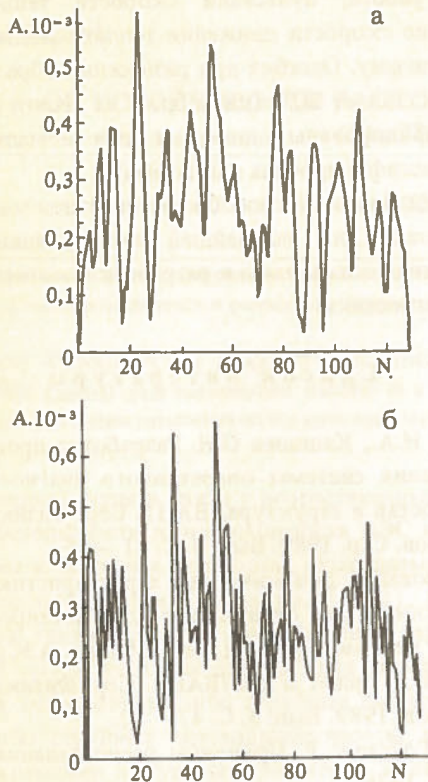


Рис. 1. Спектры сигнала мощности (а) и сигнала реактивности (б)

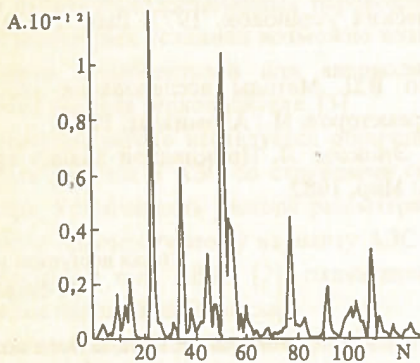


Рис. 2. Функция когерентности сигналов мощности и реактивности

В качестве информации для системы распознавания использовались образы десяти состояний модели:

- 1) нормальная работа, набор случайной последовательности в подпрограмме определяется числом IX = 77;
- 2) нормальная работа, т.е. значения всех параметров модели в норме, IX = 123;
- 3) норма, IX = 315;
- 4) норма, IX = 4217;
- 5) пульсации скорости топлива, частота $\omega = 30$, амплитуда $A = 0,1$, IX = 77;

- 6) то же, что и в п. 5, только $A = 0,15$, IX = 3217;
- 7) то же, что и в п. 5, только $A = 0,2$, IX = 2177;
- 8) норма, IX = 33;
- 9) снижение скорости топлива с $W = 1$ до $W = 0,8$, IX = 5141;
- 10) повышение скорости топлива с $W = 1$ до $W = 1,2$, IX = 2225.

Число частот, обеспечивающих 100.PROC = 80% информации о мощности функции когерентности, для первого образа равно 11, для второго — 9, для третьего — 15, для четвертого — 8, для пятого — 11, для шестого — 12, для седьмого — 22, для восьмого — 9, для девятого — 16, для десятого — 19. Ниже приводим номера частот функции когерентности, выстроенных в порядке убывания вклада в мощность спектра.

Номер образа	Номера частот
1	32,12,33,31,27,35,36,47,46,42,50
2	27,24,25,28,26,23,38,32,39
3	24,25,26,23,39,52,27,53,58,33,54,9,57,56,28
4	29,28,57,34,30,35,40,39
5	42,39,40,43,41,38,8,53,47,54,4
6	44,59,41,45,58,42,42,24,56,37,55,25,60
7	6,3,64,7,5,14,32,4,43,13,63,10,42,33,44,2,48,58,49,8,47,15
8	61,11,12,19,18,10,13,54
9	34,64,65,33,35,14,62,15,27,13,28,32,16,17,59,30
10	64,13,12,14,11,4,3,40,18,65,15,41,5,9,57,2,60,17,39

В приведенной ниже таблице хорошо видны кластеризационные свойства образов.

Нормированные расстояния между образами при RNO = 2,5

Номер образа X	Номер образа Y									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0	0,639	0,660	0,293	0,681	0,581	0,523	0,837	0,355	0,758
2		0	0,144	0,374	0,790	0,580	0,753	1,000	0,634	0,779
3			0	0,296	0,714	0,362	0,812	0,769	0,673	0,802
4				0	0,684	0,639	0,601	1,000	0,386	0,679
5					0	0,289	0,366	0,845	0,766	0,495
6						0	0,479	0,681	0,787	0,569
7							0	0,409	0,460	0,236
8								0	0,230	0,251
9									0	0,397
10										0

При RKL = 0,3 образы разбивались на 3 кластера: KL(1) = {1,4,3,2}; KL(2) = {5,6}; KL(3) = {7,10,8,9}.

При RKL = 0,25 получили 7 кластеров: KL(2) = {2,3}; KL(6) = {7,10}; KL(7) = {8,9}, а остальные кластеры содержат по одному образу.

При RKL = 0,35 получены те же кластеры, что и в первом случае. Подобранные коэффициенты в определенной мере сходства дают устойчивое разбиение на кластеры, близкое к эталонному: KL*(1) = {1,2,3,4,8}; KL*(2) =

$= \{5,6,7\}$; $KL^*(3) = \{9,10\}$. Наблюдается четкое выделение трех кластеров, неправильной классификации подвергнуты два образа из десяти.

Изменения параметра RNO позволяют существенным образом влиять на качество разбиения. При увеличении RNO наблюдается ухудшение кластеризационных способностей алгоритма. Для RNO = 3,5 имеем следующие результаты:

при RKL = 0,25 получены 4 кластера: $KL(1) = \{1,4,3,2\}$; $KL(2) = \{5\}$; $KL(3) = \{6\}$; $KL(4) = \{7,10,8,9\}$;
при RKL = 0,3 — два кластера: $KL(1) = \{1,4,3,2\}$;
 $KL(2) = \{5,6,7,8,10,9\}$.

Распознающая система перестает быть "грубой" по отношению к кластеризации, т.е. малые изменения RKL приводят к существенным изменениям результатов разбиения.

Дальнейшее увеличение RNO до значений 4,5 привело к потере кластеризационных способностей алгоритма.

Так, при RKL = 0,23 получены 4 кластера: $KL(1) = \{1\}$; $KL(2) = \{2,3,4\}$; $KL(3) = \{5,7,8,10,9\}$; $KL(4) = \{6\}$;

при RKL = 0,24 — один: $KL(1) = \{1,4,5,2,3,6,7,8,10,9\}$.

Уменьшение RNO до значений 1,5 и 0,5 приводит к ухудшению распознавания.

Понижение процента информации до PROC = 0,5 привело к резкому снижению числа рассматриваемых частот в функциях когерентности: для первого образа — 5, для второго — 3, третьего — 5, четвертого — 2, пятого — 4, шестого — 5, седьмого — 10, восьмого — 4, девятого — 6, десятого — 7. При значении RNO = 3,5 имеем следующие результаты:

если RKL = 0,3, то получено 5 кластеров: $KL(1) = \{1,4,2,3\}$; $KL(2) = \{5,6\}$; $KL(3) = \{7\}$; $KL(4) = \{8,10\}$; $KL(5) = \{9\}$;

Если RKL = 0,32, то — 4 кластера: $KL(1) = \{1,4,2,3\}$; $KL(2) = \{5,6\}$; $KL(3) = \{7\}$; $KL(4) = \{8,10\}$;

если RKL = 0,28, то — 6 кластеров: $KL(1) = \{1,4,2,3\}$; $KL(2) = \{5\}$; $KL(3) = \{6\}$; $KL(4) = \{7\}$; $KL(5) = \{8,10\}$; $KL(6) = \{9\}$.

Одна из "претензий" к распознающей системе при этих значениях параметров та, что она перестает быть грубой по отношению к изменению RKL.

В заключение сформулируем основные выводы и результаты.

1. Предложены алгоритмы определения меры сходства состояний модели и их группировки по кластерам.

2. Настройка алгоритмов с помощью подбора параметров (PROC = 0,8; RNO = 2,5; RKL = 0,26 ÷ 0,35) позволила выделить три кластера состояний модели: нормальная работа, пульсации скорости теплоносителя, уменьшение скорости движения теплоносителя на постоянную величину. Ошибка при разнесении образов по кластерам составляет 20% (два образа из десяти неправильно классифицированы, однако ни одна аномальная ситуация не классифицирована как норма).

3. Предложенный способ кластеризации может послужить основой для дальнейшей модификации и совершенствования алгоритмов и разработки соответствующей схемы диагностики.

Список литературы

1. Бабкин Н.А., Калишев О.Н. Разработка программного обеспечения системы оперативного диагностирования ЯЭУ: Состав и структура//ВАНТ. Сер. Физика ядерных реакторов. Сер. 1989. Вып. 3. С. 41 — 46.
2. Использование динамических характеристик аномального процесса для оперативного диагностирования аварийных режимов работы энергоблока АЭС/Н.А. Бабкин, А.И. Горлин и др.//ВАНТ. Сер. Физика ядерных реакторов. 1989. Вып. 3. С. 47 — 52.
3. Ту Д., Гонсалес Р. Принципы распознавания образов. М.: Мир, 1976.
4. Колчин В.А., Трунин Ю.Ф. О влиянии запаздывающих нейтронов на устойчивость ядерного реактора с циркулирующим горючим//ВАНТ. Сер. Динамика ядерных энергетических установок. 1977. Вып. 1(11). С. 13 — 20.
5. Горяченко В.Д. Методы исследования устойчивости ядерных реакторов. М.: Атомиздат, 1977.
6. Отнес Р., Энноксон Л. Прикладной анализ временных рядов. М.: Мир, 1982.

Статья поступила в редакцию
20 февраля 1990 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 47 — 50.

УДК 621.039.334

ОБ УСТОЙЧИВОСТИ РАСХОДА ТЕПЛОНОСИТЕЛЯ В ОДНОКОНТУРНЫХ АЭС СО СТРУЙНЫМИ СМЕСИТЕЛЯМИ

В.И. Будников, О.Г. Савихин

Рассматривается обобщенная устойчивость расхода в одноконтурной АЭС со струйными смесителями. Проводится анализ влияния основных конструктивных и режимных параметров на запас устойчивости стационарного режима.

COOLANT CONSUMPTION STABILITY IN SINGLE-CYCLE NUCLEAR POWER PLANTS WITH JET MIXERS. V.I. BUDNIKOV, O.G. SAVIKHIN. General cycle consumption stability in a single-cycle nuclear power plant with jet mixers is under consideration. An effect of the basic structural and regime parameters on the stationary regime stability margin is analysed.

В последние годы в связи с возрастающими требованиями к безопасности и экономичности АЭС вновь возник интерес к быстрым реакторам, охлаждаемым легководным теплоносителем (см., напр., [1, 2]). В контуре циркуляции таких АЭС для приготовления пара или пароводяной смеси, поступающих на вход реактора, предполагается использовать либо струйные смесители воды и пара, либо струйные пароводяные насосы, выполняющие одновременно и функции смесителя. Очевидно, что использование новых элементов в контуре циркуляции АЭС требует тщательного исследования их влияния на динамику установок. В качестве примера отметим, что в системе параллельно включенных пароводяных инжекторов при некоторых условиях возможно возникновение межканальной колебательной или аperiodической неустойчивости расхода теплоносителя [3].

В настоящей работе исследуется обобщенная неустойчивость расхода в АЭС со струйными смесителями воды и пара. Устойчивость расхода рассматривается применительно к одноконтурному варианту АЭС (см., напр., [1]) с реактором типа ПВЭР [2], охлаждение которого производится пароводяной смесью.

Упрощенная схема контура циркуляции теплоносителя приведена на рис. 1. В рассматриваемой АЭС для приготовления на входе реактора пароводяной смеси используется струйный насос, в котором происходит смешение холодной питательной воды с перегретым паром, поступающим с выхода реактора. Наличие в контуре циркуляции теплоносителя струйного смесителя определяет ряд отличительных особенностей одноконтурных АЭС рассматриваемого типа. При относительно небольшом приращении энтальпии в активной зоне реактора суммарный подогрев теплоносителя внутри корпуса реактора в результате применения струйного смесителя может достигать значительной величины. Это проявляется в том, что на вход смесителя поступает вода с недогревом,

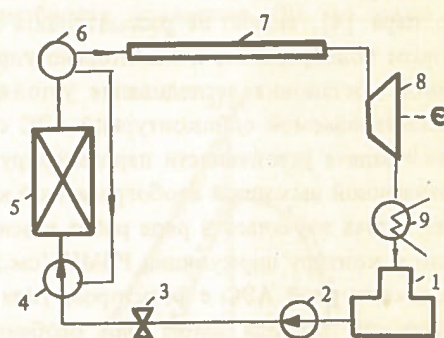


Рис. 1. Упрощенная схема контура циркуляции теплоносителя: 1 — деаэрактор; 2 — насос; 3 — входное гидравлическое сопротивление; 4 — струйный насос; 5 — активная зона; 6 — объем надреакторного пространства; 7 — отводящая коммуникация; 8 — турбогенератор; 9 — конденсатор

а из реактора выходит перегретый пар. Еще больший локальный подогрев возникает при использовании в целях повышения безопасности вместо подогревателей высокого давления дополнительной ступени струйных смесителей, расположенных в защитной оболочке реактора. Применение струйных смесителей приводит к тому, что, несмотря на большую величину, подогрев теплоносителя происходит значительно быстрее, чем, например, в прямоточных котлах, где также возможно большое приращение энтальпии теплоносителя. Это обусловлено небольшими размерами активной зоны реактора типа ПВЭР и струйного насоса, их компактным расположением, а также большими скоростями теплоносителя в каждом из этих элементов контура. Таким образом, в рассматриваемом контуре циркуляции время, за которое происходит подогрев теплоносителя, оказывается много меньшим величины транспортного запаздывания пара в протяженной отводящей коммуникации. При исследовании нестационарных процессов в таком контуре циркуляции актив-

ную зону реактора совместно со струйным насосом можно рассматривать в качестве эквивалентного безынерционного подогревателя, а сам контур можно упрощенно представить в виде канала, включающего эквивалентный подогреватель и отводящую протяженную коммуникацию. Турбина, на которой срабатывается полное давление в контуре циркуляции, является выходным гидравлическим сопротивлением для этого канала. Гидравлическое сопротивление на входе в канал определяется потерями давления на участке контура, занятого водой, и на эквивалентном подогревателе. Гидравлическая характеристика эквивалентного подогревателя имеет сложную зависимость, которая неявно выражается через гидравлические сопротивления активной зоны, участка возврата пара в реактор и характеристику струйного насоса. Однако, предположив, что перепад давления на участке возврата пара в реактор пренебрежимо мал по сравнению с перепадом на участке контура, занятого водой, и давление за соплом струйного насоса совпадает с давлением нагнетаемого пара [4], можно не рассматривать потери в эквивалентном подогревателе и значительно упростить задачу. В такой постановке исследование устойчивости расхода в рассматриваемой одноконтурной АЭС сводится к известной задаче устойчивости парогенерирующего канала с протяженной выходной необогреваемой коммуникацией. Эта задача изучалась в ряде работ в основном применительно к контуру циркуляции РБМК (см., напр., [5]). Для одноконтурной АЭС с реактором типа ПВЭР задача устойчивости расхода имеет ряд особенностей, связанных с выбором конструктивных и режимных параметров контура циркуляции. Среди них можно назвать наличие перегрева пара в активной зоне реактора и большое локальное приращение энтальпии теплоносителя внутри корпуса реактора, которое сравнимо по величине с энтальпией перегретого пара. Как будет показано ниже, следствием названных факторов является высокая чувствительность теплогидравлических характеристик контура циркуляции к изменению расхода питательной воды. А именно, при возмущении расхода питательной воды происходит большое относительное отклонение удельного объема теплоносителя на выходе активной зоны, которое в свою очередь оказывает с некоторым запаздыванием влияние на перепад давления на турбине. Очевидно, последнее уменьшает запас устойчивости расхода теплоносителя.

Исследование устойчивости стационарного режима контура циркуляции проведем как аналитическим, так и численным методом. В соответствии с приведенным выше качественным анализом нестационарных процессов построена упрощенная математическая модель контура циркуляции, изображенного на рис. 1. При построении модели предполагалось следующее. Питательная вода подается насосом в контур циркуляции из деаэратора, где давление и энтальпия воды постоянны. Частота вращения насоса фиксирована. Сжимаемость теплоносителя

учитывается только в объеме надреакторного пространства. В силу принятых допущений уравнения сохранения энергии и массы для части контура, включающей эквивалентный подогреватель и объем надреакторного пространства, можно записать в следующем виде:

$$V \frac{d(\rho i)}{dt} = G_B i_B - G i + Q; \quad (1)$$

$$V \left(\rho'_P \frac{dP}{dt} + \rho'_i \frac{di}{dt} \right) = G_B - G, \quad (2)$$

где V — объем надреакторного пространства; t — время; ρ , i , P — плотность, энтальпия, давление пара соответственно в объеме надреакторного пространства; G_B , i_B — расход и энтальпия питательной воды; G — расход пара из надреакторного пространства; Q — тепловая мощность реактора.

Далее предполагалось, что уравнения энергии и неразрывности для теплоносителя в выходной коммуникации имеют вид

$$i_T = i(t - \tau); \quad (3)$$

$$u_T = u, \quad (4)$$

где i_T — энтальпия пара перед турбиной; τ — запаздывание по времени в отводящей коммуникации; u_T — скорость пара перед турбиной; u — скорость пара на входе в отводящую коммуникацию. (Здесь и ниже площадь проходного сечения трубопроводов для простоты принята постоянной и равной единице.)

Связь между давлением перед турбиной, противодавлением P_k и расходом пара через турбину G_T описывалась формулой Флюгеля:

$$\frac{G_T}{G_T^*} = \frac{P}{P^*} \sqrt{\frac{T^*}{T}} \sqrt{\frac{1 - (P_k/P)^2}{1 - (P_k^*/P^*)^2}}, \quad (5)$$

где * используется для обозначения величин в номинальном режиме; T — температура пара перед турбиной (перепад давления на отводящей коммуникации предполагался пренебрежимо малым, $P_k = \text{const}$).

Уравнение движения с учетом ранее принятых предположений использовалось в виде

$$P - P_D + \xi_{Bx} G_B^2 v_B = H(G_B), \quad (6)$$

где P_D — давление в деаэраторе; ξ_{Bx} — гидравлическое сопротивление на участке контура, занятого водой; v_B — удельный объем воды; $H = H(G_B)$ — напор насоса.

Система уравнений (1) — (6) представляет собой упрощенную математическую модель рассматриваемого контура циркуляции. В результате решения системы линеаризованных и преобразованных по Лапласу уравнений (1) — (6) получено следующее характеристическое уравнение:

$$2\Pi + (1 + \alpha) \frac{1 - b\Delta I + \frac{(b-c)\Delta I}{1 + T_V s} \exp(-s\tau)}{1 - d(1 - \alpha^2) + T_P s} = 0, \quad (7)$$

где

$$\Pi = (\xi_{вх} G_{в}^2 v_{в} - \frac{1}{2} \frac{\partial H}{\partial G_{в}} G_{в}) / (P - P_k)^*; \quad \alpha = P_k / P^*;$$

$$b = (iv'_i / v)^*; \quad c = (iT'_i / T)^* / 2; \quad d = 1/2 (PT'_p / T)^*;$$

$$T_V = (V\rho/G)^*; \quad T_P = T_V (P\rho'_p / \rho)^* (1 - \alpha^2); \quad \Delta I = (i - \alpha i_b)^* / i^*,$$

s — параметр преобразования Лапласа.

Характеристическое уравнение (7) позволяет найти условия устойчивости в аналитическом виде. Ниже приводится достаточный критерий устойчивости, полученный с использованием теоремы Руше:

$$\frac{2\Pi}{1 + \alpha} (1 - d(1 - \alpha^2)) + 1 > (2b - c)\Delta I. \quad (8)$$

Уравнение (7) и неравенство (8) содержат большое число параметров. Условно их можно разделить на четыре группы. К первой группе относятся параметры, определяющие теплогидравлические характеристики контура: Π , α ; ко второй — параметр ΔI , определяемый полным приращением энтальпии в контуре циркуляции; к третьей — параметры, характеризующие термодинамические свойства теплоносителя: b , c , d ; к четвертой — временные характеристики контура: τ , T_V , T_P . Чтобы выделить среди параметров несколько основных, определяющих, рассмотрим гипотетический случай, когда стационарный перепад давления на выходе контура срабатывает не на турбине, а на шайбе. Характеристическое уравнение в этом случае имеет вид, аналогичный уравнению (7). Оно может быть также формально получено из (7). Для этого в (7) следует положить

$$\alpha = 1; \quad c = b/2; \quad d = 0; \quad T_P = T_V (P\rho'_p / \rho)^* (\Delta P_{вых} / P)^*,$$

где $\Delta P_{вых}$ — перепад давления, срабатываемый на шайбе.

Достаточное условие устойчивости для варианта, когда на выходе расположена шайба, содержит всего три параметра и имеет вид

$$\Pi > (3/2)b\Delta I - 1. \quad (9)$$

Сравнивая неравенства (8) и (9), нетрудно заметить, что условие устойчивости (9) является более жестким. Действительно, заменив турбину шайбой, тем самым не явно увеличим приращение выходного перепада давления примерно в два раза. Последнее обусловлено квадратичной зависимостью перепада давления от расхода для шайбы. Заметим, что для турбины с нулевым противодавлением данная зависимость согласно формуле Флюгеля является линейной.

Проанализируем на основе критерия (9) влияние

основных параметров на размеры области устойчивости. Достаточное условие (9) в плоскости $(\Delta I, \Pi)$ представляет собой прямую, угол наклона которой определяется параметром b . Он различен для различных теплоносителей, так, для идеального газа $b = 1$, для пароводяной смеси $b \approx 2$, для перегретого пара $b \approx 3$. Исходя из критерия (9) можно сделать следующие выводы. Во-первых, увеличение суммарного приращения теплосодержания в контуре циркуляции уменьшает запас устойчивости. Во-вторых, размеры области устойчивости существенно зависят от теплофизических свойств теплоносителя на выходе реактора. Минимальный размер области устойчивости получается для случая перегретого пара. Очевидно, аналогичные выводы можно сделать и на основе достаточного условия (8) для варианта, когда выходной перепад давления срабатывает на турбине.

В общем случае анализ расположения корней характеристического уравнения (7) проводился методом Д-разбиения. На рис. 2 приведен качественный вид участка Д-разбиения уравнения (9) по двум параметрам

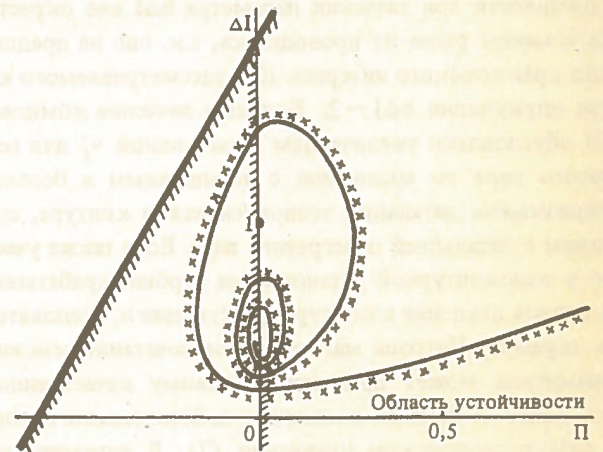


Рис. 2. Качественный вид участка Д-разбиения

$(\Delta I, \Pi)$. При различных значениях отношения постоянных времени объема надреакторного пространства к величине транспортного запаздывания в отводящей коммуникации Д-разбиение в плоскости $(\Delta I, \Pi)$ представляет собой семейство кривых, расположенных между особой прямой $s = 0$ и прямой, определяемой достаточным условием (8). При увеличении T_V / τ количество кривых уменьшается, а при определенном значении этого отношения остается только одна кривая, которая скручивается по спирали к точке $(1/b, 0)$. Как и следовало ожидать, увеличение парового объема в надреакторном пространстве приводит к расширению области устойчивости. В целом же в широкой области параметров достаточное условие устойчивости (8) оказывается близко к необходимому. Поэтому все предыдущие выводы относительно влияния на устойчивость величины подогрева (ΔI) и теплофизических свойств теплоносителя на выхо-

де из реактора (b) остаются в силе и для общего случая.

Интересно рассмотреть, как соотносится сделанный вывод о влиянии на устойчивость величины полного приращения энтальпии в контуре с ранее полученными результатами. В случае, когда с выхода реактора идет насыщенный пар, безразмерный комплекс можно представить в следующем виде:

$$b\Delta I = (1 - v'/v'')(1 + \Delta I_H/(i'' - i')), \quad (10)$$

где v' , i' , v'' , i'' — удельный объем, энтальпия воды и пара на линии насыщения соответственно; ΔI_H — недогрев воды до насыщения.

Подстановка выражения (10) в неравенство (9) приводит к достаточному условию устойчивости, полученному в работе [5] применительно к установке с реактором РБМК. Вывод о влиянии величины суммарного приращения энтальпии в данном случае формулируется в терминах недогрева воды и совпадает с хорошо известным.

Обычно недогрев воды мал ($\Delta I_H \ll i'' - i'$) и комплекс $b\Delta I \approx 1$. Можно предположить, что исследование устойчивости при значении параметра $b\Delta I$ вне окрестности единицы ранее не проводилось, т.к. оно не представляло практического интереса. Для рассматриваемого контура циркуляции $b\Delta I \sim 2$. Большое значение комплекса $b\Delta I$ обусловлено увеличением производной v'_i для перегретого пара по сравнению с насыщенным и большим приращением энтальпии теплоносителя в контуре, сравнимым с энтальпией перегретого пара. Если также учесть, что в одноконтурной установке на турбине срабатывает полное давление в контуре циркуляции и, следовательно, параметр Петрова мал, то такое сочетание основных параметров может привести к новому качественному результату. А именно, появлению действительного корня в характеристическом уравнении (7). В динамике этот факт выражается в экспоненциальном уходе от состояния равновесия. Действительно, характеристическое уравнение (7) при $T_V = 0$, $T_P = 0$ можно записать в виде

$$P' + \exp(-s\tau) = 0, \quad (11)$$

где

$$P' = \left(\frac{2\Pi}{1 + \alpha} (1 - d(1 - \alpha^2)) + 1 - b\Delta I \right) / ((b - c)\Delta I).$$

Уравнения такого типа часто встречаются в задачах устойчивости кипящих аппаратов, причем обычно $P' > 0$. В рассматриваемом случае P' может принимать и отрицательные значения. При условии

$$-1 < P' < 0 \quad (12)$$

уравнение (11) в правой полуплоскости имеет действительный корень $s_0 = -1/\tau \ln(-P')$.

Известно, что наличие действительного положительного корня связано с существованием падающего участка на статической гидравлической характеристике канала.

Нетрудно убедиться, рассмотрев характеристическое уравнение (7) с учетом инерции теплоносителя, что падающий участок отсутствует при $P' > -1$. Следовательно, в области (12) наличие положительного корня не связано с падающим участком, а обусловлено только транспортным запаздыванием теплоносителя. Заметим, что учет имеющегося в контуре парового объема с постоянными времени, сравнимыми с транспортным запаздыванием теплоносителя в отводящей коммуникации, может привести к изменению характера неустойчивости с аperiodического на колебательный.

Выводы аналитического исследования устойчивости сравнивались с результатами численных расчетов на ЭВМ по более сложной математической модели контура. В этой модели для описания теплоносителя использовалась одномерная гомогенная модель сжимаемого потока. Заключение об устойчивости или неустойчивости стационарного режима контура подтверждалось путем непосредственного расчета переходного процесса, вызванного внешним возмущением. Расчет переходных процессов проводился по программе ТУМАН. Используемый в программе подход к расчету динамики сжимаемого двухфазного потока аналогичен изложенному в работе [6]. Однако в используемой программе была предусмотрена возможность моделирования работы струйных элементов. Для этого разностная схема записывалась таким образом, чтобы в стационарном состоянии соотношение между расходом и давлением в трех соседних узлах разветвления совпадало с характеристикой струйного насоса, приведенной в [4].

Сравнение результатов, полученных численным и аналитическим методами, показывает, что влияние параметров на область устойчивости оба метода отражают одинаково. При этом аналитический метод дает более консервативную оценку области устойчивости. В качестве примера на рис. 3 приведен вид переходного процесса, вызванного возмущением теплового потока, при различной величине полного приращения энтальпии в контуре циркуляции. Как видно из рис. 3, при увеличении параметра ΔI происходит возрастание амплитуды переколе-

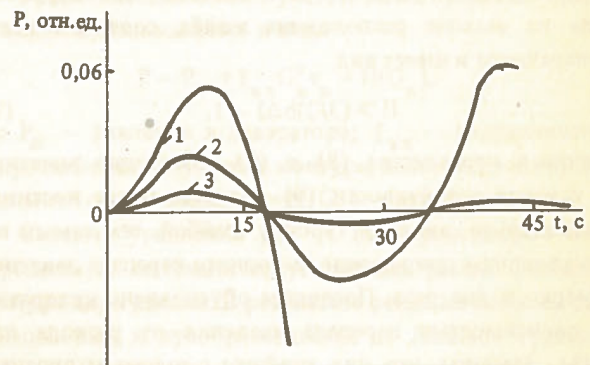


Рис. 3. Вид переходного процесса при ступенчатом увеличении на 1% теплового потока в активной зоне: 1 — $\Delta I = 0,8$; $\Pi = 0,35$; 2 — $\Delta I = 0,65$; $\Pi = 0,35$; 3 — $\Delta I = 0,4$; $\Pi = 0,35$

баний, а при некотором значении этого параметра стационарный режим становится неустойчивым. Причем неустойчивость имеет колебательный характер.

Таким образом, в работе, помимо известного ранее влияния на устойчивость расхода таких параметров, как перепады давления на входе и выходе контура, объем пара в контуре и др., впервые обнаружено существенно дестабилизирующее влияние перегрева пара в активной зоне реактора и относительно большого по величине, но вместе с тем мгновенного по времени полного подогрева теплоносителя в контуре циркуляции. Последний фактор характерен для установок, в которых используются струйные смесители.

Список литературы

1. Смирнов В.С. Сверхбезопасный парохлаждаемый реактор//Атомная техника за рубежом. 1986. № 6. С. 15 – 19.
2. Возможности воспроизводства топлива и коэффициенты реактивности в быстрых реакторах с пароводяным теплоносителем/В.В. Орлов, И.С. Слесарев, С.М. Зарицкий и др.//ВАНТ. Сер. Физика и техника ядерных реакторов. 1988. Вып. 3. С. 58 – 59.

3. Митенков Ф.М., Моторов Б.И. Механизмы неустойчивых процессов в тепловой и ядерной энергетике. М.: Энергоиздат, 1981.
4. Соколов Е.Я., Зингер Н.М. Струйные аппараты. М.–Л.: Госэнергоиздат, 1960.
5. Будников В.И. Исследование динамики АЭС с кипящим канальным реактором и встроенными паротурбонасосами//ВАНТ. Сер. Динамика ядерных энергетических установок. 1976. Вып. 1 (9). С. 33 – 39.
6. Сабаев Е.Ф., Савихин О.Г. Разностная схема для расчета динамики парогенерирующего канала с сжимаемым двухфазным теплоносителем.//ВАНТ. Сер. Физика ядерных реакторов. 1989. Вып. 2. С. 66 – 70.

Статья поступила в редакцию
4 сентября 1989 г.

Вопросы атомной науки и техники. Сер.
Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 51 – 55.

СОДЕРЖАНИЕ
Диагностика

Куприянов В.М., Лазаревская И.Е. Использование методов факторного анализа для мониторинга нормы ЯЭУ. 3

Куприянов В.М., Макарова И.Н. Проблемы диагностики ЯЭУ как сложной системы 11

Богомолов В.Н., Галушкин В.А., Коновалов А.В., Куприянов В.М., Макарова И.Н. Советчик оператора для исследовательского стенда 17

Хазанович И.М. Возможный алгоритм советчика оператора ЯЭУ 20

Павелко В.И. Статистические методы на предварительном этапе оперативной диагностики ЯЭУ. 23

Бабкин Н.А., Калишев О.Н., Миронова Г.В. Оценка достоверности информации и обнаружение неисправностей ЯЭУ. 30

Знышев В.В. Проблемы и принципы диагностирования ЯЭУ на основе контроля режимных параметров 33

Соколов Б.В. Исследование некоторых алгоритмов восстановления сопоставимости диагностических изображений. 38

Колчин В.А. Алгоритмы кластеризации возможных состояний нелинейной математической модели реактора с циркулирующим топливом 47

Устойчивость

Будников В.И., Савихин О.Г. Об устойчивости расхода теплоносителя в одноконтурных АЭС со струйными смесителями 51

CONTENTS
Diagnostics

Kupriyanov V.M., Lazarevskaya I.E. Factor analysis methods used for nuclear power plant norm monitoring. 3

Kupriyanov V.M., Makarova I.N. Diagnostics problems concerning nuclear power plant as a complex system 11

Bogomolov V.N., Galushkin V.A., Kononov A.V., Kupriyanov V.M., Makarova I.N. Operator's adviser for a test rig 17

Khazanovitch I.M. One of the possible algorithms of the "NP operator advisor" 20

Pavelko V.I. Using statistical methods at a preliminary stage of nuclear power plant efficient diagnostics 23

Babkin N.A., Kalishev O.N., Mironova G.V. Information reliability estimation and fault finding in nuclear power plants. 30

Znyshev V.V. Problems and principles of nuclear power plant diagnostics on the basis of the mode parameter monitoring 33

Sokolov B.V. Study of some algorithms for recovery of comparability of diagnostic patterns 38

Koltchin V.A. Clustering algorithms of possible states in circulating-fuel reactor nonlinear mathematical model 47

Stability

Budnikov V.I., Savikhin O.G. Coolant consumption stability in single-cycle nuclear power plants with jet mixers. 51

К СВЕДЕНИЮ ЧИТАТЕЛЕЙ

Начиная со следующего номера в выпуске "Динамика ЯЭУ" научно-технического сборника "Вопросы атомной науки и техники. Сер. Физика и техника ядерных реакторов" предполагается публиковать аннотации программ численных расчетов по динамике ЯЭУ и смежным вопросам.

Аннотация не должна превышать одной страницы машинописного текста и кроме названия программы и фамилий авторов должна содержать следующие сведения: назначение программы, постановку решаемой задачи, включая характеристику модели и методы решения, особенности и язык программы, объем памяти, тип ЭВМ и время счета.

В сопроводительном письме следует указать адрес и телефон, по которым можно получить дополнительные сведения о программе и условиях ее передачи.

ВОПРОСЫ АТОМНОЙ НАУКИ И ТЕХНИКИ

С е р и я: Физика ядерных реакторов
Выпуск 2

Ответственный за выпуск В.Д. Горяченко
Редактор Н.А. Трунина
Технический редактор Н.А. Малькова
Корректор В.П. Горячева

Подписано в печать 13.09.90. Формат 60х90/8
Офсетная печать. Усл. печ. л. 7,0. Уч.-изд. л. 7,0 + 0,5 вкл.
Тираж 360 экз. Индекс 3646. 10 статей. Заказ 331

Отпечатано в Институте атомной энергии им. И.В. Курчатова
123182, Москва, площадь Академика Курчатова

23 руб. 10 коп.

Индекс 3646

Вопросы атомной науки и техники
Сер. Физика ядерных реакторов, 1990, вып. 2, с. 1-56