

РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ ИДЕНТИФИКАЦИИ НА ОСНОВЕ АГРЕГИРОВАННЫХ МОДЕЛЕЙ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ПРОМЫШЛЕННЫХ ОБЪЕКТОВ

В статье изложены теоретические и практические вопросы решения задачи автоматизированной идентификации на основе предложенных агрегированных моделей технического состояния промышленных объектов, приведены полученные результаты для теплоэнергетического оборудования на примере модельного парового котла.

Большая часть теплоэнергетического оборудования (ТЭО) тепловых электростанций и газоконденсатопроводов, подверженных воздействию сероводородсодержащих сред, выработало свой проектный и нормативный ресурс, в связи с чем возможно снижение надежности вследствие накопления внутренних и внешних повреждений. Поэтому вопросы управления техническим состоянием (ТС) для предотвращения отказов таких объектов, называемых далее промышленными (ПрО), на основе автоматизированной идентификации являются актуальными.

Ввиду сложности и масштабности проблемы рационально ее декомпозировать на четырехуровневые оптимизационные задачи нахождения: 1 – агрегированных моделей ТС ПрО по результатам текущего и предшествующего диагностирования; 2 – аппроксимирующих корреляционных зависимостей; 3 – физически реализуемых идентификационных моделей и 4 – нахождение моделей прогнозирования ТС с оценкой остаточного ресурса. Выполнив всю цепь преобразований, на выходе получаем информацию о ТС с возможностью принятия научно обоснованных решений об объемах, сроках и очередности проведения ремонтных работ и технического диагностирования ПрО.

При решении первой задачи разработан метод агрегирования числовых массивов большой размерности с диагностической информацией о состоянии ПрО, заключающийся в создании неструктурированных совокупностей для сохранения привязки полученных данных о дефектах к объекту и называемых далее агрегатами, с последующей оценкой внутриагрегатных распределений с помощью предложенного семейства параметров: степени равномерности N_a , рассеивания N_q , асимметрии N_s , островершинности N_o и экстремальности N_z [4]. Затем по полученным значениям образованы агрегированные модели: аддитивная, мультипликативная и комбинированная с выбором из них по критерию минимума среднего риска оптималь-

ной. Исследованиями [4-7] установлено, что получаемые агрегированные модели ТС ПрО являются стационарными и стационарно связанными случайными процессами.

С организованным входом в виде оптимальной агрегированной модели ТС $u_1(t)$ по результатам предшествующего диагностирования и организованным выходом, также оптимальной агрегированной модели ТС $u_2(t)$, но полученной по результатам текущего диагностирования, описание промышленного объекта представляется в виде уравнения с оператором А

$$u_2(t) = A\{u_1(t'), t\}. \quad (1)$$

Для линейных одномерных объектов зависимость между реакцией $U_2(t)$ и воздействием $U_1(t)$ может быть задана с помощью: обыкновенного дифференциального уравнения (ОДУ), импульсной переходной функции (ИПФ) $g(t, t')$ или амплитудно-фазовой частотной характеристики (АФЧХ) $G(t, j\omega)$. Эти представления эквивалентны, т. к. каждое из них является исчерпывающим описанием динамики изменения ТС ПрО. Для стационарных ПрО $U_2(t)$ не зависит от момента оценки ТС $U_1(t)$, а зависит только от временного интервала между диагностированиями.

Учитывая случайный характер оператора, задачу идентификации ТС формулируем в статистической форме. Пусть задан промышленный объект, прошедший с определенным временным интервалом два диагностирования, в процессе которых зарегистрированы характеристики дефектов различных типов. По предложенным алгоритмам находим по результатам каждого диагностирования соответствующие агрегированные модели ТС и организовываем с их помощью вход и выход. В итоге получаем линейный одномерный объект с входной $U_1(t)$ и выходной $U_2(t)$ переменными, представляющими собой случайные функции неслучайного аргумента t . По результатам измерения необходимо построить модель объекта в виде оператора $A(t)$. Точнее, при идентификации нужно определить не сам оператор, а его приближенную

оценку $A^*(t)$, используемую в качестве характеристики неизвестного оператора.

При близости оценки оператора $A^*(t)$ к истинному значению оператора $A(t)$, в смысле принятого критерия, выполняется требование близости случайной функции выхода модели $U_2^*(t)$ к случайной функции $U_2(t)$, являющейся выходной переменной объекта. Конкретные реализации выхода модели и объекта находятся по соотношениям:

$$u_2^*(t) = A^*(t) u_1(t'); u_2(t) = A(t) u_1(t').$$

Критерием близости выходных переменных объекта и модели служит минимальная абсолютная разность этих функций, в общем случае называемая функцией потерь $p[u_2, u_2^*]$. Последняя зависит от выходных переменных объекта $U_2(t)$ и модели $U_2^*(t)$ и не зависит от оператора $A(t)$. Если критерий задан, то говорят об оптимальной, в смысле этого критерия, модели объекта.

При решении задачи идентификации ТС на математическое ожидание функции потерь накладываем требование минимума: $M\{p[u_2, u_2^*]\} = \min$. Это так называемый критерий минимума среднего риска, который должен выполняться при всех реализациях, в том числе и при заданной $u_1(t')$

$$M\{p[u_2, u_2^* / u_1(t')], t' \in T\} = \min. \quad (2)$$

Здесь T – временной интервал, прошедший между двумя последовательными диагностированиями. Если взять частную производную выражения (9) по u_2^* и приравнять к ее нулю, то можно получить математическое условие достижения минимума.

Уравнение для определения оптимальной в смысле минимума выбранного критерия оценки оператора запишется

$$u_2(t) = A^*(t) \cdot u_1(t') = M\{u_2(t) / u_1(t'), t' \in T\}. \quad (3)$$

Из уравнения (3) видно, что оператор условного математического ожидания или регрессия выходной переменной относительно входной дает оптимальный в смысле критерия стандартной ошибки оператор объекта из всех возможных операторов. Ограничиваясь линейным описанием объекта, умножим уравнение (3) на входную случайную функцию другой реализации $u_1(t'')$ и применим операцию математического ожидания к обеим частям равенства. Учтем при этом, что оператор математического ожидания коммутативен с искомым, поскольку последний ищется в классе линейных операторов, получаем

$$A^*(t) M\{U_1(t') U_1(t'')\} = M\{U_2(t) U_1(t'')\}. \quad (4)$$

Предположение о центрированности случайных функций входа и выхода объекта ($M\{U_1(t)\} = 0$ и $M\{U_2(t)\} = 0$) практически не ограничивает общности рассмотрения. Тогда по определению произведения, стоящее под знаком оператора математического ожидания в левой части этого уравнения, представляет собой автокорреляционную зависимость (АКЗ) входа $R_{u_1 u_1}(t', t'')$, а произведение, стоящее под знаком оператора математического ожидания в правой части, есть взаимная корреляционная зависимость (ВКЗ) $R_{u_2 u_1}(t, t'')$ случайных функций $U_1(t)$ и $U_2(t)$. С учетом полученного импульсную переходную функцию (ИПФ) $g(t, t')$ ТС объекта при временном интервале T можно определить из соответствующего интегрального уравнения:

$$R_{u_2 u_1}(t, t'') = \int_0^T g(t, t') \cdot R_{u_1 u_1}(t', t'') dt'. \quad (5)$$

Таким образом, если случайные функции $U_1(t)$ и $U_2(t)$ являются стационарными и стационарно связанными, то оптимальная по критерию минимума среднего риска оценка оператора определяется из уравнения

$$R_{u_2 u_1}(t) = A^*(t) \cdot R_{u_1 u_1}(t - \tau), \quad (6)$$

где τ – вещественное число.

ИПФ при бесконечном временном интервале находится из интегрального уравнения с корреляционными зависимостями, полученными на основе агрегированных моделей /4/ по типу Винера – Хопфа:

$$R_{u_2 u_1}(t) = \int_0^\infty g(\tau) \cdot R_{u_1 u_1}(t - \tau) d\tau; g(\tau) = 0 \text{ при } t < 0. \quad (7)$$

Решение интегрального уравнения (7), представляющего собой уравнение Фредгольма 1 рода /1, 2/, связано с рядом трудностей. При определенных условиях, не очень сужающих класс реальных объектов, интегральное уравнение Н.С. Райбманом сведено к уравнению Вольтерра 1 рода типа свертки, которое аналитически решается алгебраическим методом с помощью преобразования Лапласа путем декомпозиции соответствующих авто- и взаимно корреляционных зависимостей на две составляющие при положительном и отрицательном аргументе.

Представим автокорреляционную зависимость входа в виде

$$R_{u_1 u_1}(t) = R_{u_1 u_1}^+(t), t \geq 0; R_{u_1 u_1}(t) = R_{u_1 u_1}^-(t), t < 0. \quad (8)$$

Взаимную корреляционную зависимость выхода и входа представим в виде

$$R_{u_2 u_1}(t) = R_{u_2 u_1}^+(t), t \geq 0; R_{u_2 u_1}(t) = R_{u_2 u_1}^-(t), t < 0. \quad (9)$$

Предполагая, что при $t < 0$ АКФ входа $R_{u_1u_1}^-(t)$ и взаимная КФ выхода и входа $R_{u_2u_1}^-(t)$ аппроксимированы такими аналитическими зависимостями, которые допускают аналитическое продолжение на положительную полуось. Учтем также свойства АКФ и ВКФ: при $t \geq 0$ $R_{u_2u_1}^+(t)$ не равно $R_{u_2u_1}^-(t)$ в силу несимметричности ВКФ, а при $-t < t < 0$: $R_{u_1u_1}^+(t)$ и $R_{u_1u_1}^-(t)$ тождественно равны из-за симметричности АКФ. При выполнении отмеченных условий уравнение (7) можно записать отдельно для $t < 0$ и $t \geq 0$.

Для $t < 0$ уравнение (7) запишется следующим образом:

$$R_{u_2u_1}^- = \int_0^{\infty} g(\tau) \cdot R_{u_1u_1}^-(t - \tau) d\tau. \quad (10)$$

В силу единственности аналитического продолжения для функций $R_{u_2u_1}^-(t)$ и $R_{u_1u_1}^-(t)$ уравнение имеет место для всех t . Для $t \geq 0$ уравнение (7) можно записать в виде суммы двух интегралов

$$R_{u_2u_1}^+(t) = \int_0^t g(\tau) \cdot R_{u_1u_1}^+(t - \tau) d\tau + \int_t^{\infty} g(\tau) \cdot R_{u_1u_1}^-(t - \tau) d\tau. \quad (11)$$

После ряда преобразований, связанных с представлением 2-го интеграла правой части уравнения (11) в виде разности двух интегралов с пределами 0 и ∞ , а также 0 и t , с последующим объединением соответствующих интегралов, получим при $t < 0$

$$R_{u_2u_1}^+(t) - R_{u_2u_1}^-(t) = \int_0^t g(\tau) \cdot [R_{u_1u_1}^+(t - \tau) - R_{u_1u_1}^-(t - \tau)] d\tau. \quad (12)$$

Из теории известно, что если для аппроксимирующей зависимости существует преобразование Лапласа, то решение уравнения (12) всегда существует и оно при этом единственное. Найдя изображения обеих частей уравнения (12) по Лапласу и используя теорему умножения, согласно которой свертка оригиналов представляется произведением их изображений, алгебраическое уравнение с комплексным аргументом в виде оператора Лапласа s запишется в следующем виде:

$$R_{u_2u_1}^+(s) - R_{u_2u_1}^-(s) = G(s) \cdot [R_{u_1u_1}^+(s) - R_{u_1u_1}^-(s)]. \quad (13)$$

В итоге из (13) находится идентификационная модель ПрО в виде ПФ $G(s)$. Импульсная переходная функция ТС ПрО $g(t)$ находится с

помощью обратного преобразования Лапласа для $t / 0$, т. к. при $t < 0$ ИПФ $g(t) = 0$.

Основываясь на изложенных теоретических аспектах, исследованы вопросы идентификации ТС основного теплоэнергетического оборудования (ТЭО), эксплуатация которого в условиях повышенных температур и напряжений сопровождается ползучестью. Последняя характеризуется постепенным деформированием металла, причем в зависимости от наработки, температуры, напряжения и марки стали реализуются различные механизмы разрушения.

Модельный паровой котел с позиции ТС декомпозирован на элементы: трубы, гибы и сварные стыки. При создании агрегированных моделей ТС учтены следующие параметры и физико-механические свойства котельных марок сталей: вероятность отказов, число пусков и номинальное допускаемое напряжение по наработке, объединенные в надежность компоненту, номинальное допускаемое напряжение по температуре, предел ползучести и предел длительной прочности, объединенные в температурную компоненту, и пределы прочности и текучести, относительные удлинение и сужение, а также ударная вязкость, объединенные в механическую компоненту.

Проведено агрегирование значительных по объему информационных массивов, полученных по результатам трех диагностирований, с нахождением аддитивной, мультипликативной и комбинированной моделей при различном количестве элементов в каждом агрегате (рисунок 1) [5].

Рассчитаны ТС котла для каждого диагностирования (таблица 1).

Используя критерий минимума среднего риска, получены оптимальные модели ТС котла для проведенных диагностирований (рисунок 2), анализ которых показывает, что в соответ-

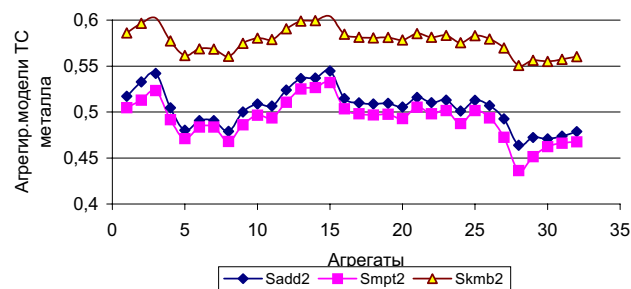


Рисунок 1. Графики агрегированных моделей ТС парового котла (100 элементов в агрегате), полученные по результатам второго диагностирования

ствии с закономерностями, присущими ПрО, степень повреждения металла с увеличением наработки значительно возрастает, причем ухудшение ТС по агрегатам существенно неравномерное.

Разности найденных ТС, поделенные на временные интервалы между соответствующими диагностированиями, позволяют найти агрегатные средние интенсивности его изменения (рисунок 3).

Получены коэффициенты аппроксимирующих полиномиальных зависимостей (таблица 2) интенсивности изменения от ТС парового котла (рисунок 4а и б).

Установлено, что ТС парового котла по данным 1 и 2 диагностированиям принадлежит диапазону 0,46..0,55, а соответствующая интенсивность (0,00025..0,00045) %/ч, а по данным 2-го и 3-го диагностирования – диапазон ТС существенно сдвигается в сторону больших значений (0,74..0,81), а интенсивность снижается в диапазоне (0,0011..0,00095) %/ч.

По найденным оптимальным агрегированным моделям рассчитаны опорные точки для авто- и взаимокорреляционных зависимостей изменения ТС парового котла. С помощью экспертной системы подобраны по опорным точкам оптимальные по минимаксному критерию аппроксимирующие авто- и взаимокорреляционные зависимости изменения ТС парового котла по результатам 1 и 2-го (таблица 3), 2 и 3-го (таблица 4) диагностированиям.

Построенные авто- (рисунок 5а, б) и взаимокорреляционные зависимости (рисунок 6а, б) корреляционные зависимости

Таблица 1. Техническое состояние котла, определенное по агрегированным моделям для проведенных диагностированиям

| № диагностирования | Наработка на момент диагностирования, ч | Средние ТС | | | S _{ген.ср} | Оптимальные агрегированные модели |
|--------------------|---|------------------|------------------|------------------|---------------------|-----------------------------------|
| | | S _{алд} | S _{млт} | S _{зуб} | | |
| 1 | 100 | 0,32495 | 0,41435 | 0,47296 | 0,40409 | Мультипликативная |
| | Критерий | 0,07913 | 0,01026 | 0,06887 | | |
| 2 | 65000 | 0,50489 | 0,49204 | 0,5779 | 0,52495 | Аддитивная |
| | Критерий | 0,02006 | 0,0329 | 0,05296 | | |
| 3 | 90423 | 0,70203 | 0,69226 | 0,76933 | 0,72121 | Комбинированная |
| | Критерий | 0,04812 | 0,02895 | 0,01918 | | |

Таблица 2. Коэффициенты аппроксимирующих полиномиальных зависимостей интенсивности изменения от ТС V_{sk}(U) парового котла

| Полиномиальные модели | Коэффициенты | | | | | Станд. ошибка S | Коэф. корреляции r |
|--------------------------|--------------|---------|----------|----------|---------|-----------------|--------------------|
| | a | b | c | d | e | | |
| V _{sk1-2} , %/ч | -0,82781 | 6,61616 | -19,8174 | 26,36781 | -13,145 | 0,952e-5 | 0,981 |
| V _{sk2-3} , %/ч | -0,00422 | 0,01586 | -0,01231 | 0,00077 | - | 0,642e-5 | 0,972 |

сти показывают, что агрегированные модели ТС парового котла являются стационарными и стационарно связанными случайными процессами.

В соответствии с полученными результатами идентификационные модели ТС парового котла отнесены по данным 1 и 2-го диагностированиям к 3 классу, 4-ым типу и группе, а по данным 2 и 3-го – к 4-ым классу, типу и группе разработанной классификации /4/. В численном виде после преобразований общие передаточные функции запишутся:

$$G_{344n}(s) = \frac{0,47603s^6 + 0,59244s^5 - 0,55039s^4 - 0,42229s^3 + 0,21090s^2 + 0,075257s - 0,02681}{1,1940s^6 + 2,4214s^5 + 0,39688s^4 + 1,5115s^3 - 0,00051s^2 + 0,48479s - 0,08716} \quad (14)$$

$$G_{444n}(s) = \frac{0,42941s^6 + 0,53719s^5 + 0,077999s^4 + 0,33663s^3 - 0,025737s^2 + 0,11761s - 0,04184}{0,55600s^6 + 0,69611s^5 + 0,11446s^4 + 0,46638s^3 - 0,06376s^2 + 0,13783s - 0,05166} \quad (15)$$

Устранение нулей и полюсов в числителе и знаменателе с положительной вещественной частью, а также понижение из физических соображений на единицу порядка числителя позволя-

Таблица 3. Выбранные аппроксимирующие корреляционные зависимости для ТС парового котла по данным 1 и 2-го диагностированиям

| Корреляционные функции | Вид аппроксимирующей зависимости | Критерий Δ _{max} _{min} | Стандартная ошибка, s | Коэф. корреляции, r |
|------------------------|---|---|-----------------------|---------------------|
| r _{xx1-2} (φ) | A·exp(-β· φ) · ∑ _{i=0} ⁿ t ⁱ | 0,093 | 0,072 | 0,987 |
| r _{yy1-2} (φ) | A·exp(-α· τ) (cos w _y ·τ + sin w _y ·τ) | 0,062 | 0,070 | 0,994 |
| r _{xy1-2} (φ) | B·exp(-β ₁ ·τ) (cos w ₁ ·τ + sin w ₁ ·τ) | 0,034 | 0,028 | 0,998 |
| r _{yx1-2} (φ) | B·exp(-β ₂ ·τ) (cos w ₂ ·τ + sin w ₂ ·τ) | 0,034 | 0,028 | 0,998 |

Таблица 4. Оптимальные аппроксимирующие корреляционные зависимости для ТС парового котла по данным 2 и 3-го диагностированиям

| Корреляционные функции | Вид аппроксимирующей зависимости | Критерий Δ _{max} _{min} | Стандартная ошибка, s | Коэф. корреляции, r |
|------------------------|---|---|-----------------------|---------------------|
| r _{xx2-3} (φ) | A·exp(-α· τ) (cos w _x ·τ + sin w _x ·τ) | 0,097 | 0,068 | 0,989 |
| r _{yy2-3} (φ) | A·exp(-α· τ) (cos w _y ·τ + sin w _y ·τ) | 0,099 | 0,071 | 0,992 |
| r _{xy2-3} (φ) | B·exp(-β ₁ ·τ) (cos w ₁ ·τ + sin w ₁ ·τ) | 0,070 | 0,059 | 0,992 |
| r _{yx2-3} (φ) | B·exp(-β ₂ ·τ) (cos w ₂ ·τ + sin w ₂ ·τ) | 0,055 | 0,040 | 0,995 |

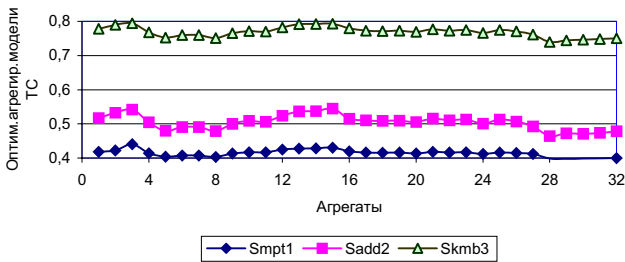


Рисунок 2. Графики оптимальных агрегированных моделей ТС парового котла по данным проведенных диагностирований

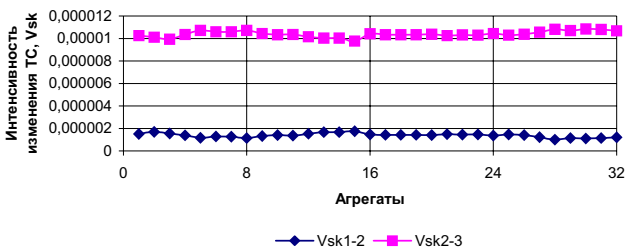


Рисунок 3. Графики интенсивности изменения ТС парового котла по результатам 1 и 2 V_{ск1-2} а также 2 и 3 V_{ск2-3} диагностирований

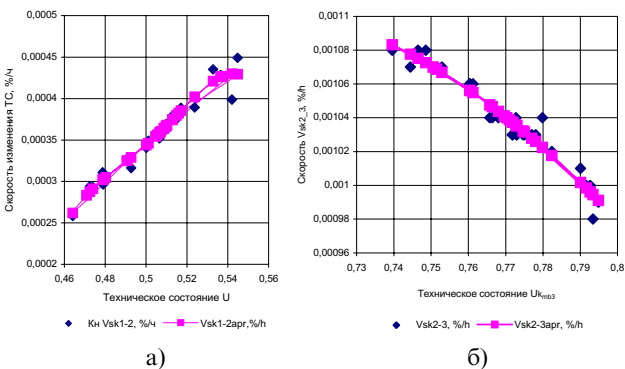


Рисунок 4. Зависимости интенсивности от ТС парового котла: а – по данным 1 и 2-го; б – по данным 2 и 3-го диагностирований

ет получить после преобразований физически реализуемые ПФ:

$$G_{344fpu}(s) = \frac{0,399(s^2 + 1,194s + 0,356)}{(s + 2,165)(s^2 + 0,536s + 0,455)} \quad (16)$$

С использованием обратного преобразования Лапласа от физически реализуемых ПФ получены соответствующие ИПФ, отражающие изменение ТС котла:

$$U_{1,2}(t) = 0,246e^{-2,16t} + 0,153e^{-0,268t} \cos 0,620t - 0,044e^{-0,268t} \sin 0,620t \quad (17)$$

Скорости изменения ТС металла парового котла получены путем дифференцирования соответствующих выражений ИПФ ТС:

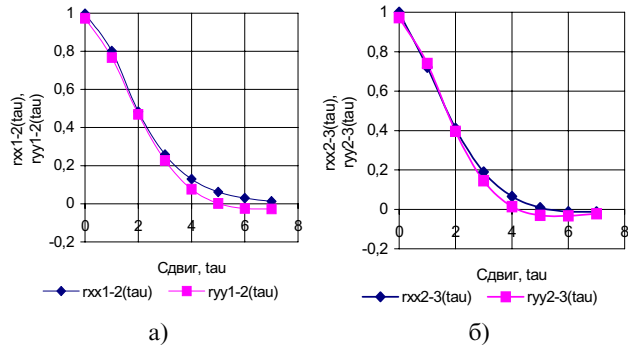


Рисунок 5. Графики автокорреляционных зависимостей: а) по агрегированным моделям 1 и 2-го; б) 2 и 3-го диагностирований

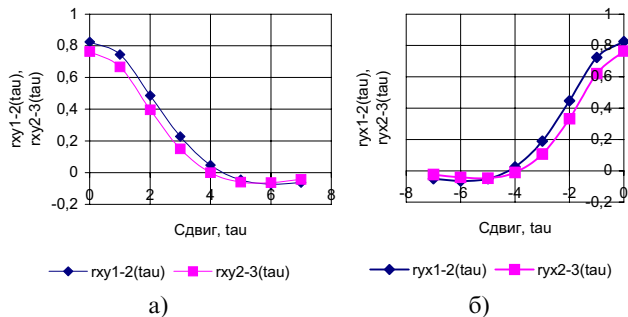


Рисунок 6. Графики взаимокорреляционных зависимостей по агрегированным моделям 1-го и 2-го, 2-го и 3-го диагностирований: а) $\tau \geq 0$; б) $\tau < 0$

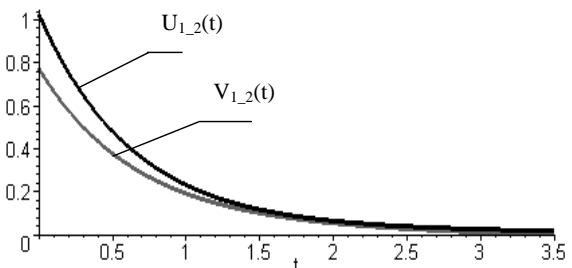


Рисунок 7. Идентограмма, построенная по результатам 2-го и 3-го диагностирований

$$V_{2,3}(t) = 0,004e^{-0,235t} \cos 0,626t - 0,030e^{-0,235t} \sin 0,626t - 1,03e^{-1,55t} \quad (18)$$

Совокупности графиков технического состояния и его скорости изменения, развернутые по наработке с учетом проведенных диагностирований, названы идентограммами (рисунок 7).

Выводы

1. Спроектирована и подготовлена комплексная (табличная и графическая формы) база данных в формате MS Excel по основному ТЭО, которая для модельного парового котла Сакмарской ТЭЦ включает результаты визуального, измерительного и неразрушающего контро-

ля за время с 1986 по 2001 г. включительно и содержит 3317 разнородных элементов. Разработанный комплекс БД учитывает динамику изменения существенных условий работы элементов ТЭО: наработку (100-90500 часов), количество пусков, температуру, давление, соотношение толщины стенки и диаметра трубы и др. /7/. Выделены наиболее существенные физические свойства ТС металла ТЭО, наиболее зависящие от наработки, напряжения и температуры и сгруппированные по трем соответствующим компонентам.

2. Разработан агрегированный подход к идентификации и прогнозированию ТС ТЭО, заключающийся в агрегировании значительных по объему информационных массивов как результатов последовательных во времени диагностирований с достаточно подробной характеристикой условий работы каждого элемента

с последующим выбором и использованием оптимальных агрегированных моделей, что существенно повышает эффективность количественной оценки ТС металла и одновременно значительно понижает размерность задачи.

3. В соответствии с поставленными требованиями разработан многомодульный функциональный программный комплекс, выполняющий следующие основные функции: выбор БД по объекту идентификации и наработке (тыс. часов); автоматизированный покомпонентный, агрегированный и групповой расчет степени повреждения металла; статистический анализ потенциально опасных элементов и агрегатов, степень повреждения которых выше назначенного порогового значения; интеграция с MS Excel для считывания БД и сохранения конечных результатов; предоставление полнофункциональной гипертекстовой справки /6/.

Список использованной литературы:

1. Справочник по теории автоматического управления / Под ред. А.А. Красовского. – М.: Наука, 1987. – 712 с.
2. Райбман Н.С., Чадеев В.М. Построение моделей процессов производства. – М.: Энергия, 1975. – 376 с.
3. Сейдж Э.И., Мелса Дж.Л. Идентификация систем управления. – М.: Мир, 1983. – 368 с.
4. Владов Ю.Р. Идентификация систем: Учебное пособие. Допущено Министерством образования РФ. – Оренбург: ОГУ, 2003. – 202 с.
5. Владов Ю.Р., Владова А.Ю. Идентификация технического состояния металла теплоэнергетического оборудования. Свидетельство об отраслевой регистрации разработки № 2986. ОФАП, № гос.рег. 50200301000 от 15.12.2003.
6. Владов Ю.Р., Кушнаренко В.М., Владова А.Ю., Степанов Е.П. Создание программного обеспечения по идентификации и прогнозированию состояния металла ТЭО ОАО «Оренбургэнерго». Отчет о НИОКР. Гос. рег. ИН 02200306308., 2003. – 60 с.