

## АНАЛИТИЧЕСКАЯ ИДЕНТИФИКАЦИЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ГАЗОКОНДЕНСАТОПРОВОДОВ. ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ И ПРАКТИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ НАУЧНОГО НАПРАВЛЕНИЯ

Рассматриваются теоретические и практические аспекты актуальной проблемы идентификации технического состояния (ТС) энергонапряженных промышленных объектов. Предложена и реализована многоуровневая декомпозиция, предполагающая нахождение научно обоснованных агрегированных, корреляционных, аналитических и прогнозных моделей изменения ТС. Приведены модели ТС газоконденсаторов всех уровней, полученные в процессе автоматизированной идентификации по данным двух последовательно проведенных внутритрубных дефектоскопий.

Газоконденсаторопроводы (ГКП) относятся к категории промышленных объектов, отказы которых сопряжены со значительным материальным и экологическим ущербом. Увеличивающаяся продолжительность эксплуатации ГКП, износ оборудования выдвигают вопросы оценки технического состояния в ранг наиболее важных научно-технических проблем [1]. В соответствии с анализом опубликованных работ [2, 3] принципиальным выходом из создавшегося положения является разработка новых методов аналитической идентификации ТС в рамках развиваемого научного направления [4, 5], позволяющих существенно сократить затраты материальных и временных ресурсов при проведении технического диагностирования, а также технического обслуживания и ремонтов.

В соответствии с поставленной целью - повышение эффективности функционирования газоконденсаторопроводов на этапе их длительной эксплуатации за счет разработки методологии аналитической идентификации технического состояния, решены следующие задачи: разработаны способы агрегирования диагностической информации и получения агрегированных моделей ТС; развиты основные теоретические положения построения аналитических моделей ТС; разработаны методики и проведена аналитическая идентификация ТС газоконденсаторопроводов.

Ввиду сложности и масштабности проблемы развития теоретических положений аналитической идентификации ТС энергонапряженных объектов на основе агрегированного подхода рациональна четырех уровневая декомпозиция, предполагающая нахождение: агрегированных моделей по сформированным базам данных на основе результатов диагностирования; аппроксимирующих зависимостей соответствующих корреляционных функций; общих

и физически реализуемых аналитических моделей и моделей прогнозирования [4, 5].

На основе исследований коррозионной поверхности трубопроводов предложено к рассмотрению эмерджентное свойство - рельефность, характеризующая рядом основных показателей:

– степень равномерности

$$N_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \bar{x}|;$$

– степень рассеивания

$$N_q = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}; \quad (1)$$

– степень экстремальности

$$N_z = \frac{1}{k} \left( \sum_{i=1}^k |x_i - \bar{x}|_{max} + \sum_{i=1}^k |x_i - \bar{x}|_{min} \right); k = 5,$$

где  $n$  – количество учтенных аномалий в металле ГКП;  $x_i$  - текущий геометрический параметр  $i$ -ой аномалии;  $\bar{x}$  - среднее значение геометрического параметра для аномалий в металле ГКП;  $k$  – выбранное количество максимальных и минимальных значений геометрического параметра из числовой последовательности.

Агрегированные модели на основе комплекса трех основных показателей, учитывают значимость входящих в них одиночных следующим образом:

а) аддитивные модели:

$$U_{add} = \alpha_1 \cdot N_a + \alpha_2 \cdot N_q + \alpha_3 \cdot N_z;$$

б) мультипликативные модели:

$$U_{mul} = N_a^{\alpha_1} + N_q^{\alpha_2} + N_z^{\alpha_3}; \quad (2)$$

в) комбинированные модели:

$$U_{комб} = \xi \cdot U'_{add} + (1 - \xi) \cdot U'_{mul},$$

где  $\alpha_i$  – весовые коэффициенты, определяемые методом экспертных оценок с соблюдением ус-

ловия нормирования;  $U'_{\text{адд}}$ ,  $U'_{\text{мул}}$  – частичные (не полные) аддитивные и мультипликативные модели;  $\xi$  – коэффициент, учитывающий количество агрегированных параметров, входящих в  $U'_{\text{адд}}$ .

Процесс нахождения агрегированных моделей технического и коррозионного (только по поверхностным дефектам) состояний трубопроводов предполагает три операции: 1 - подефектную, 2 - поагрегатную и 3 - общую. Информация о локальных параметрах, характеризующих глубину  $h$ , длину  $l$  и ширину  $b$  как любых или только поверхностных дефектов, поступает из базы данных. Здесь для каждого дефекта подсчитывается площадь  $F_h$  и объем  $V_h$ .

В пределах второй основной операции по заданному количеству дефектов на участок трубопровода находится минимальная длина, удовлетворяющая поставленному требованию и, тем самым, определяется количество агрегатов. Далее для всех агрегатов подсчитываются агрегированные характеристики  $N_a$ ,  $N_q$  и  $N_z$  по глубине  $h$ , площади  $F_h$  и объему  $V_h$  дефектов с учетом относительного количества дефектов  $\bar{n}$ . Весовые коэффициенты определяются методом экспертных оценок с учетом мнений специалистов по эксплуатации трубопроводов и выполнения условия нормирования  $\alpha_{Na}$ ,  $\alpha_{\bar{n}}$ ,  $\alpha_{Nq}$ ,  $\alpha_{Nz}$ . По критерию минимума среднего риска выбирается оптимальное представление дефектов, которое и используется в дальнейшем анализе.

Подсчитываются для всех агрегатов агрегированные модели: аддитивная  $U_{\text{адд}}$ , мультипликативная  $U_{\text{мпл}}$  и комбинированная  $U_{\text{кmb}}$  и находятся их средние значения:  $J_{\text{адд ср}}$ ,  $J_{\text{мпл ср}}$ ,  $J_{\text{кmb ср}}$ . По тому же критерию минимума среднего риска, т.е. по минимуму модуля разности между средними модельными и генеральным средним  $J_{\text{ген ср}}$  определяется оптимальная агрегированная модель  $U_{\text{агр i опт}}$ .

Заключительная операция агрегирования предусматривает нахождение по полученной оптимальной модели следующих статистических характеристик изменения ТС: среднего эффективного, стандартного отклонения, ошибки среднего и доверительного интервала по критерию Стьюдента-Романовского.

На втором иерархическом уровне выясняется степень нелинейности связи входных и выходных оптимальных моделей ТС, их стационарность и стационарная связанность [6], из-за отсутствия априорной информации о струк-

туре и параметрах математических моделей изменения ТС ГКП. Необходимая информация создается построением двумерных интервальных рядов, по которым вычисляются основные статистики, регрессии и дисперсионные отношения. Например, для оптимальных агрегированных моделей ТС соединительного газопровода построена 6-ти интервальная по входу и выходу корреляционная таблица, по которой с учетом известных соотношений определены: математические ожидания  $\bar{U}_x = 0,50489$ ,  $\bar{U}_y = 0,76933$ ; дисперсии  $D_{U_x} = 0,000457$ ;  $D_{U_y} = 0,000222$ ; коэффициент корреляции  $r_{U_y U_x} = 0,71725$ ; прямые и обратные регрессии (рис. 1а и 1б); дисперсионные отношения:  $\eta_{U_y U_x} = 0,88707$  и  $\eta_{U_x U_y} = 0,88139$  и соответствующие критерии:  $\theta_{\eta} = 50,74869$ ;  $\theta\eta_{U_y U_x} = 23,54753$ ;  $\theta\eta_{U_x U_y} = 22,34417$ .

Существенная статистическая взаимосвязь между оптимальными агрегированными моделями  $U_y$  и  $U_x$  подтверждается также критериями, значения которых намного превосходят критическое значение, равное для вероятности 0,95 и числа степеней свободы  $k_1 = n - k$ ;  $k_2 = k - 2$ ,  $F_T = 5,7664$ . Следовательно, гипотеза о линейной зависимости между оптимальными агрегированными моделями на выходе и входе не противоречит опытным данным.

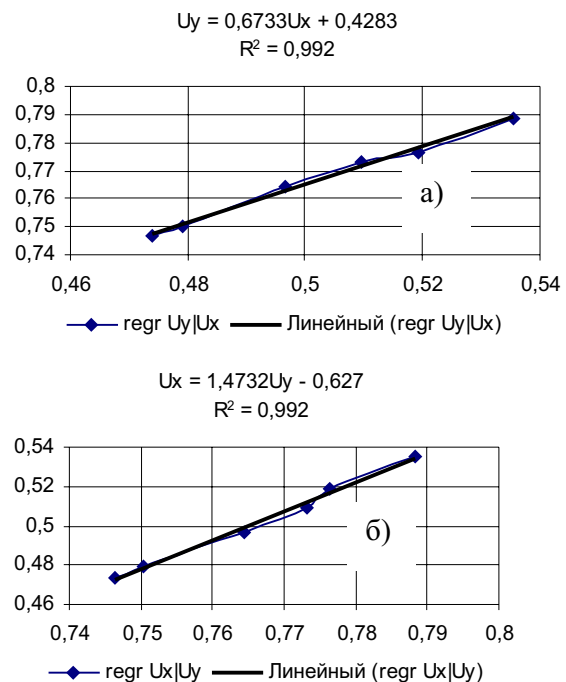


Рисунок 1. Графики прямой и обратной регрессий

Из множества построенных оптимальных агрегированных моделей ТС ГКП по частоте появления выделены четыре авто-  $R_{xx}(\tau)$ ,  $R_{yy}(\tau)$  и взаимно ( $R_{yx}(\tau)$  при  $\tau \geq 0$  и  $R_{xy}(\tau)$  при  $\tau < 0$ ) корреляционных функций (КФ), характерными особенностями которых является стационарность и стационарная связанность случайных процессов на входе и выходе общей модели.

Аппроксимирующие зависимости нормированных авто- (3) и взаимно- (4, 5) КФ увеличиваются по сложности описания: экспоненциальные, экспоненциально косинусные, экспоненциально полиномиальные и экспоненциально косинусные:

$$r_{ii}(\tau) = A \cdot e^{-\alpha|\tau|};$$

$$r_{ii}(\tau) = A \cdot e^{-\alpha|\tau|} \cos \omega \tau; \quad (3)$$

$$r_{ii}(\tau) = A \cdot e^{-\alpha|\tau|} \sum_{i=0}^n \tau^i;$$

$$r_{ii}(\tau) = A \cdot e^{-\alpha|\tau|} (\cos \omega \tau + \sin \omega \tau).$$

$$r_{ij}(\tau) = B \cdot e^{-\beta_1 \tau};$$

$$r_{ij}(\tau) = B \cdot e^{-\beta_1 \tau} \cos \omega \tau; \quad (4)$$

$$r_{ij}(\tau) = B \cdot e^{-\beta_1 \tau} \sum_{i=0}^n \tau^i;$$

$$r_{ij}(\tau) = B \cdot e^{-\beta_1 \tau} (\cos \omega \tau + \sin \omega \tau).$$

$$r_{ji}(\tau) = B \cdot e^{\beta_2 \tau};$$

$$r_{ji}(\tau) = B \cdot e^{\beta_2 \tau} \cos \omega \tau; \quad (5)$$

$$r_{ji}(\tau) = B \cdot e^{\beta_2 \tau} \sum_{i=0}^n \tau^i;$$

$$r_{ji}(\tau) = B \cdot e^{\beta_2 \tau} (\cos \omega \tau + \sin \omega \tau).$$

Разработаны методики построения авто- и взаимно-корреляционных функций и выбора аппроксимирующих корреляционных зависимостей по минимаксному критерию. Коэффициенты аппроксимации (рис. 2) характеризуют свойства КФ, а, следовательно, и случайных процессов изменения ТС. Причем;  $\alpha, \beta_1, \beta_2$  - интенсивность затухания КФ, а  $\omega$  - среднюю частоту периодических составляющих случайного процесса.

Нахождение аналитических моделей изменения ТС ГКП, предусмотренное на **3-ем уровне**

не, предполагает статистическую постановку задачи [6], но с входной  $U_x(t)$  и выходной  $U_y(t)$  оптимальными агрегированными моделями как случайными функциями времени. Определение аналитических моделей сводится к нахождению оценки оператора  $v(t)$  в виде импульсной переходной функции, характеризующей интенсивность изменения ТС при обеспечении близости случайных функций  $U_y^*(t)$  выхода модели к случайной функции  $U_y(t)$ , являющейся выходной переменной объекта.

Использован критерий близости случайных функций в виде функции потерь  $\rho[u_y(t), u_y^*(t)]$ , на математическое ожидание (МО) которой наложено требование минимума:

$$M\{\rho[u_y(t), u_y^*(t)]\} = \min. \quad (6)$$

Критерий минимума среднего риска (6) будет выполнен, если потребовать минимум МО функции потерь при данной реализации случайной агрегированной модели на входе. Оператор условного математического ожидания или регрессия выходной переменной  $U_y(t)$  относительно входной  $U_x(t')$  дает оптимальный в смысле критерия (6) оператор объекта в классе всех возможных операторов. Ограничиваясь линейным описанием объекта, умножая на входную случайную функцию другой реализа-

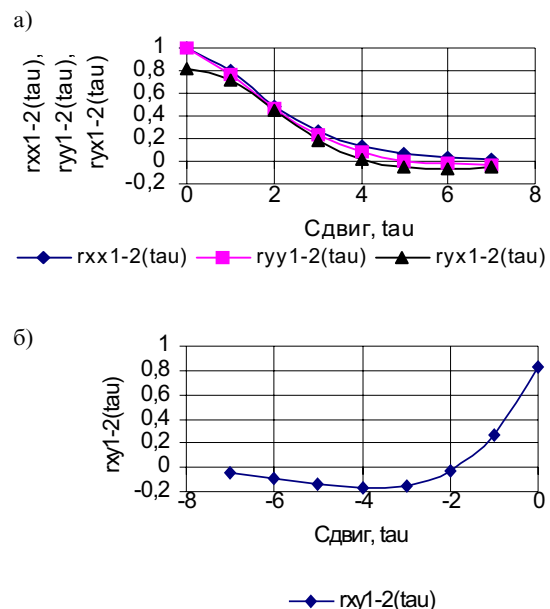


Рисунок 2. Графики оптимальных нормированных аппроксимирующих авто-  $r_{xx1-2}(\tau), r_{yy1-2}(\tau)$  (а) и взаимно- ( $r_{yx1-2}(\tau)$  при  $\tau \geq 0$  (а) и  $r_{xy1-2}(\tau)$  при  $\tau < 0$  (б)) корреляционных зависимостей изменения ТС одного из ГКП

ции, применяя операцию математического ожидания (МО) к обеим частям уравнения с учетом коммутативности оператора МО с оператором  $A_1^*$  и предполагая центрированность случайных процессов, определяем оптимальную оценку искомого оператора в классе линейных операторов по введенному критерию. С учетом нормированности предложенных аппроксимирующих корреляционных зависимостей, стационарности и стационарной связанности случайных функций  $U_y(t)$  и  $U_x(t)$ , интенсивность изменения ТС ГКП при бесконечном интервале наблюдения найдется из интегрального уравнения по типу Винера-Хопфа, но с агрегированными моделями:

$$\int_0^{\infty} v(\tau) \cdot r_{xx}(t-\tau) \cdot d\tau = r_{yx}(t), \quad -\infty < t < \infty, \quad v(\tau) = 0 \text{ при } \tau < 0. \quad (7)$$

Решение (7) связано с трудностями из-за того, что  $t$  изменяется во всем диапазоне, а пределы интеграла ограничены диапазоном положительных чисел. Из теории (Н.С. Райбман, [6]) известно, что интегральное уравнение Фредгольма 1-го рода типа (7) сводится путем декомпозиции авто- и взаимно- КФ на две составляющие при  $t \geq 0$  и  $t < 0$  к интегральному уравнению Вольтерра 1-го рода, аналитически решаемое с помощью преобразования Лапласа.

Все выбранные аппроксимирующие корреляционные зависимости представляют собой аналитические функции входной и выходной агрегированных моделей и допускают аналитическое продолжение на положительную ось. В силу единственности аналитического продолжения для функций  $r_{xx}^-(t)$  и  $r_{yx}^-(t)$  соответствующее уравнение имеет место для всех  $t$ , в том числе и для  $t \geq 0$ . Проводя интегральные преобразования, получим

$$\int_0^t v(\tau) \cdot [r_{xx}^+(t-\tau) - r_{xx}^-(t-\tau)] \cdot d\tau = r_{yx}^+(t) - r_{yx}^-(t). \quad (8)$$

Если для всех рассматриваемых функций существует преобразование Лапласа, в том числе для  $v(t)$  это передаточная функция (ПФ)  $G(s)$ , то решение (8) всегда существует, и притом оно единственное. Применив прямое преобразование Лапласа и учтя теорему умножения для свертки оригиналов, получим выражение (9) для нахождения ПФ:

$$G(s) \cdot [r_{xx}^+(s) - r_{xx}^-(s)] = r_{yx}^+(s) - r_{yx}^-(s). \quad (9)$$

Зная ПФ, с помощью обратного преобразования Лапласа находим аналитические моде-

ли изменения технического состояния ГКП. Множество из 64-х аналитических моделей систематизировано по трем критериям: классу, типу и группе [7]. Точность полученных аналитических моделей определяется систематическими ошибками и вероятностными характеристиками случайных ошибок выходной переменной. При этом величина систематических ошибок определяется математическим ожиданием (МО), а вероятностные характеристики случайных ошибок оцениваются дисперсией выходной переменной. Общая задача исследования точности предполагает знание МО  $m_{U_x}$  и стандартного отклонения  $\sigma_{U_x}$  оптимальной агрегированной модели на входе и аналитической модели изменения ТС ГКП определенного класса, типа и группы предложенной классификации. Необходимо найти МО  $m_{U_y}(t)$  и дисперсию  $D_{U_y}$  выходной переменной и сопоставить с МО  $m_y^*(t)$  и  $D_y^*(t)$ , найденными по оптимальной выходной агрегированной модели.

Оценки  $m_{U_y}^*(t)$  и  $D_{U_y}^*(t)$  соответствующего стационарного случайного процесса, обладающего свойством эргодичности, вычисляются по одной реализации на достаточном по длительности интервале  $(0; T)$  как средние значения:

$$m_{U_y}^*(t) = \frac{1}{T} \int_0^T u_y(t) dt; \quad D_{U_y}^*(t) = \frac{1}{T} \int_0^T [u_y^o(t)]^2 dt, \quad (10)$$

где  $u_y(t)$  – реализация случайного процесса на выходе математической модели (ММ);  $u_y^o(t) = u_y(t) - m_{U_y}^*$  – центрированная реализация выходного процесса.

Такая задача решается различными способами, но в данном случае целесообразен метод компьютерного моделирования в интегрированной среде визуального моделирования (VisSim), в которой организовываются блоки вычисления МО и дисперсии выходной переменной. Для этого физически реализуемая ПФ преобразуется в обыкновенное дифференциальное уравнение операторной формы, из которого выражается выходная переменная и находятся начальные условия для интегральных сумм, а правая часть переписывается в форме с операторами однократного интегрирования и реализуется аналоговая модель. При подаче на ее вход случайной функции  $U_x(t)$ , имеющей нормальный закон распределения, а следовательно, найденное по входной оптимальной агрегированной модели МО  $m_{U_x}$  и стандартное отклонение  $\sigma_{U_x}$ , находятся значения  $m_{U_y}^*$  и  $D_{U_y}^*$  в конце интервала наблюдения  $T$ . Сопоставляя

полученные значения с  $m_{U_y}$  и  $D_{U_y}$ , найденными непосредственно по оптимальной выходной агрегированной модели  $U_y(t)$ , производится статистическая оценка точности идентификации ТС ГКП.

Для нахождения моделей прогнозирования, соответствующих **4-му уровню**, по полученной информации о  $m_{U_y}^*$  и  $D_{U_y}^*$  выбираются по минимуму стандартной ошибки аппроксимирующие зависимости  $m_{U_y}^*(t)$  и  $D_{U_y}^*(t)$  и находятся коэффициенты аппроксимации. Затем с учетом полученной информации производится прогнозирование и находятся прогнозные значения ТС исследуемого ГКП за требуемое время прогнозирования. Предложены также упрощенные модели прогнозирования ТС ГКП в виде обыкновенных дифференциальных уравнений (ОДУ) различного порядка с запаздывающим  $\tau$  аргументом.

В соответствии с результатами теоретических исследований разработан алгоритм проведения аналитической идентификации ТС энергонапряженных объектов на основе агрегированного подхода, предполагающий выполнение следующих процедур: 1) выявление в соответствии с особенностями объекта существенных локальных параметров; 2) вычисление агрегированных моделей по данным текущего и предыдущего диагностирования; 3) нахождение по критерию минимума среднего риска оптимальных агрегированных моделей ТС для входа и выхода; 4) вычисление опорных точек для авто- и взаимно- КФ входа и выхода; 5) нахождение аппроксимирующих зависимостей КФ и выявление среди них оптимальных по минимаксному критерию; 6) нахождение в символьном и численном виде общих и физически осуществимых аналитических моделей ТС и интенсивности его изменения; 7) нахождение прогнозных

значений ТС, определение показателей надежности и оценка остаточного ресурса; 8) оценка полученных результатов и внесение в случае необходимости коррекции.

Для выполнения процедур при проведении прикладных исследований разработаны соответствующие программные комплексы [8], а также выбраны и использованы современные программные средства: компьютерной математики, интегрированные среды визуального моделирования и экспертные системы в области аппроксимации функций.

Рассмотрены прикладные вопросы автоматизированной идентификации ТС газоконденсатопроводов. Рассчитаны агрегированные модели ТС ГКП, прошедших две ВТД. Результаты расчётов позволяют получить оптимальные по критерию минимума среднего риска агрегированные модели (рис. 3). На входе получено: представление дефектов плоскостное  $F_h$ , оптимальная модель – комбинированная  $U_{kmb}$  при величине критерия минимума среднего риска - 0,03567, среднее значение ТС - 0,09579, а на выходе: представление дефектов - глубинное  $h$ , оптимальная модель – аддитивная  $U_{add}$  при величине критерия минимума среднего риска - 0,0233, средняя величина ТС - 0,22544. Причем, для входа и выхода общей модели длина участков ТП составила 1200 м и количество агрегатов – 32.

Найдены основные статистические характеристики, в том числе координаты опорных точек, по которым построены аппроксимирующие зависимости авто- и взаимокорреляционных функций. Погрешность выбранных по минимаксному критерию  $|\Delta_{\max}|_{\min}$  оптимальных аппроксимирующих зависимостей (таблица) не превышает 10 %. В соответствии с полученными результатами передаточная функция (ПФ)

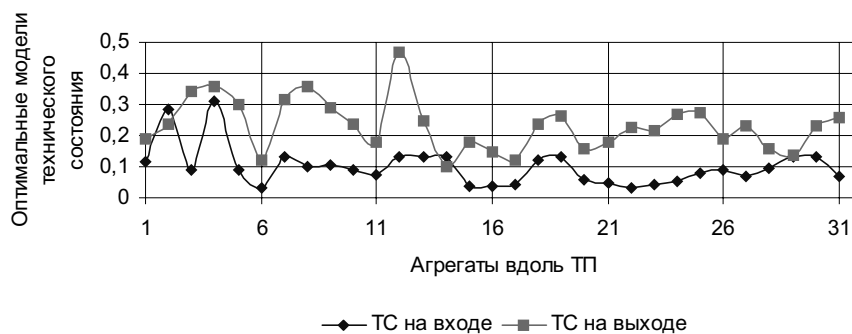


Рисунок 3. Графики оптимальных агрегированных моделей ТС соединительного трубопровода установки комплексной подготовки газа (УКПГ) – газоперерабатывающий завод (ГПЗ)

данного трубопровода отнесена ко вторым классу, типу и группе разработанной классификации [8], и в численном виде после преобразований запишется (14).

$$G_{gkp}(s) = \frac{0,429s^6 - 0,0237s^5 + 0,421s^4 - 0,0569s^3 + 0,730s^2 - 0,122s - 3,16}{s^6 + 0,648s^5 - 0,500s^4 - 0,490s^3 - 2,03s^2 - 2,22s - 4,52} \cdot (11)$$

После ряда алгебраических преобразований, связанных с устранением нулей и полюсов в числителе и знаменателе с положительной вещественной частью и ограничением степени числителя, получено выражение физически реализуемой передаточной функции:

$$G_{gkp_f}(s) = 0,429 \frac{s^2 + 1,46s + 2,27}{s^3 + 2,91s^2 + 3,494s + 2,084} \cdot (12)$$

Соответственно, с учетом (12) получено выражение для переходной функции  $u_y(t)$ , характеризующей изменение ТС с увеличением наработки:

$$u_{gkp}(t) = -0,036 \cos(0,943 \cdot t) e^{-0,7t} - 0,262 \sin(0,943 \cdot t) e^{-0,7t} - 0,431 e^{-1,51t} + 0,467. \quad (13)$$

С помощью обратного преобразования Лапласа от физически реализуемой ПФ получено аналитическое выражение для интенсивности изменения ТС:

$$v_{gkp}(t) = 0,651 e^{-1,51t} - 0,222 e^{-0,700t} \cdot \cos(0,943 \cdot t) + 0,218 e^{-0,700t} \sin(0,943 \cdot t). \quad (14)$$

Совмещенные графики изменения ТС и модуля его интенсивности, названы идентифиagramмами. По выражениям (13) и (14) построена идентифиagramма исследуемого трубопровода (рис. 4).

Задача исследования точности идентификации ТС сформулирована следующим образом: на входе ММ с известным оператором преобразования в виде физически реализуемой ПФ (15) действует  $U_x(t)$ , представляющая собой различные функции, например, единичная ступенчатая  $1(t)$ , импульсная  $\delta(t)$  или случайная функции времени. В последнем случае она соответствует ТС ГКП, полученному по агрегированной модели в соответствии с результатами предыдущего диагностирования. Зная характеристики входной функции, требуется определить соответствующие характеристики выходного процесса  $U_y(t)$ .

Методом операторной формы по соотношению (15) составлено дифференциальное уравнение, которое преобразовано в уравнение с операторами однократного интегрирования ( $p^{-1}$ ):

$$u_y = p^{-1} \left\{ \begin{array}{l} b_2 u_x - a_2 u_y + \\ + p^{-1} \left[ b_1 u_x - a_1 u_y + \right. \\ \left. + p^{-1} (b_0 u_x - a_0 u_y) \right] \end{array} \right\}, \quad (15)$$

Таблица. Оптимальные аппроксимирующие корреляционные зависимости ТС ГКП УКПГ – ГПЗ

Корреляционные функции <sup>□</sup>	Вид аппроксимирующей зависимости <sup>¶</sup>	Критерий <sup>¶</sup> $ \Delta_{\max/\min} $	Выбранные коэф. аппроксимации <sup>□</sup>
$r_{xx}(\tau)$	$A \cdot \exp(-\alpha_x  \tau ) \cdot \cos(w_x \tau)$	0,098	$A=1,0; \alpha_x=0,728; w_x=1,318$
$r_{yy}(\tau)$	$A \exp(\alpha_y  \tau ) (\cos(w_y \tau) + \sin(w_y \tau))$	0,053	$A=1,0; \alpha_y=0,959; w_y=1,966$
$r_{yx}(\tau)$	$B \cdot \exp(-\beta_1 \tau) \cos(w \tau), \tau \geq 0$	0,040	$B=0,584; \beta_1=0,698; w=0,946$
$r_{xy}(\tau)$	$B \cdot \exp(\beta_2 \tau) \cos(w \tau), \tau < 0$	0,087	$B=0,584; \beta_2=0,376; w=0,946$

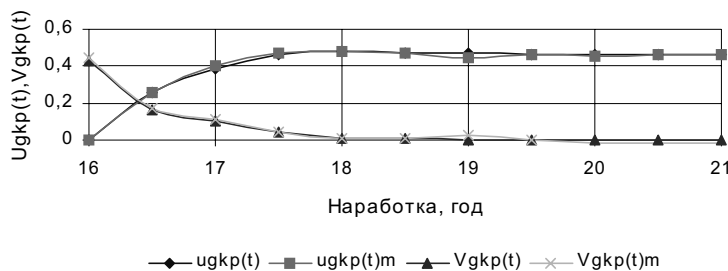


Рисунок 4. Идентифиagramма трубопровода УКПГ – ГПЗ

где  $a_2, a_1, a_0$  и  $b_2, b_1, b_0$  – постоянные коэффициенты, индекс которых соответствует степени производной выходной или входной переменных. В уравнении (15) 1-й интегратор вычисляет интегральную сумму, записанную в круглых скобках, 2-й – в квадратных и 3-й – в фигурных. Получены также выражения для нахождения начальных условий интегральных сумм.

С учетом (15) реализована в интегрированной среде (VisSim) аналоговая модель с блоками вычисления  $m_{Uy}(t)$  и  $D_{Uy}(t)$  (рис. 5). Подавая на вход  $1(t)$ ,  $\delta(t)$  или  $u_x(t)$  на выходе аналоговой модели регистрируем соответственно переходную функцию ТС ГКП, интенсивность его изменения или случайную функцию  $u_y(t)$ . Графики первых двух для исследованного газопровода отражены на рисунке 4 с индексом «м». Сопоставление

полученных в процессе моделирования значений переходных и импульсных переходных функций позволяет оценить погрешности найденных аналитических моделей ТС, которые для исследованных ГКП не превышает 1%.

Результаты моделирования показывают существенное возрастание  $m_{Uy}^*(t)$  и  $D_{Uy}^*(t)$  с ростом  $m_{Ux}$  и  $F_{Ux}$  при подаче на вход оптимальной агрегированной модели  $U_x(t)$ . Сопоставление модельных данных, полученных с входной агрегированной моделью, и данных по выходной агрегированной модели по окончании интервала наблюдения  $T$  показывает, что максимальная погрешность аналитических моделей ТС ГКП не превышает 4,2%.

Полная имитационная модель (рис. 5) позволяет решить задачу прогнозирования ТС. На

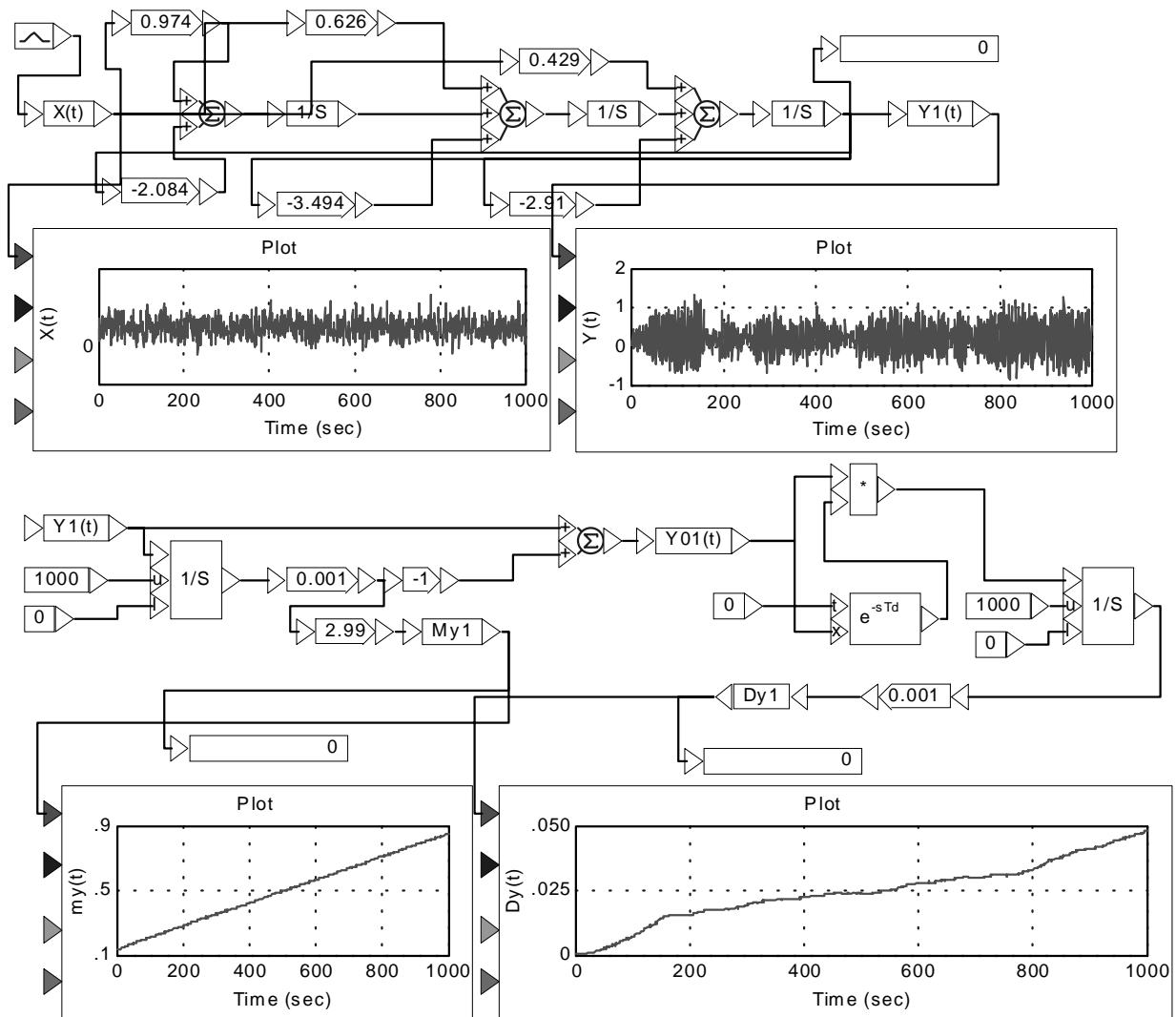


Рисунок 5. Схема аналоговой модели с блоками вычисления  $m_{Uy}(t)$  и  $D_{Uy}(t)$

первом этапе построенные кривые  $m_{Uy}^*(t)$  и  $D_{Uy}^*(t)$  аппроксимированы линейной моделью  $m_{Uy}^*(t)=a+bt$  с коэффициентами аппроксимации:  $a=0,00091$  и  $b=0,00057$  и квадратичной моделью  $D_{Uy}^*(t)=c+d \cdot t+e \cdot t^2$  с коэффициентами  $c=0,00437e^{-1}$ ;  $d=-1,46265e^{-5}$ ;  $e=6,63111e^{-8}$ . Стандартная ошибка аппроксимации не превышает  $0,00618$ , а коэффициент корреляции не ниже  $0,97914$ . На втором этапе задаваясь прогнозным временем вычисляются прогнозные значения  $m_{Uy\text{ пр}}(t)$  и  $D_{Uy\text{ пр}}(t)$ .

Эффективность функционирования ГКП при автоматизированной аналитической идентификации ТС [8] найдена сравнительной оценкой комплексного показателя по трем важным характеристикам: надежность функционирования, стоимость эксплуатации и поставка газа. В соответствии с выявленной закономерностью на этапе длительной эксплуатации трубопроводов с ухудшением ТС надежность функционирования снижается, но с использованием результатов аналитической идентификации ТС она снижается существенно меньше за счет своевременного и оперативного воздействия на

агрегаты с ухудшенными техническими характеристиками. Автоматизированная аналитическая идентификация ТС в среднем повышает надежность функционирования ГКП на  $5,7\%$ , стоимость эксплуатации уменьшается на  $4,3\%$ , поставка газа возрастает на  $7,3\%$ , а эффективность функционирования трубопроводов повышается на  $7,8\%$ .

Таким образом, научно обоснованная методология аналитической идентификации технического состояния промышленных объектов на основе агрегирования диагностической информации позволяет идентифицировать технические состояния соединительных и магистральных трубопроводов. Перспективные графики проведения ВТД, построенные по полученной информации, позволяют существенно повысить равномерность ежегодно обследуемых длин трубопроводов, а также сократить объемы дефектоскопии и ремонтных работ за счет возможности осуществления мониторинга за изменением ТС до и после ремонтов, возможности прогнозирования ТС и показателей надежности.

**Список использованной литературы:**

1. Владов Ю.Р. и др. Идентификация технического состояния соединительных газопроводов / Сборник научных трудов 1У-й международной НТК. - Оренбург: ОАО «Газпром», ООО «Оренбурггазпром», ОАО «Техдиагностика», 2002. -С. 182-191.
2. Гафаров Н.А., Гончаров А.А., Кушнаренко В.М. Коррозия и защита оборудования сероводородсодержащих нефтегазовых месторождений. Под ред. В.М. Кушнаренко. -М.: ОАО «Издательство «Недра», 1998. -437 с.
3. Прангишвили И.В., Лотоцкий В.А., Гинсберг К.С. Международная конференция «Идентификация систем и задачи управления». Вестник РФФИ, 2001, №3, с.44 – 57.
4. Владов Ю.Р. Решение задачи идентификации на основе агрегированных моделей технического состояния промышленных объектов // Вестник Оренбургского государственного университета. - 2004. № 6. - С.151-156.
5. Владов Ю.Р. Агрегирование при аналитической идентификации технического состояния промышленных объектов / Приложение № 1 к журналу Российской Академии Естествознания «Современные наукоемкие технологии». - М.: РАЕ, 2005. - С. 87-90.
6. Райбман Н.С., Чадаев В.М. Построение моделей процессов производства. М.: Энергия, 1975. –376 с.
7. Владов Ю.Р. Систематизация математических моделей при аналитической идентификации технического состояния промышленных объектов. Вестник СамГТУ, № 33, 2005. –С.14-19.
8. Владов Ю.Р., Кушнаренко В.М. и др. Автоматизированная идентификация технического состояния трубопроводных систем. Труды У-го международного конгресса КТИ-2005. –М.: ИЦ ГОУ МГТУ «Станкин», 2005. – С. 246-249.