

ВЕСТНИК

НАЦИОНАЛЬНОГО ТЕХНИЧЕСКОГО УНИВЕРСИТЕТА "ХПИ"

Сборник научных трудов

Тематический выпуск

"Информатика и моделирование", № 14

Издание основано Национальным техническим университетом "Харьковский политехнический институт" в 2001 году

21'2010

Государственное издание

**Свидетельство Госкомитета по
информационной политике Украины
КВ № 5256 от 2 июля 2001 года**

КООРДИНАЦИОННЫЙ СОВЕТ:

Председатель

Л.Л. Товажнянский, д-р техн. наук, проф.

Секретарь координационного совета

К.А. Горбунов, канд. техн. наук, доц.

А.П. Марченко, д-р техн. наук, проф.

Е.И. Сокол, д-р техн. наук, проф.

Е.Е. Александров, д-р техн. наук, проф.;

Л.М. Бесов, д-р ист. наук, проф.;

А.В. Бойко, д-р техн. наук, проф.;

Ф.Ф. Гладкий, д-р техн. наук, проф.;

М.Д. Годлевский, д-р техн. наук, проф.;

А.И. Грабченко, д-р техн. наук, проф.;

В.Г. Данько, д-р техн. наук, проф.;

В.Д. Дмитриенко, д-р техн. наук, проф.;

И.Ф. Домнин, д-р техн. наук, проф.;

В.В. Епифанов, канд. техн. наук, проф.;

Ю.И. Зайцев, канд. техн. наук, проф.;

П.А. Качанов, д-р техн. наук, проф.;

В.Б. Клепиков, д-р техн. наук, проф.;

С.И. Кондрашов, д-р техн. наук, проф.;

В.М. Кошелевник, д-р техн. наук, проф.;

В.И. Кравченко, д-р техн. наук, проф.;

Г.В. Лисачук, д-р техн. наук, проф.;

В.С. Лупиков, д-р техн. наук, проф.;

О.К. Морачковский, д-р техн. наук, проф.;

П.Г. Перерва, д-р экон. наук, проф.;

Е.В. Рогожкин, д-р техн. наук, проф.;

М.И. Рыщенко, д-р техн. наук, проф.;
В.Б. Самородов, д-р техн. наук, проф.;
Г.М. Сучков, д-р техн. наук, проф.;
Ю.В. Тимофеев, д-р техн. наук, проф.;
М.А. Ткачук, д-р техн. наук, проф.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Ответственный редактор:

В.Д. Дмитриенко, д-р техн. наук, проф.

Ответственный секретарь:

С.Ю. Леонов, канд. техн. наук, доц.

А.Г. Гурин, д-р техн. наук, проф.;

Л.В. Дербунович, д-р техн. наук, проф.;

Е.Г. Жиляков, д-р техн. наук, проф.;

П.А. Качанов, д-р техн. наук, проф.;

Н.И. Корсунов, д-р техн. наук, проф.;

Г.М. Сучков, д-р техн. наук, проф.;

И.И. Обод, д-р техн. наук, проф.;

А.И. Овчаренко, д-р техн. наук, проф.;

А.А. Серков, д-р техн. наук, проф.

Адрес редакции: 61002, Харьков,
ул. Фрунзе, 21, НТУ "ХПИ".
Каф. ВТП, тел. (057)-707-61-65

Вісник Національного технічного університету "Харківський політехнічний інститут". Збірник наукових праць. Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ", 2010. – № 21. – 202 с.

В збірнику представлені теоретичні та практичні результати наукових досліджень та розробок, що виконані викладачами вищої школи, аспірантами, науковими співробітниками різних організацій та установ.

Для викладачів, наукових співробітників, спеціалістів.

В сборнике представлены теоретические и практические результаты исследований и разработок, выполненных преподавателями высшей школы, аспирантами, научными сотрудниками различных организаций и предприятий.

Для преподавателей, научных сотрудников, специалистов.

Вісник Національного технічного університету "ХПІ" внесено до "Переліку № 9 наукових фахових видань України, в яких можуть публікуватися результати дисертаційних робіт на здобуття наукових ступенів доктора і кандидата наук", затвердженого постановою президії ВАК України від 14 листопада 2001 року, № 2 – 05/9. (Бюлєтень ВАК України № 6, 2001 р., технічні науки, збірники наукових праць, № 2) та "Переліку наукових фахових видань України, в яких можуть публікуватися результати дисертаційних робіт на здобуття наукових ступенів доктора і кандидата наук", затвердженого постановою президії ВАК України від 26 травня 2010 р. № 1 – 05/4. (Бюлєтень ВАК України № 6, 2010 р., стор. 3, № 20).

**Рекомендовано до друку Вченою радою НТУ "ХПІ"
Протокол № 5 від 15 червня 2010 р.**

© Національний технічний університет "ХПІ"



125-летию

*НАЦІОНАЛЬНОГО ТЕХНІЧЕСКОГО
УНІВЕРСИТЕТА
"ХАРЬКОВСКИЙ ПОЛИТЕХНІЧЕСКИЙ
ІНСТИТУТ"
ПОСВЯЩАЄТЬСЯ*

А.Н. БОРИСЕНКО, канд. техн. наук, проф. НТУ "ХПИ" (г. Харьков),
С.А. ЛИТВИНЕНКО, ст. преп. НТУ "ХПИ" (г. Харьков),
Е.В. ХАЛАНСКАЯ, стажер-препод. НТУ "ХПИ" (г. Харьков),
А.В. ГУСЕЛЬНИКОВ, студент НТУ "ХПИ" (г. Харьков)

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРА КАК ОБЪЕКТА РЕГУЛИРОВАНИЯ СКОРОСТИ С УЧЕТОМ СЛУЧАЙНОГО ХАРАКТЕРА ЕЕ ДЕВИАЦИИ, ИЗМЕРЕНИЯ ФАЗ ТОПЛИВОПОДАЧИ И ДОПОЛНИТЕЛЬНОГО ВОЗДУХОСНАБЖЕНИЯ

Построена математическая модель дизель-генератора как объекта регулирования скорости с тремя управлениеми: цикловая подача и фаза впрыска топлива и дополнительное воздухоснабжение, а также с учетом случайного характера изменения угловой скорости. Модель представлена в виде линеаризованной системы уравнений второго порядка, коэффициенты которой, область допустимых значений и ограничения взяты из экспериментальных данных. При построении модели учитывались зависимости индикаторного момента и момента механических потерь от технического состояния дизель-генератора. Ил.: 1. Библиогр.: 9 назв.

Ключевые слова: математическая модель дизель-генератора, угловая скорость, фаза топливоподачи, дополнительное воздухоснабжение.

Постановка проблемы. Дальнейшее повышение технико-экономических и экологических показателей дизель-генераторов (ДГ) связано, с необходимостью учета некоторых факторов, которые ранее считались второстепенными, и поэтому не учитывались. Для повышения указанных показателей необходимо, во-первых, поддерживать ДГ в должном техническом состоянии и, во-вторых, управлять ДГ по наилучшим, в определенном смысле, законам. Следовательно, возникает задача управления ДГ с учетом его технического состояния, которая не может быть решена без синтеза соответствующей математической модели объекта.

Анализ литературы. В работе [1] рассмотрена линейная математическая модель двигателя внутреннего сгорания как объекта регулирования скорости с управляющим воздействием по цикловой подаче топлива. При этом предполагается весьма незначительное отклонение режимных параметров двигателя при резком изменении нагрузки от значений в установленном режиме. В работе [2] рассматривается линейная стационарная модель дизеля как объекта регулирования скорости с учетом особенностей его работы по винтовой характеристике при нескольких фиксированных скоростных режимах и резких изменениях момента нагрузки на валу. В работе [3] рассмотрена математическая модель бензинового автомобильного двигателя внутреннего сгорания как объекта регулирования скорости с цифровым управлением топливоподачей, учитывающим содержание окиси углерода и

азота в отработавших газах. В [4] приведена модель ДВС с усовершенствованной системой воздухоснабжения, предназначенней, в основном, для увеличения воздушного заряда при плавном нарастании момента нагрузки на режимах скоростной характеристики. Отметим, что рассмотренные в работах [1 – 4] математические модели предназначены для решения конкретных задач управления ограниченным классом двигателей внутреннего сгорания, не учитывают случайного характера управляющих и возмущающих воздействий и неприменимы для решения задач диагностики.

В работе [5] рассмотрен ряд моделей дизеля как объекта диагностики по параметрам топливоподачи, воздухоснабжения, вибраций основных узлов в процессе его работы, по составу смазочных веществ и т.д., однако для решения задач управления такие модели не пригодны. В работе [6], в отличие от ранее рассмотренной, при составлении модели ДВС как объекта диагностики учитывается случайный характер некоторых процессов, однако для решения задач управления предложенная модель непригодна.

Цель статьи – построение математической модели дизель-генератора для решения задач управления и диагностирования.

Известно [7], что систему уравнений движения дизеля с газотурбинным наддувом можно представить следующим образом

$$\begin{aligned} J_k \frac{d\omega_k}{dt} &= M_T - M_k; \\ J \frac{d(\omega + \xi(t))}{dt} &= M_i - M_{\Pi} - M_H, \end{aligned} \quad (1)$$

где J_k – момент инерции вращающихся частей турбокомпрессора; ω_k – угловая скорость ротора турбокомпрессора; $M_T = M_T(\omega, \omega_k, B_q)$ – крутящий момент турбины; ω – угловая скорость вала дизеля; B_q – часовой расход топлива двигателя; $M_k = M_k(Q, \omega_k)$ – момент сопротивления компрессора; Q – расход воздуха через компрессор; J – момент инерции вращающихся частей дизеля; ξ – девиация угловой скорости коленчатого вала; M_i , M_{Π} – соответственно индикаторный момент и момент потерь двигателя; M_H – момент нагрузки на валу дизеля.

Авторами впервые учитывается зависимость M_i и M_{Π} не только от традиционно фигурирующих аргументов $[\omega, \omega_k, B_q]$, но и от других факторов. В частности при определении M_i учитывается время t и первый коэффициент технического состояния K_{1TC} , а при определении M_{Π} – второй коэффициент K_{2TC} технического состояния дизельной установки. Следовательно,

$$M_i = M_i(B_{\text{q}}, \eta_i, \omega, t, K_{1\text{TC}}); \quad (2)$$

$$M_{\Pi} = M_{\Pi}(\omega, K_{2\text{TC}}). \quad (3)$$

При этом $K_{1\text{TC}}$ зависит от качества работы топливной системы и газовоздушного тракта, компрессии в цилиндрах. Второй же коэффициент $K_{2\text{TC}}$ определяется потерями на насосные хода, вентиляционными потерями, потерями на трение в подшипниках и ЦПГ. Указанные факторы влияют на цилиндровые мощности и равномерность их распределения, что, в конечном счете, отражается на девиации угловой скорости вала. Следовательно,

$$\xi = \xi(t, K_{1\text{TC}}, K_{2\text{TC}}).$$

Поскольку индикаторный момент M_i зависит от индикаторного к.п.д., а η_i зависит от фазы θ топливоподачи, то систему уравнений (1) можно представить следующим образом

$$\begin{aligned} \frac{d(\omega + \xi)}{dt} &= f_1(\omega, \omega_k, h_p, \theta, Q_{\Delta}, M_i); \\ \frac{d\omega_k}{dt} &= f_2(\omega, \omega_k, h_p, Q_{\Delta}), \end{aligned} \quad (4)$$

где h_p – выход рейки топливного насоса (топливодозирующего органа) дизеля; Q_{Δ} – расход дополнительного воздуха через компрессор (этот воздух подается из баллонов).

В рамках решаемой задачи величины h_p, θ, Q_{Δ} являются управляющими воздействиями (управлениями) дизеля, а ω и ω_k – выходными координатами объекта. Отметим, что при оснащении дизеля электронной системой топливоподачи взамен гидромеханической вместо величины h_p может фигурировать другой параметр, связанный с цикловой подачей топлива.

Систему уравнений (4) необходимо преобразовать таким образом, чтобы в одной части уравнения были управление, а в другой – выходные координаты. Индикаторный момент двигателя можно представить в виде:

$$M_i = K_1 \frac{B_{\text{q}}}{\omega} \eta_i, \quad (5)$$

где K_1 – коэффициент пропорциональности.

С учетом выводов работы [8]

$$\eta_i = \eta_i(\alpha_y, \omega, \theta), \quad (6)$$

где α_y – коэффициент избытка воздуха.

Согласно работе [7] коэффициент избытка воздуха и часовой расход топлива можно выразить в виде

$$\alpha_y = K_2 \frac{Q}{B_q};$$

$$B_q = B_q(h_p, \omega) \quad (7)$$

или

$$\frac{B_q}{\omega} = B'(h_p), \quad (8)$$

где K_2 – коэффициент пропорциональности; B' – расход топлива на единицу частоты вращения.

Далее для плотности γ воздуха и его расхода в соответствии с [7] запишем

$$\gamma = \gamma(\omega_k);$$

$$Q = Q(\omega, \gamma),$$

в связи с чем $Q = Q(\omega, \omega_k)$.

Зависимость индикаторного к.п.д. (6), с учетом выражений (7), (8) и наличия Q_{Δ} , а также

$$\alpha_y = \alpha_y(\omega, \omega_k, h_p, Q_{\Delta}), \quad (9)$$

запишем следующим образом

$$\eta_i = \eta_i(\omega, \omega_k, h_p, \theta, Q_{\Delta}). \quad (10)$$

Тогда из (5), (8), (10) получим

$$M_i = M_i(\omega, \omega_k, h_p, \theta, Q_{\Delta}). \quad (11)$$

Момент потерь можно считать зависящим только от угловой скорости вала [7, 9], то есть

$$M_{\Pi} = M_{\Pi}(\omega). \quad (12)$$

Тогда из (1), (11) и (12) получим

$$\frac{d\omega}{dt} = f_1(\omega, \omega_k, h_p, \theta, Q_{\Delta}, M_{\Pi}) = b_1 + b_2 h_p + b_3 Q_{\Delta} + b_4 h_p Q_{\Delta} + b_5 h_p^2 +$$

$$+ b_6 Q_{\Delta} h_p^2 + \beta_1 \theta + \beta_2 h_p \theta + \beta_3 Q_{\Delta} \theta + \beta_4 \theta^2 + \beta_5 Q_{\Delta} \theta^2 + \beta_6 h_p \theta^2, \quad (13)$$

где $b_i = b(\omega, \omega_k, M_H, h_p, \theta, Q_{\Delta})$; $\beta_i = \beta_i(\omega, \omega_k, M_H, h_p, \theta, Q_{\Delta})$; $i = \overline{1, 6}$; $M_H = const$; $h_p = h_p(t)$; $Q_{\Delta} = Q_{\Delta}(t)$.

Перейдем ко второму уравнению системы (2). Воспользуемся зависимостью температуры газов перед турбиной T_T от α . Согласно [7] и с учетом (9) имеем

$$T_T = T_T(\omega, \omega_k, h_p, Q_{\Delta}). \quad (14)$$

Кроме того, из [7]

$$M_T = M_T(A), \quad (15)$$

где

$$A = A(Q_{\Delta}, T_T). \quad (16)$$

Из (14), (15), (16) получим следующее соотношение:

$$M_T = M_T(\omega, \omega_k, h_p, Q_{\Delta}). \quad (17)$$

Момент на валу компрессора определяется выражением [7, 9]

$$M_k = M_k(\omega, \omega_k). \quad (18)$$

В конечном счете, из (17) и (18) находим:

$$\frac{d\omega_k}{dt} = f_2(\omega, \omega_k, h_p, Q_{\Delta}) = b_7 + b_8 Q_{\Delta} + b_9 Q_{\Delta} h_p + b_{10} Q_{\Delta}^2 + b_{11} Q_{\Delta}^2 h_p + b_{12} h_p. \quad (19)$$

Таким образом, получена математическая модель стационарного ДГ, состоящая из уравнений (13) и (19).

Этой модели соответствует рис., на котором показаны следующие блоки: БУФ – блок формирования уставок; БВК – блок возвведения в квадрат; БП –

блок перемножения; БС – блок суммирования. Эти блоки необходимы для выполнения соответствующих операций в выражениях (13) и (19).

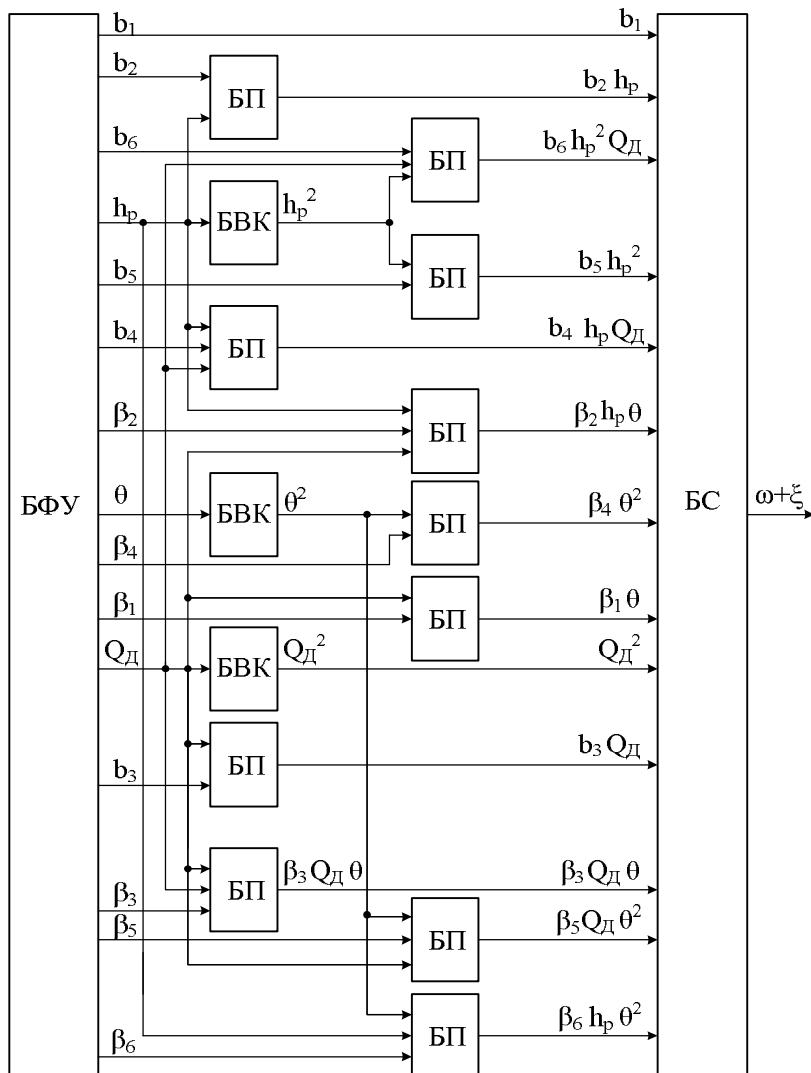


Рис. Блок-схема для моделирования дизеля

При начальных условиях; $\omega_{(0)} = \omega_i$; $\omega_{k(0)} = \omega_{ki}$, блок-схема на рис. может быть использована для имитационного моделирования системы регулирования ДГ.

Область допустимых управлений и ограничения $t_0 \leq t \leq t_k$;
 $0 < h_p \leq h_{p\max}$; $0 < Q \leq Q_{D\max}$; $0 < \theta \leq \theta_{\max}$.

Для математического описания объекта надо задать закон его движения и область управлений U . Допустимым управлением является кусочно-непрерывная функция $U(t)$, $t_0 \leq t \leq t_k$ со значениями в области управлений U , без скачков на концах отрезка $t_0 \leq t \leq t_k$, где она задана. Область управлений в случае стационарного дизеля представляет собой параллелепипед со сторонами a_1 (на оси Q_D), a_2 (на оси h_p) и a_3 (на оси θ).

Выводы. Построена математическая модель ДГ, пригодная для решения задач управления и диагностики, поскольку в ней, кроме трех управляющих воздействий, используется девиация угловой скорости вала и коэффициенты, учитывающие техническое состояние агрегата.

Список литературы: 1. Марченко А.П. Двигуни внутрішнього згоряння / А.П Марченко. – Харків: Пропор, 2004. – Т. 1. – 364 с. 2. До Дык Лыгу. Построение моделей для управления оптимальным режимом работы судового комплекса / До Дык Лыгу, Май Ван Чинь / Двигателестроение. – 2007. – № 1. – С. 39 – 40. 3. Котиков Ю.Г. Цифровые системы автоматического управления силовыми установками автомобилей с дизельными двигателями (обзор) / Ю.Г. Котиков, А.Э. Горев, Н.М. Блянкинштейн / Двигателестроение. – 1985. – № 4. – С. 29–31. 4. Агафонов А.Н. Экспериментальные исследования работы ДВС с усовершенствованной системой воздухоснабжения / А.Н. Агафонов, И.В. Слесаренко, В.Н. Груздь / Двигателестроение. – 2007. – № 2. – С. 11–16. 5. Станиславский Л.В. Техническое диагностирование дизелей / Л.В. Станиславский. – К.: Вища школа, 1983. – 135 с. 6. Представление процессов в ДВС для решения диагностических задач / В.Ф. Голов. Институт инж. ж.-д. транспорта. – Куйбышев, 1985. – 19 с. – Деп. в ЦНИИТЭИ МПС 15.06.85, № 3302. 7. Дмитриенко В.Д. Синтез оптимальных регуляторов для повышения технико-экономических показателей турбопоршневых двигателей: автореф. дис. ... канд. техн. наук: спец. 05.13.05 / В.Д. Дмитриенко. – Харьков, 1975. – 24 с. 8. Борисенко А.Н. Модели процессов в информационно-измерительных системах для управления и диагностики дизелей / А.Н. Борисенко / Вестник Национального технического университета "ХПИ". – 2004. – № 17. – С. 7–12. 9. Погребняк В.В. Разработка и исследование устройств для дополнительного разгона агрегатов наддува в переходном процессе тепловозных дизелей и автоматизированных дизель-генераторов: дис. канд. техн. наук: 05.04.02 / В.В. Погребняк. – Харьков, 1971. – 241 с.

Статья представлена д.т.н. проф. НТУ "ХПИ" Рогачевым А.И.

УДК 621.436.1.57

Математичне моделювання дизель-генератора як об'єкту регулювання швидкості з урахуванням випадкового характеру її девіації, вимірювання фаз паливоподачі і додаткового повітряпостачання / Борисенко А.М., Литвиненко С.А., Халанська О.В., Гусельников О.В.// Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 4 – 11.

Побудована математична модель дизель-генератора як об'єкту регулювання швидкості з трьома управліннями: цикловій подачі і фазі уприскування палива і додатковому

повітряпостачанню, а також обліком випадкового характеру зміни зазначеної швидкості. Модель представлена у вигляді лінеаризованої системи рівнянь другого порядку, коефіцієнти якої, область допустимих значень і обмеження узяті з експериментальних даних. При побудові моделі враховувалися залежності індикаторного моменту і моменту механічних втрат від технічного стану дизель-генератора. Іл.1. Бібліогр.: 9 назв.

Ключові слова: математична модель дизель-генератора, кутова швидкість, фаза паливоподачі, додаткове повітряпостачання.

UDC 621.436.1.57

Mathematical design of diesel-generator as an object of adjusting of speed taking into account casual character of its deviation, measuring of phases of serves of fuel and additional providion with air/ Borisenco A.N., Litvinenko S.A., Khalanskaya E.V., Gusel'nikov A.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI", – 2010. – № 21. – P. 4 – 11.

The mathematical model of diesel-generator is built as an object of adjusting of speed with a management to on to three to the co-ordinates: to the sequencing serve and phase of injection of fuel and additional providing with air, and also by the account of casual character of change the mentioned speed. A model is presented as the linearized system of equalizations the second order, coefficients of which, region of acceptability and limitation taken from experimental information. At the construction of model dependences of indicator moment and moment of mechanical losses were taken into account on the technical state of diesel-generator. Figs. 1. Refs.: 9.

Keywords: mathematical model of diesel-generator, angulator, phase of serves of fuel, additional providing with air.

Поступила в редакцію 10.04.2010

М.В. БУРЦЕВ, асп. НТУ "ХПИ" (г. Харьков),

А.И. ПОВОРОЗНИЮК, канд. техн. наук, проф. НТУ "ХПИ" (г. Харьков)

ПРОГРАММНАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ КОМБИНИРОВАННОГО РЕШАЮЩЕГО ПРАВИЛА ДЛЯ ЗАДАЧ МЕДИЦИНСКОЙ ДИАГНОСТИКИ

Рассмотрены современные технологии и средства разработки программного обеспечения, выполнен анализ их достоинств и недостатков. Предложен подход к программной реализации комбинированного решающего правила, включающего вероятностный метод Вальда и описание структуры симптомокомплексов. Ил.: 2. Библиогр.: 11 назв.

Ключевые слова: технологии и средства разработки программного обеспечения, комбинированное решающее правило, метод Вальда, симптомокомплекс.

Постановка проблемы и анализ литературы. Динамичное развитие информационных технологий не только затрагивает совершенствование аппаратной части, но и порождает новые подходы к программированию, а также новую методологию разработки и проектирования программных компонентов и комплексов. Процесс создания современного программного продукта шагнул далеко вперед по сравнению со временами консоли и первых оконных приложений. Разработка всей системы "с нуля" давно сменилась использованием библиотек готовых структур данных и типовых алгоритмов их обработки (Standard Template Library для C++ [1], .NET Framework для языковых средств, входящих в состав Microsoft Visual Studio [2], Java Development Kit [3]). В отношении процесса проектирования программного обеспечения (ПО) также произошли существенные изменения в связи с появлением UML [4], который позволяет абстрагироваться от конкретного языка (в рамках объектно-ориентированной парадигмы) и сосредоточится на создании необходимых для разрабатываемого ПО сущностей. В методологическом плане активно развивается предложенная К. Беком техника экстремального программирования [5]. В связи с многообразием существующих средств разработки ПО, возникает проблема выбора оптимального инструментария и методики для реализации системы поддержки принятия решений в медицине в целом и диагностической подсистемы, основанной на комбинированном решающем правиле, в частности.

Целью статьи является обзор современных средств разработки и проектирования программного обеспечения с целью обоснования методики реализации диагностической подсистемы, основанной на комбинированном решающем правиле, включающем вероятностный метод Вальда и описание структуры симптомокомплексов.

Обзор средств разработки ПО. Сегодня существует большое количество языков программирования, их диалектов, а также сред разработки. Наиболее

привлекательными являются те из них, которые позволяют создавать приложения, являющиеся кроссплатформенными на уровне запуска. Лидерами в данной области являются платформы .NET (Microsoft) и Java (Oracle Corporation (ранее Sun Microsystems)). При этом, последние версии .NET Framework доступны только для ОС Windows (в отличие от Java: Oracle/Sun предоставляет реализацию Java Runtime Environment (JRE) как для Windows, так и для NIX-систем, а Apple – для Mac OS X). Для NIX-систем на момент написания статьи в рамках проекта Mono реализована поддержка .NET Framework 2.0 в то время как готовится к выходу версия 4.0 для Windows.

К тому же, коммерческий характер ПО от Microsoft в ряде случаев делает его менее привлекательным: бюджет отечественных медицинских учреждений в большинстве своем не в состоянии обеспечить требуемую сумму для приобретения всего необходимого лицензионного программного обеспечения. Java лишена этого недостатка, являясь свободно распространяемым инструментом.

Учитывая экономическую составляющую и наличие последних версий сред выполнения для большинства современных платформ (Windows, UNIX, Linux, Mac OS X) в качестве средства разработки выбран Java [6].

В качестве IDE выбран Eclipse [7] – свободная интегрированная среда разработки модульных кроссплатформенных приложений. Развивается и поддерживается Eclipse Foundation. Привлекательность Eclipse Platform состоит в том, что существует множество дополнений, позволяющих снизить временные затраты на разработку ПО. Так, компания Soyatec предоставляет проект eUML2.0, дополняющий Eclipse инструментом UML-моделирования.

Обзор средств проектирования ПО. На стадии проектирования использованы возможности UML – языка графического описания для объектного моделирования в области разработки программного обеспечения. UML является языком широкого профиля, это открытый стандарт, использующий графические обозначения для создания абстрактной модели системы, называемой *UML моделью*. UML был создан для определения, визуализации, проектирования и документирования в основном программных систем. UML не является языком программирования, но на основании разработанной модели возможна кодогенерация.

Язык UML является достаточно строгим и мощным средством моделирования, которое может быть эффективно использовано для построения концептуальных, логических и графических *моделей* сложных систем различного целевого назначения. Этот язык вобрал в себя наилучшие качества и опыт методов программной инженерии, которые с успехом использовались на протяжении последних лет при моделировании больших и сложных систем.

Реализация комбинированного решающего правила. При реализации комбинированного решающего правила (РП) [8] необходимо создание классов для реализации сущностей предметной области, а именно:

признак, диагноз, интервал, норма, последовательность интервалов, решающее правило. Эта задача решается с помощью иерархии классов, изображенных на диаграмме (рис. 1).

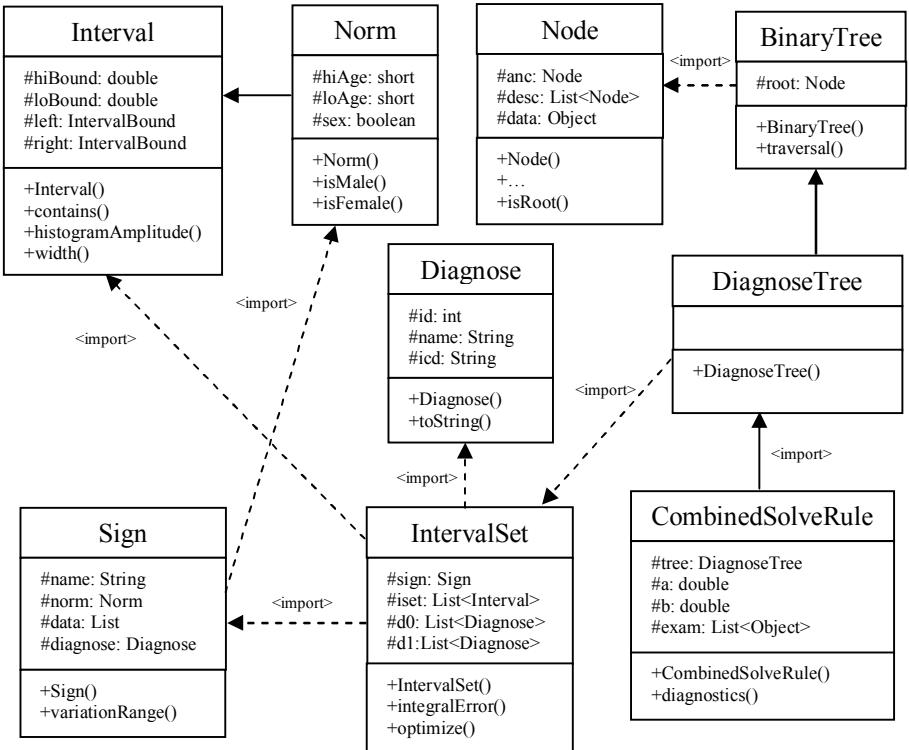


Рис. 1. Диаграмма классов

Основными сущностями являются *признак* и *диагноз*, реализованные классами **Sign** и **Diagnose** соответственно. **Sign** обеспечивает возможность представления в системе выбранного признака с учетом группы диагнозов для подмножества объектов обучающей выборки, хранящихся в базе данных (БД). Остальные сущности импортируют **Sign** и **Diagnose** (напрямую, или через другие сущности/классы), осуществляя их обработку: **Interval** и **IntervalSet** выполняют разбивку признака на диагностически значимые интервалы [9] с минимизацией интегральной ошибки аппроксимации теоретического закона распределения гистограммой, а **CombinedSolveRule** – представляет реализацию алгоритма комбинированного решающего правила. **CombinedSolveRule**

реализует интерфейс Diagnostics, который порождает семейство классов, осуществляющих диагностику: возможна реализация детерминистической, информационно-вероятностной логики, или методов распознавания образов, что вместе с подходом позднего связывания, применяемого в Java, позволяет использовать полиморфное создание диагностирующих объектов во время выполнения программы.

Данные обучающей выборки хранятся в MySQL-базе данных [10] (для проектирования использовался MySQL Workbench), структура которой приведена на рис. 2.

Таблица Sign хранит описание признаков (тип, название или псевдоним) и совместно с ExaminationContent используется для построения новых таблиц различных обследований любой структуры. Измеренные значения признаков для объектов диагностики (представленных таблицами Person и Patient) хранятся в отдельных таблицах, имена которых указаны в поле Table таблицы ExaminationContent. SignDiagnose – представляет структуру симптомокомплексов: поле SignWeight указывает на вес признака idSign в симптомокомплексе заболевания idDiagnose; FuzzyFunction – описание лингвистической переменной симптома, а также функций принадлежности [11] на языке Fuzzy Control Language, используемый библиотекой jFuzzyLogic.

Данные, полученные из таблиц, представляющих обследования, являются основой для объективной составляющей РП (вероятностного подхода), а его субъективная составляющая основывается на данных из таблицы SignDiagnose. Обработкой этих сведений занимается класс CombinedSolveRule, осуществляющий последовательный анализ набора признаков, находящихся в узлах двоичного дерева диагнозов, представленного классом DiagnoseTree.

Разработанная подсистема постановки диагноза обучалась на данных выборки, представленной таблицей ClinicalBlood (клинический анализ крови), содержащей 434 записи, включающей 9 признаков, 10 диагнозов.

Связь уровня данных (БД, рис. 2) и уровня логики системы (Java-классы, рис. 1) осуществляется с помощью технологии объектно-реляционного проектирования. Для этого использована библиотека Hibernate [7], предоставляющая лёгкий в использовании каркас для отображения объектно-ориентированной модели данных в традиционные реляционные базы данных. Hibernate не только решает задачу связи классов Java с таблицами базы данных (и типов данных Java с типами данных SQL), но также предоставляет средства для автоматической генерации и обновления набора таблиц, построения запросов и обработки полученных данных и может значительно уменьшить время разработки, которое обычно тратится на ручное написание SQL- и JDBC-кода.

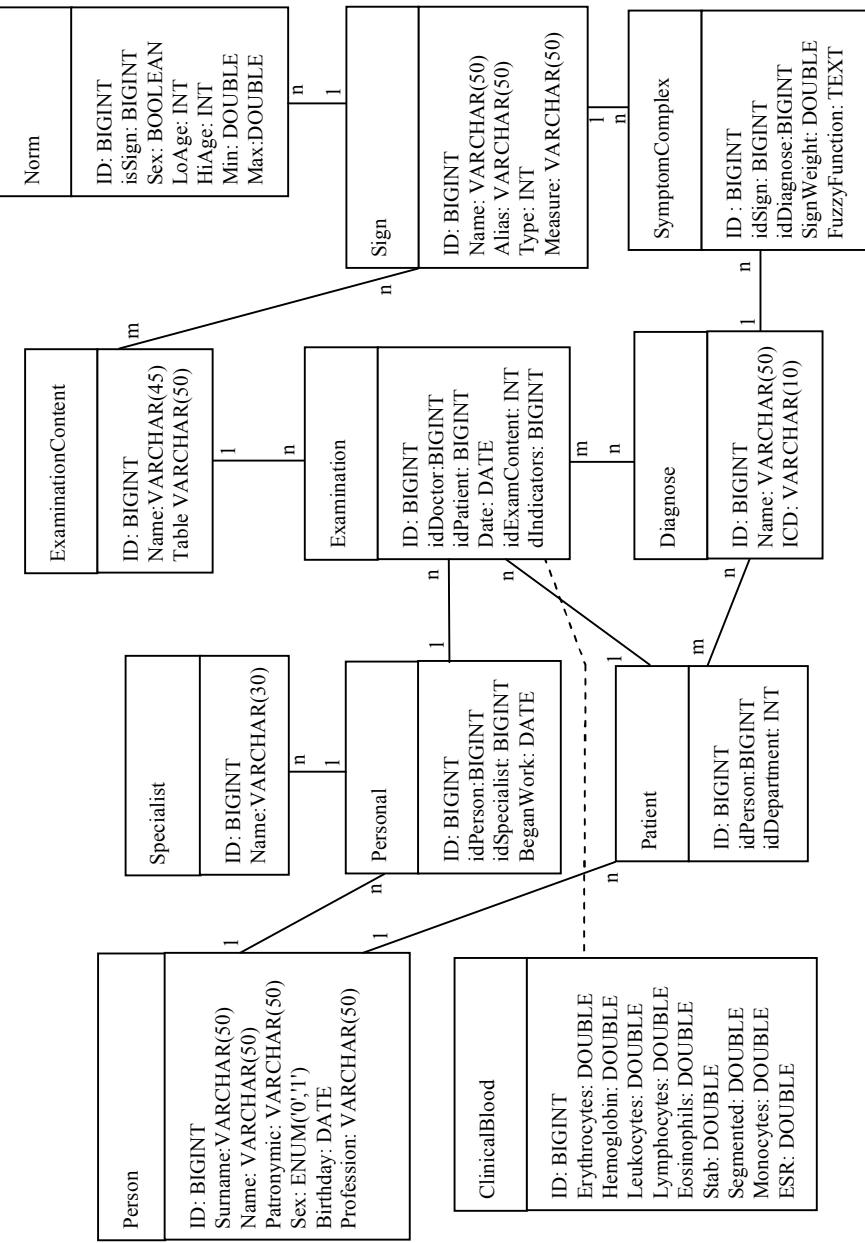


Рис. 2. Структура базы данных

Выводы. Проведен анализ существующих средств разработки и проектирования программного обеспечения. Предложен вариант реализации комбинированного решающего правила, основанного на объединении вероятностного подхода (метода Вальда) и описания симптомокомплексов (нечеткая логика). Приведена диаграмма классов, участвующих в реализации РП, а также структура базы данных, используемой разработанной диагностической подсистемой.

Список литературы: 1. Шилдт Г. Полный справочник по C++: Пер. с англ. / Г. Шилдт. – М.: ООО "И.Д. Вильямс", 2004. – 800 с. 2. Пауэрс Л. Microsoft Visual Studio 2008: Пер. с англ. / Л. Пауэрс, М. Снелл. – СПб.: БХВ-Петербург, 2009. – 1200 с. 3. Шилдт Г. Полный справочник по Java, 7-е издание.: Пер. с англ. / Г. Шилдт. – М.: ООО "И.Д. Вильямс", 2009. – 1040 с. 4. Рамбо Дж. UML 2.0. Объектно-ориентированное моделирование и разработка. 2-е издание. / Дж. Рамбо, М. Блаха. – СПб.: Питер, 2007. – 544 с. 5. Бек К. Экстремальное программирование: разработка через тестирование. / К. Бек. – СПб.: Питер, 2003. – 224 с. 6. Эккель Б. Философия Java, 4-е издание: Пер. с англ. / Б. Эккель. – СПб.: Питер, 2009. – 640 с. 7. Хемраджани А. Гибкая разработка приложений на Java с помощью Spring, Hibernate и Eclipse: Пер. с англ. / А. Хемраджани – М.: ООО "И.Д. Вильямс", 2008. – 352 с. 8. Бурцев М.В. Синтез комбинированного решающего правила в задаче медицинской диагностики / М.В. Бурцев, А.И. Поворознюк // Вісник Національного технічного університету "Харківський політехнічний інститут". Збірник наукових праць. Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2009. – № 43. – С. 27 – 33. 9. Поворознюк А.И. Формирование диагностических интервалов численных признаков при дифференциальной диагностике / А.И. Поворознюк // Вісник Хмельницького національного університету. – Хмельницький: ХНУ, 2007. – Т. 1. – № 3. – С. 106–109. 10. Кузнецов М.В. Самоучитель MySQL 5 / М.В. Кузнецов, И.В. Симдянов. – СПб.: БХВ-Петербург, 2007. – 560 с. 11. Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: Пер. с польск. И.Д. Рудинского. / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л.Рутковский – М.: Горячая линия – Телеком, 2006. – 452 с.

Статья представлена д.т.н. проф. НТУ "ХПІ" Серковым А.А.

УДК 681.3

Програмна реалізація комбінованого вирішального правила для задач медичної діагностики / Бурцев М.В., Поворознюк А.І. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 12 – 17.

Розглянуто сучасні технології та засоби розробки програмного забезпечення, виконаний аналіз їх переваг та недоліків. Запропоновано підхід до програмної реалізації комбінованого вирішального правила, що включає імовірнісний метод Вальда та опис структури симптомокомплексів. Іл.: 2. Біблиогр.: 11 назв.

Ключові слова: технології та засоби розробки програмного забезпечення, комбіноване вирішальне правило, метод Вальда, симптомокомплекс.

UDC 681.3

Software implementation of combined solving rule for medical diagnostics tasks / Burtsev M.V., Povoroznuk A.I. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 12 – 17.

The modern technology and software development tools are reviewed, and analysis of their merits and demerits is made. The software implementation of the combined solving rule, including a probabilistic Wald's method and complex of symptoms structure description is offered.

Key words: technology and software development technology, combined solving rule, Wald's method, complex of symptoms.

Поступила в редакцию 10.04.2010

Я.І. ВИКЛЮК, канд. фіз.-мат. наук, доц., докторант НУ "Львівська політехніка" (м. Львів),

О.І. АРТЕМЕНКО, викл., Буковинський університет (м. Чернівці)

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ МЕТОДІВ FUZZY LOGIC ТА АНАЛІЗУ ІСРАРХІЙ В ЗАДАЧАХ ВИЗНАЧЕННЯ ПРИВАБЛИВОСТІ ТЕРИТОРІЇ

Роботу присвячено розрахунку показника рекреаційної привабливості території з допомогою методу аналізу ієрархій (MAI). За результатами обчислень створено сезонні карти рекреаційної привабливості території Чернівецької області (Україна). В роботі проводиться порівняння результатів, отриманих методом аналізу ієрархій та нечітким моделюванням з метою виявити переваги та недоліки кожного методу та обрати більш ефективний. Іл.: 11. Бібліогр.: 14 назв.

Ключові слова: рекреаційна привабливість, MAI, нечітке моделювання.

Постановка проблеми та аналіз літератури. Інформаційні технології стали невід'ємною частиною багатьох сфер людської діяльності. Відбувається пошук можливостей їх аплікації для тих галузей, де раніше автоматизація процесів, інтелектуальні методи обробки даних і навіть комп'ютери як такі використовувались мало. Прогнозування розвитку і функціонування туристично-рекреаційних систем з допомогою математичних та інтелектуальних методів стає одним з актуальних напрямків наукових досліджень [1].

Серед іншого, інформація про перспективні для створення та розбудови туристичної інфраструктури зони, цікавить не тільки інвесторів, але й органи державної та місцевої влади. Адже можливість оцінити рекреаційну привабливість територій та визначити перспективні напрямки відпочинку дозволить виявити привабливі для інвестицій об'єкти, а також стане науковою базою для формування стратегії економічного розвитку туризму в регіонах.

Для підприємств туристичної галузі одним з важливих факторів є їх розташування [2]. Чим більше туристично-рекреаційний комплекс до об'єкта, який цікавить туриста (пляж, історико-культурна пам'ятка, гірськолижна траса та ін.) і чим більше таких об'єктів в зоні досяжності туриста, тим оптимальніше він розташований. А отже, має достатню кількість клієнтів. Тому для інвесторів важливо вміти визначати місця, перспективні для розташування і розвитку різноманітних туристичних підприємств.

Рекреаційна атрактивність території відображає наскільки перспективною є територія для розвитку певного туристичного бізнесу на її теренах. Чим більше значення цього показника до 1, тим більше шансів у інвестора заробити на рекреаційних ресурсах у цій зоні.

В роботах [3, 4] використовувались нечіткі алгоритми для визначення рівня рекреаційної привабливості території та побудови карт густини

рекреаційної привабливості. Нечітка логіка та нечітке моделювання [5, 6] є досить ефективними в задачах моделювання соціально-економічних процесів [7]. Використовують їх і в дослідженнях, присвячених особливостям функціонування туристичної галузі [8, 9].

Фактично, метою обчислення агрегованого показника привабливості території для туристів є класифікація територій на дуже перспективні для розвитку туризму, нормальні та нецікаві для відпочинку, тощо. Серед класичних методів моделювання задачу ранжування об'єктів ефективно вирішує метод аналізу ієархій [10]. Зокрема, в роботі [11] цей метод використовувався для оцінки ефективності різних установок термічного знищення отруйних речовин. Можливість застосування MAI для моніторингу та управління аварійно-рятувальними формуваннями показано в роботі [12].

В роботі описано створення картографічної моделі регіону на основі агрегованого показника привабливості території для туристів та відпочиваючих, обчисленого з використанням методу аналізу ієархій. Отримані в результаті комп'ютерного експерименту карти співставляються з аналогічними картами, що були створені з допомогою нечіткого алгоритму [4]. Це дозволить оцінити переваги та недоліки застосування обох методів для розв'язання даної задачі.

Мета і актуальність дослідження. Метою дослідження є побудова карт рекреаційної привабливості території на основі сезонного комплексного показника рекреаційної привабливості [1], розрахованого з допомогою методу аналізу ієархій (MAI), і їх подальше порівняння з аналогічними картами, що були створені з допомогою нечіткого алгоритму.

Актуальність дослідження полягає у вивчені можливостей використання класичних математичних методів для визначення рівня привабливості території для туристів та відпочиваючих протягом року, а також оцінці їх ефективності в порівнянні з інтелектуальними методами.

Математична модель. Рекреаційна привабливість території визначається видами відпочинку та рекреації, які можна організувати та здійснювати на даній території. Відпочинок та рекреація, в свою чергу, залежать від кліматичних, географічних, історико-культурних умов та діяльності людини.

Агрегований показник туристичної привабливості території складається з кількох окремих показників привабливості, що базуються на певних видах відпочинку. Для території Чернівецької області актуальні види відпочинку та рекреації можна об'єднати в чотири групи:

p_1 – відпочинок в літній період на воді;

p_2 – зимовий відпочинок;

p_3 – відпочинок на природі весною-весні;

p_4 – екскурсії та огляд історико-культурних пам'яток.

Відповідно, сезонний рекреаційний потенціал території визначається як:

$$P(t) = f(p_1(t), \dots, p_4(t)) . \quad (1)$$

Для обчислення агрегованого показника рекреаційної привабливості використовується метод аналізу ієрархій, який базується на оцінці значимості кожного параметра в показнику, що досліджуються [10]:

$$P(t) = \sum_{i=1}^4 p_i \cdot a_i(t) , \quad (2)$$

де $a_i(t)$ – вага критеріїв групових показників атрактивності, яка визначається власними значеннями матриць попарних порівнянь видів відпочинку для різних сезонів. Матриці попарних порівнянь формуються на основі оцінок, наданих експертами відділу з питань туризму Чернівецької обласної державної адміністрації.

Спочатку розраховуються значення показників рекреаційної привабливості окремих видів відпочинку p_1, \dots, p_4 .

Організація відпочинку в літній період року залежить від 7 основних параметрів: x_1 – плавання; x_2 – сплав на рафтах, байдарках та ін.; x_3 – риболовля; x_4 – катання на човнах, катамаранах тощо; x_5 – тип водойми; x_6 – якість під'їзних шляхів; x_7 – підготовленість території для відпочинку.

Визначимо потенційну кількість видів відпочинку, доступних для даної водойми:

$$p_{11} = \sum_{i=1}^4 x_i \cdot b_i , \quad (3)$$

де b_i – відносна важливість i -го параметра в показнику, що визначає потенційну кількість видів літнього відпочинку, які можна організувати. Визначається з матриці попарних порівнянь.

Цей показник є одним з вхідних параметрів іншої підмоделі аналізу ієрархій, яка і визначає сумарний потенціал літнього відпочинку на даній території:

$$p_1 = p_{11} \cdot c_1 + \sum_{i=2}^4 x_{i+3} \cdot c_i , \quad (4)$$

де c_1, \dots, c_4 – власні значення матриці попарних порівнянь параметрів літнього відпочинку.

На думку експертів рівень сприятливості умов для організації та ведення туристичного бізнесу в напрямку гірськолижного відпочинку впливають такі фактори: x_8 – висота схилу; x_9 – довжина схилу; x_{10} – експозиція схилу; x_{11} – крутизна схилу; x_{12} – якість під'їзних шляхів.

Тому показник привабливості території для зимового відпочинку за МАІ визначається:

$$p_2 = \sum_{i=1}^5 x_{i+7} \cdot d_i, \quad (5)$$

де d_i – вага критеріїв у показнику рекреаційної привабливості зимового відпочинку.

Відпочинок весною та восени в основному полягає в проведенні вихідних днів на природі. Найпопулярнішими у вказаній період року є: x_{13} – проведення пікніків; x_{14} – збір ягід, грибів та іншого; x_{15} – інші розваги на природі (наприклад, катання на конях, велосипедах тощо).

Отже, груповий показник привабливості відпочинку весною та восени розраховується як:

$$p_3 = \sum_{i=1}^3 x_{i+12} \cdot g_i. \quad (6)$$

де g_i – відносна важливість критеріїв у показнику привабливості відпочинку весною-восени.

Останній груповий показник – коефіцієнт історико-культурної привабливості об'єкта був розрахований в роботі [13]. Цей показник залежить від двох параметрів: x_{16} – географічних координат історико-культурних пам'яток та цікавих для туристів місць Чернівецької області; x_{17} – рейтингових оцінок значимості вищевказаних об'єктів, що визначаються експертами.

Коефіцієнт історико-культурної привабливості території показує, наскільки оптимально розташовано даний туристичний об'єкт відносно основних історико-культурних пам'яток Чернівецької області, тобто тих місць, що є цікавими для огляду туристами.

Показник історико-культурної привабливості території визначається:

$$p_4 = \sum_{i=1}^m \left(\pi_i \times e^{-\frac{(N-\pi_i)r_{kl,i}^2}{\sigma^2}} \right), \quad (7)$$

де: $r_{kl,i}$ – відстань між територією, для якої обчислюється потенціал та туристично-рекреаційним об'єктом, що має історико-культурне значення; σ – середньоквадратичне відхилення, визначає форму функції (квантель порядку $\frac{1}{2}$ визначає "оптимальну відстань" при якій потенціал спадає вдвічі); π – рейтингова оцінка рекреаційної привабливості історико-культурного об'єкта; N – максимальне значення рейтингу (при $m = N$ всі відвідувачі відвідають рекреаційний об'єкт).

Значення коефіцієнта історико-культурної привабливості (7) для різних туристично-рекреаційних об'єктів (ТРО) може сильно відрізнятись в розрядності числа, що негативно вплине на основний результат. Оскільки значення інших групових показників не перевищують 1. Тому для коефіцієнта

історико-культурної привабливості виконується нормування. В результаті нормування значення коефіцієнта розташовуються в діапазоні від 0 до 1.

Для створення карт знаходження місць потенційно привабливих для туристичного відпочинку та рекреації можна скористатись методом побудови карт рекреаційних потенціалів [14]. Кarta території T покривається прямокутником $\Pi = [a, b] \times [c, d]$. Очевидно, що прямокутник Π містить множину (територію) T ($T \subset \Pi$). Прямокутник Π розбивається сіткою

$$\Delta = \Delta_x \times \Delta_y, \quad \text{де:} \quad \Delta_x = \bigcup_{k=0}^N \{x_k\}; \quad \Delta_y = \bigcup_{l=0}^M \{y_l\}; \quad x_k = x_0 + kh_x; \quad k = \overline{0, N}; \\ y_l = y_0 + lh_y, \quad l = \overline{0, M}; \quad h_x = \frac{b - a}{N}; \quad h_y = \frac{d - c}{M}.$$

Для кожного вузла сітки визначаються значення вхідних параметрів. Отримані матриці слугують вхідними параметрами моделі розрахунку інтегрального показника рекреаційної привабливості (1). Результатом розрахунку є матриця, яка визначає форму потенціалу території T .

Комп'ютерний експеримент. Апробація запропонованого методу проводилась для території Чернівецької області. Карту Чернівецької області розбито на зони (квадрати) матрицею 18×33 . Загалом територія області поділена на 594 квадрати з розміром сторін 6,25 км. Тобто, площа однієї зони складає $39,0625 \text{ км}^2$. Така площа є достатньою для розміщення великого туристично-рекреаційного об'єкта і одночасно компактною, що дозволяє локалізувати для неї значення вхідних параметрів показника рекреаційної привабливості.

Для кожного вхідного параметру сформовано матрицю, елементи якої є значеннями даного параметру у відповідному квадраті. Джерелами інформації для створення матриць вхідних параметрів були GIS-технології, географічні карти, експертні оцінки надані відділом з питань туризму Чернівецької обласної державної адміністрації.

На рис. 1 показано локальні екстремуми густини рекреаційної привабливості, характерні для зимових місяців. З рисунку видно, що по всій території області присутні незначні екстремуми показника рекреаційної привабливості. Що не відповідає дійсності, адже північна та східна частини регіону є переважно рівнинними, а отже, не пристосованими для проведення гірськолижного відпочинку.

На рис. 2 наведено результати побудови густини потенціального поля рекреаційної привабливості з допомогою нечіткого алгоритму, які були одержані раніше в роботі [4]. З рисунку видно, що взимку найбільш привабливими для туристичного бізнесу вважаються південно-східні райони області, де переважає гірський рельєф, та територія біля м. Чернівці (розташована г. Цецино).

Порівнявши рис. 1 з картою з рис. 2, можна зробити висновок, що нечітке моделювання та MAI показали в цьому випадку результати, які дуже відрізняються між собою.

Рис. 3 показує туристичну привабливість території для квітня. Можна виділити декілька центрів з високим рівнем рекреаційної привабливості: наприклад, Вижницький район є одним з найцікавіших для відпочиваючих, зокрема тому, що тут протікає річка Черемош, де починається сезон сплаву, крім того Вижницький національний парк також приваблює туристів. У північно-східній частині області можна виділити території навколо м. Хотин. Пояснюється це наявністю поблизу Хотинської фортеці – одного з найбільш цікавих для туристів об'єктів у області. Загалом у квітні переважна частина території області є привабливою для туристів. Тобто у більшості районів області є сприятливі умови для різноманітної туристичної діяльності.

Карта з рис. 4 демонструє густину потенціального поля рекреаційної привабливості в тих же вузлах, що і на карті з рис. 3. Отже, для весняних місяців метод аналізу ієархій дозволяє одержати співставні результати.

Рис. 5 демонструє рекреаційно привабливі зони Чернівецької області в літній період, визначені за методом аналізу ієархій. З рисунку видно, що найбільш привабливими в цей період є території біля річок Дністер, Черемош і Прут, а також озер (біля сіл Рутка, Вала Кузьмина та ін.), які розташовані в різних районах області.

Карта з рис. 7 показує місця привабливі для відпочинку восени. В цей період територія області також є досить привабливою для туристів. Цьому сприяють численні історико-культурні об'єкти, а також ліси, багаті на гриби, ягоди тощо. Цікавими для туристів залишаються Хотинська фортеця, м. Чернівці з його історико-культурними пам'ятками, а також зони біля річок Черемош, Прут та Дністер. Поряд з вищевказаними територіями цікавим для туристів є с. Біла Криниця – культурно-релігійний центр православних старообрядців.

Порівнямо карти з рис. 5, 7 з аналогічними, що були побудовані з допомогою нечіткого алгоритму (рис. 6, 8).

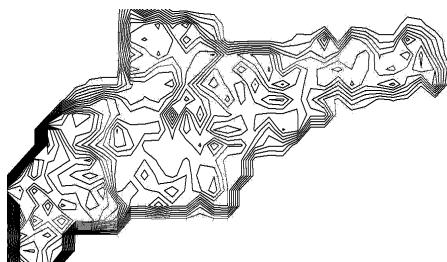


Рис. 1. Карта рекреаційної привабливості Чернівецької області в січні (за MAI)

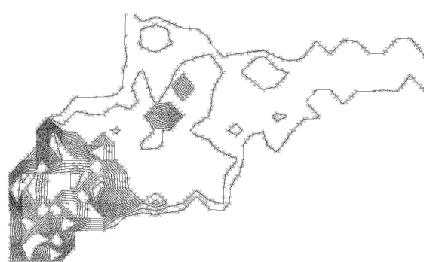


Рис. 2. Рекреаційна привабливість території у січні (за нечітким алгоритмом)

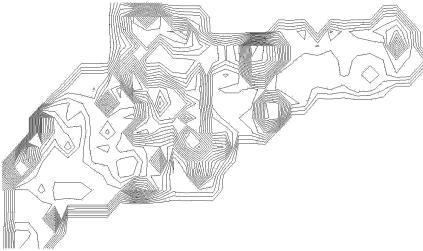


Рис. 3. Густота рекреаційної привабливості Чернівецької області у квітні (за MAI)

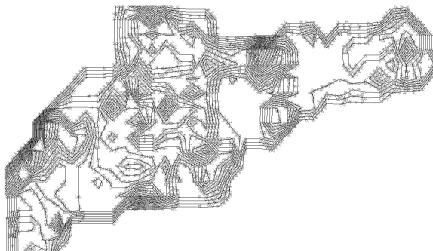


Рис. 4. Карта рекреаційної привабливості для квітня (за нечітким алгоритмом)

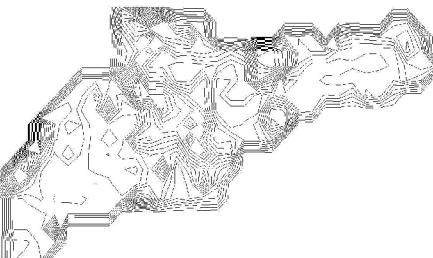


Рис. 5. Густота рекреаційної привабливості території в липні (за MAI)

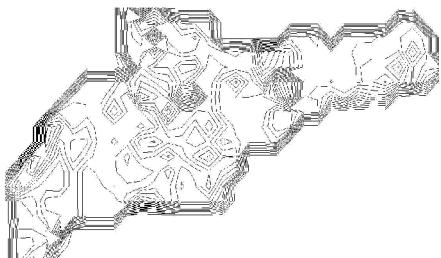


Рис. 6. Рекреаційна привабливість Чернівецької області в липні (за нечітким алгоритмом)

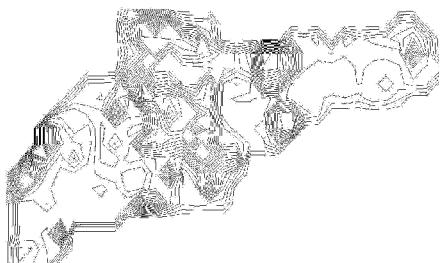


Рис. 7. Карта рекреаційної привабливості для жовтня (за методом аналізу ієрархій)

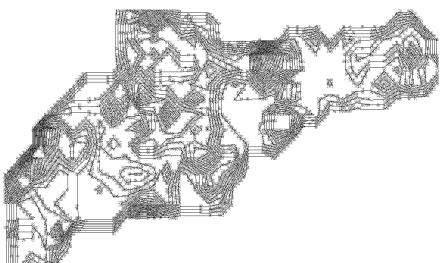


Рис. 8. Карта рекреаційної привабливості Чернівецької області в жовтні (за нечітким алгоритмом)

За результатами аналізу карт можна зробити висновок, що для весняних, літніх та осінніх місяців метод аналізу ієрархій дозволяє одержати результати близькі до тих, що дають розрахунки з допомогою нечіткого алгоритму.

Карти з рис. 1 – 8 показують, що Чернівецька область має території, для яких рівень рекреаційної привабливості залишається високим протягом року.

Саме такі території є найбільш цікавими для туристів і, відповідно, для інвесторів. Найбільшу густину рекреаційної привабливості мають території біля річок Черемош, Дністер та Прут, Вижницького національного парку, міст Хотин та Чернівці.

Для перевірки адекватності результатів, отриманих в результаті комп'ютерних розрахунків, проаналізуємо розташування садиб зеленого туризму. Цей бізнес дуже швидко розвивається в зонах з великими рекреаційними потоками. Тому садиби зеленого туризму можна використати як індикатор розвитку туристичного бізнесу. На даний час на території Чернівецької області діють 36 таких садиб [10]. З рис. 9 видно, що садиби зеленого туризму зосереджені в західних районах області.

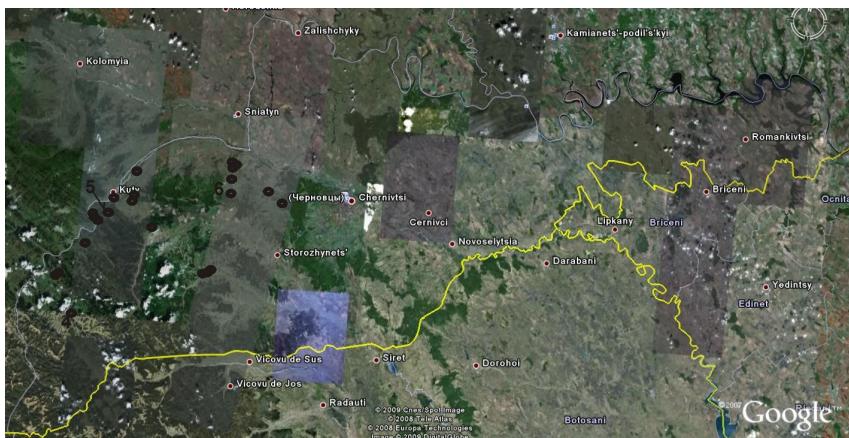


Рис. 9. Садиби зеленого туризму на території Чернівецької області

Порівняння карт густини рекреаційної привабливості, отриманих з використанням методу аналізу ієархій (рис. 1, 3, 5, 7), з картою на рис. 9. показує, що місця розвитку туристичного бізнесу співпадають з зонами високої рекреаційної привабливості у західних районах області для всіх сезонів, крім зими.

Карти з рис 2, 4, 6, 8 демонструють високу рекреаційну привабливість на тих територіях, де згідно рис. 9 інтенсивно розвивається туристичний бізнес. Можна зробити висновок про адекватність результатів, одержаних з допомогою нечіткого моделювання.

Проаналізуємо значення показника рекреаційної привабливості, одержаний з розрахунків методами нечіткого моделювання та MAI. Для цього порівняємо показники рекреаційної привабливості територій вздовж географічної паралелі $48^{\circ}10'$ у різні сезони (рис. 10).

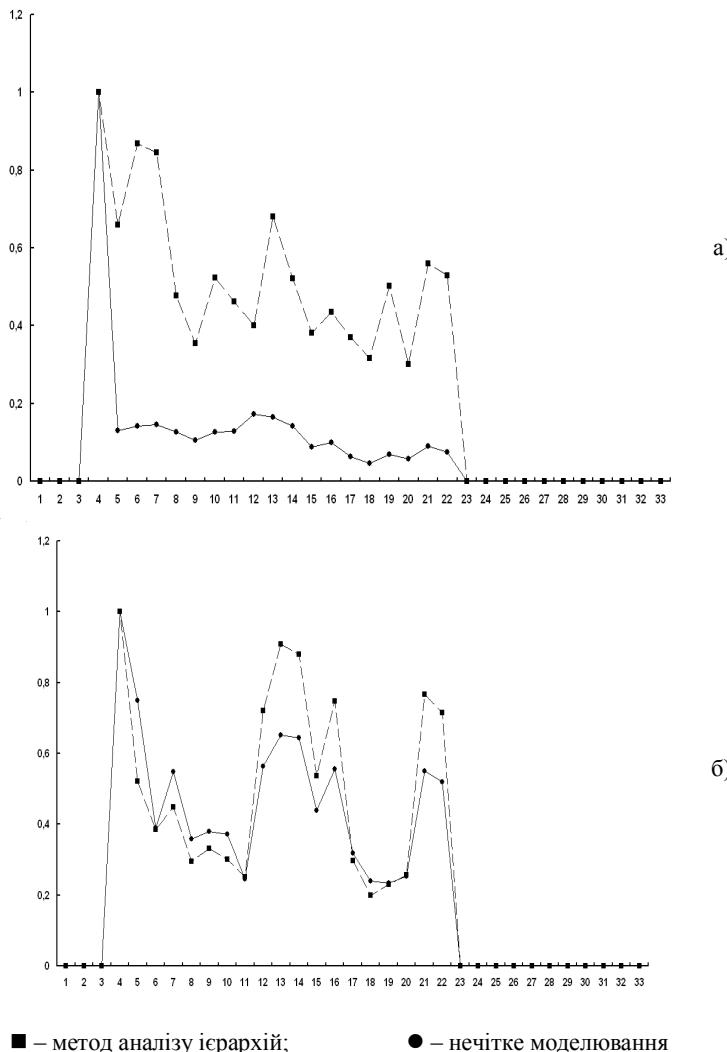


Рис. 10. Аналіз нечіткого та MAI сезонних показників рекреаційної привабливості Чернівецької області: а) січень; б) квітень

На рис. 10 а показано величину нечіткого та розрахованого за MAI показників атрактивності у січні. Обидва показники рівні 0 у тих квадратах, які не належать території Чернівецької області. Пік привабливості співпадає на обох графіках, він належить території з гірським рельєфом (район перевалу Німчич). Для решти точок можна відмітити суттєві розбіжності в результатах. Нечітка рекреаційна привабливість різко спадає одразу після пікового

значення. Показник рекреаційної атрактивності, визначений за методом аналізу ієархій, зменшується поступово і має досить високі значення навіть для східних, рівнинних територій, за рахунок високих значень інших вхідних параметрів. Розбіжність в результатах пояснюється наявністю нелінійності у функціях вхідних параметрів для показника привабливості зимового відпочинку, який в свою чергу відіграє основну роль у комплексному показнику атрактивності для зимових місяців.

На рис. 10 б порівнюються значення рекреаційних потенціалів у квітні. З рисунку видно, що обидва методи дають співставні результати, оскільки вказані величини для одних і тих же зон сильно корелюють між собою. Analogічні висновки можна зробити для осінніх та літніх місяців.

На рис. 11 наведено залежність показника рекреаційної привабливості зимового відпочинку, розрахованого методами аналізу ієархій та нечіткого моделювання від висоти схилу.

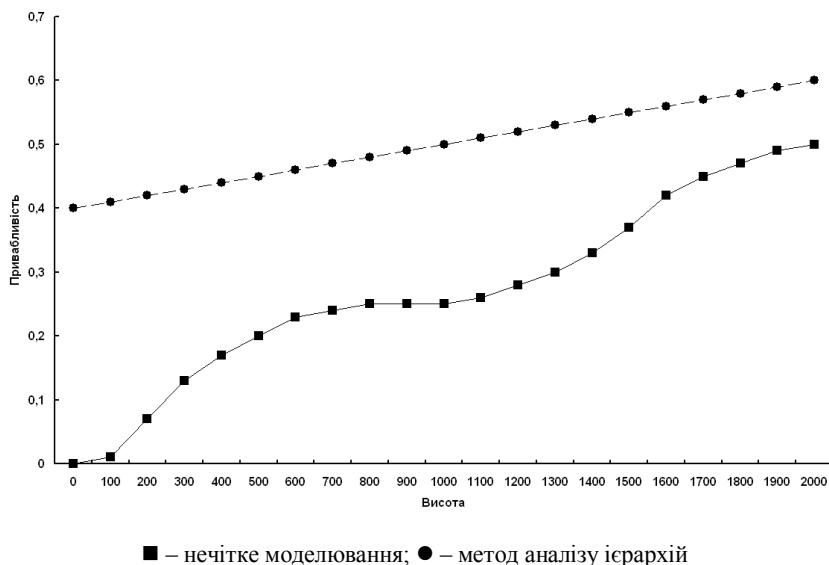


Рис. 11. Зв'язок між рекреаційною привабливістю території в зимовий період та висотою схилу

Інші параметри зимового відпочинку зафіксовані на середніх для них значеннях. З рисунку видно, що метод аналізу ієархій показує високу привабливість навіть при 0 висоті. Що в реальному житті не відповідає дійсності, адже, на малих висотах не тримається сніговий покрив, а тому не можливо організувати гірськолижну трасу. MAI є лінійним адитивним методом, значення параметрів додаються з врахуванням їх важливості в показнику. Тому, нульове значення однієї з характеристик зимового

відпочинку не приводить до нульового результату обчислення його рекреаційної привабливості.

Нечітке моделювання показує, що рекреаційна привабливість зимового відпочинку близька до 0 при малих значеннях висоти, незалежно від величини інших параметрів. Для середніх висот (від 500 м) рекреаційна привабливість зростає, що відповідає дійсності для даного випадку, оскільки умови стають сприятливішими. Для висот понад 1500 м показник рекреаційної привабливості близький до 0,5, адже умови для організації зимового відпочинку досить хороші. З графіка на рис. 11 видно, що залежність показника рекреаційної привабливості зимового відпочинку від висоти схилу є нелінійною. Отже, можна відзначити, що застосування класичних методів моделювання (методу аналізу ієархій) можливе для вирішення задачі розрахунку сезонного агрегованого показника рекреаційної привабливості території в тих випадках, коли функції вхідних параметрів моделі лінійні. Нечітке моделювання показує кращі результати, в порівнянні з класичним методом, тому що працює коректно для лінійної та нелінійної апроксимації.

Висновки. В роботі розглянуто методику розрахунку агрегованого показника рекреаційної привабливості території з допомогою метода аналізу ієархій. Побудовано з допомогою методу карти рекреаційних потенціалів, сезонні карти туристичної привабливості території Чернівецької області. Отримані результати дають можливість визначити перспективні для розвитку туристичної інфраструктури та діяльності туристично-рекреаційних систем місця. Створені з допомогою комп'ютерних розрахунків карти дозволяють прослідкувати зміну привабливості території протягом року.

Екстремуми густини рекреаційної привабливості, визначені з допомогою класичного алгоритму в більшості випадків співпали з зонами активного розвитку туризму на теренах Чернівецької області.

Порівняльний аналіз різних методів моделювання показав, що класичні методи можуть застосовуватись для розв'язання задачі побудови густини рекреаційної привабливості території в тому випадку, якщо не буде нелінійності у вхідних параметрах.

Проведені дослідження дозволяють зробити висновок, що нечітке моделювання виявилося більш ефективним в даному випадку. Це зумовлено не тільки більш адекватними результатами розрахунків, але й меншим часом, затраченим на їх отримання. Отже, можна зробити висновок, що вибір на користь нечіткого алгоритму побудови показника рекреаційної привабливості території є оптимальним на даний момент.

Список літератури: 1. Виклюк Я.І. Побудова fuzzy-моделі для визначення рекреаційного потенціалу єврорегіону "Верхній прут" / Я.І. Виклюк // Вестник НТУ "ХПІ". Тематический выпуск "Системный анализ, управление и информационные технологии". – Харьков: НТУ "ХПІ", 2007. – № 41. – С. 193–201. 2. Дурович А.П. Маркетинг в туризме: Учеб. пособие / А.П. Дурович. – Мн.: Новое знание, 2003. – 496 с. 3. Виклюк Я.І. Використання нечіткої логіки для визначення рекреаційного потенціалу території / Я.І. Виклюк, О.І. Артеменко // Вісник Національного

університету "Львівська політехніка". Серія: Інформаційні системи і мережі. – 2008. – № 631. – С. 45–54. **4.** Виклюк Я.І. Методи побудови густини потенціального поля рекреаційної привабливості території / Я.І. Виклюк, О.І. Артеменко // Штучний інтелект. – 2009. – № 2. – С. 151–160. **5.** Леоненков А.В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzyTECH. / А.В. Леоненков. – СПб.: БХВ-Петербург, 2005. – 736 с. **6.** Дъяконов В.П. MATLAB 6.5 SP1/7/SP1/7 SP2 Simulink 5/6 Инструменты искусственного интеллекта и биоинформатики / В.П. Дъяконов, В.П. Круглов // Серия "Библиотека професионала". – М.: СОЛООН-ПРЕСС, 2006. – 456 с. **7.** Ткачук Л.М. Економіко-математичне моделювання якості функціонування підприємства / Л.М. Ткачук // Інформаційні технології та комп'ютерна інженерія. – 2006. – № 1 (5). **8.** Tsung-Yu Chou. A fuzzy multi-criteria decision model for international tourist hotels location selection / Chou Tsung-Yu, Chen Mei-Chyi, Hsu Chia-Lun // International Journal of Hospitality Management. – 2007. **9.** Chao-Hung Wang. Constructing and applying an improved fuzzy time series model: Taking the tourism industry for example / Wang Chao-Hung, Hsu Li-Chang // Expert Systems with Applications. – 2007. **10.** Saatti T. Принятие решений: метод анализа иерархий / Т. Саати. – М.: "Радио и связь", 1993. – 278 с. **11.** Лялин В.Е. Применение метода анализа иерархий для оценки эффективности установок термического уничтожения отравляющих веществ / В.Е. Лялин, Р.Г. Хайбулин // Искусственный интеллект. – 2008. – № 4. – С. 103–108. **12.** Еремченко Т.К. Применение метода анализа иерархий в ситуационных центрах для управления подготовкой аварийно-спасательных формирований / Т.К. Еремченко, И.Н. Оксанич, Ю.Г. Пилипенко // Математичні машини і системи. – 2008. – № 4. – С. 139–146. **13.** Якін В.Г. Проблеми географії та менеджменту туризму: Монографія / В.Г. Якін, В.П. Руденко, О.Д. Король, М.П. Крачило, М.Т. Гостюк. – Чернівці: Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича, 2006. **14.** Кифяк В.Ф. Визначення оптимальних рекреаційно-туристичних зон в умовах транскордонного співробітництва / В.Ф. Кифяк, Я.І. Виклюк, О.В. Кифяк // Формування ринкових відносин в Україні. – 2007. – № 1 (68). – С.132–136.

Статья представлена д.ф.-м.н. проф. ЧНУ Остаповим С.Е.

УДК 004.825

Сравнительный анализ методов fuzzy logic и анализа иерархий в задачах определения привлекательности территории / Виклюк Я.И., Артеменко О.И. // Вестник НТУ "ХПИ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 18 – 29.

В работе показан расчет показателя рекреационной привлекательности территории с помощью метода анализа иерархий (МАИ). По результатам расчетов созданы карты рекреационной привлекательности территории Черновицкой области (Украина). В работе проводится сравнение результатов, полученных методом анализа иерархий и нечетким моделированием с целью выявить преимущества и недостатки каждого метода и выбрать более эффективный. Ил.: 11. Библиогр.: 14 назв.

Ключевые слова: рекреационная привлекательность, МАИ, нечеткое моделирование.

UDC 004.825

Using fuzzy logic and analytic hierarchy process for finding the level of territory attractiveness / Vyklyuk Ya.I., Artemenko O.I. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 18 – 29.

In this work the calculation of territory recreation attractiveness index using analytic hierarchy process (AHP) is presented. The seasonal maps of recreation attractiveness are created for the Chernivtsi region (Ukraine). This research includes comparison of results, found using two different methods (the AHP and fuzzy logic), in order to determine advantages of every method and to choose more effective one. Figs: 11. Refs: 14 titles.

Key words: recreation attractiveness, AHP, fuzzy logic.

Поступила в редакцию 10.04.2010

М.А. ВОЛК, канд. техн. наук, доц. ХНУРЭ (г. Харьков)

ПАРАДОКС МОМЕНТА МОДЕЛЬНОГО ВРЕМЕНИ В РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ПОВЕДЕНЧЕСКИХ ИМИТАЦИОННЫХ МОДЕЛЯХ

В статье рассматриваются проблемы управления состоянием распределенной имитационной модели при зафиксированном модельном времени. В качестве формального аппарата описания распределенных имитационных моделей выбраны процессная алгебра и структурная реализации программного представления моделей. Предлагаются пути достижения однозначности состояния модели в неизменный момент модельного времени и в момент отката модельного времени. Библиогр.: 10 назв.

Ключевые слова: распределенные имитационные модели, процессная алгебра, откат модельного времени.

Постановка проблемы. Основной задачей поведенческого имитационного моделирования является правильное отображение порядка и временных отношений между изменениями в моделируемой системе на порядок выполнения событий в модели [1]. Управление временем в имитационных системах является наиболее интересной, сложной, наукоемкой проблемой, которая увеличивает свою сложность с применением распределенных моделей, то есть моделей, функционирующих на разных ресурсах и взаимодействующих между собой. В статье рассматриваются некоторые составляющие проблемы – управление состоянием модели в зафиксированный момент модельного времени и в момент отката модельного времени в прошлое.

Анализ литературы. Наиболее известными способами описания процессов в имитационных средах моделирования являются структурно-алгоритмический [2], на основе процессной алгебры [3 – 5], объектно-ориентированный, например, на основе стандарта HLA (High Level Architecture) [6, 7]. Все они обладают недостаточно эффективным формальным аппаратом описания распределенных имитационных моделей, систем моделирования и алгоритмов их взаимодействия. Некоторые модели, отражающие процесс функционирования распределенных имитационных моделей приведены в [8, 9]. Их общий недостаток заключается в высоком уровне абстракций, который не позволяет достаточно формализовать процесс построения моделирующей среды с целью создания распределенных моделей и автоматизации управления ими. В работе [10] приведен их анализ и предложено процессное представление состояний распределенных имитационных моделей с учетом специфики их программной реализации.

Цель статьи – развить формальный аппарат представления имитационных моделей на основе процессной алгебры [2, 3], который позволит представить вычислительные процессы, протекающие в имитационной системе моделирования, с естественной (программной) точки зрения. Рассмотреть парадокс момента модельного времени, который заключается в том, что в один и тот же момент модельного времени модель может иметь множество состояний, возникающее в результате последовательного или параллельного исполнения кода модели (совокупности частных моделей). Предложить пути достижения однозначности состояния модели в неизменный момент модельного времени и в момент отката модельного времени.

Транзакционные модели. Наличие у программной модели локальных переменных, которые не отражают напрямую состояние модели, приводит к обсуждению вопроса о необходимости их журнализации. Действительно, например, в подпрограмме активности в цикле идет расчет суммы ряда значений или опрос значений на множестве входных сигналов. Переменная цикла в этом случае указывает на номер итерации в цикле и, фактически, не отражается на состоянии модели. Для уменьшения времени выполнения такой активности переменную цикла можно не сохранять через интерфейс данных. В таком случае, с одной стороны, мы получаем выигрыш во времени работы активности, с другой стороны, теряем возможность восстановления работы модели в любой момент времени.

Отметим, что активность может реализовывать все операции с данными через интерфейс данных. В этом случае, модель может быть возвращена не только в одно из состояний, связанных с конкретным значением модельного времени, но и в любое состояние между изменениями модельного времени (то есть в любой момент исполнения программы, на котором произошел сбой или останов). На практике такое свойство необходимо редко (например, для обеспечения высокой надежности в реальном времени), а повышение времени исполнения активности делает такой подход нецелесообразным.

Определение 1. Будем называть активность, которая реализует работу с данными через интерфейс данных *нетранзакционной* активностью, активность, имеющую собственные внутренние нежурнализируемые переменные – *транзакционной активностью*.

Свойство транзакционности подчеркивает тот факт, что, с точки зрения системы моделирования, активность должна выполнить все свои операции от начала до конца, а фиксация состояния такой активности возможно до или после ее исполнения.

Модель, в которой все активности нетранзакционны, сама является нетранзакционной. Модель, в которой хотя бы одна из активностей транзакционна, является транзакционной.

При построении модели разработчик сам решает вопрос о реализации модели. В отношении свойства транзакционности можно выработать критерий

рациональности его применения. Так, если время выполнения активности превышает (или соизмеримо) суммарное время выполнения всех остальных активностей модели, а вероятность сбоя или отката активности велика, можно рекомендовать использование нетранзакционной активности. Если время выполнения активности незначительно по сравнению с другими активностями модели, лучшим решением будет использование транзакционной активности.

Отметим, что вполне допустимо наличие в одной имитационной модели активностей транзакционного и нетранзакционного типа.

Парадокс момента модельного времени. В большинстве систем моделирования продвижением модельного времени занимается управляющая программа или отдельная подпрограмма частной модели, а поведение имитационной модели состоит в изменении данных модели в зафиксированный, неизменный момент времени t_k . Следовательно, в один и тот же момент модельного времени существуют два разных состояния данных модели: $dm^{t_k} \xrightarrow{A_1} dm'^{t_k}$. Если активность нетранзакционного типа, то таких состояний данных модели может быть несколько.

При реализации отката модельного времени в такой ситуации возникает закономерный вопрос о том, в какое из множества состояний модели, зафиксированных в журнале на момент времени t_k , необходимо вернуть модель.

Определение 2. Состояние модели в некоторый момент модельного времени t_k называется *однозначным*, если с этим моментом времени ассоциируется только одно значение dm^{t_k} .

Утверждение 1. Алгоритмы синхронизации должны осуществлять дамп памяти модели либо до, либо после выполнения всех активностей в момент модельного времени t_k для однозначного определения состояния модели в этот момент времени.

Доказательство. Рассмотрим множество возможных состояний модели в момент времени t_k при условии существования двух активностей, изменяющих состояние модели в этот момент времени:

$$\begin{cases} dm_1^{t_k} \xrightarrow{A_1} dm_1'^{t_k}, A_1 \in A, dm_1 \in dm, \\ dm_2^{t_k} \xrightarrow{A_2} dm_2'^{t_k}, A_2 \in A, dm_2 \in dm. \end{cases} \quad (1)$$

Возможны следующие стратегии осуществления дампа памяти:

1. Дамп памяти осуществляется перед выполнением каждой активности, реализуя, так называемое, префиксное действие:

$$\begin{cases} A_1 = A_{\text{дамп}}(T_k).A_1, \\ A_2 = A_{\text{дамп}}(T_k).A_2. \end{cases}$$

В этом случае, согласно (1), в журнал будет внесено два разных значения состояния модели: $dm_1^{t_k}$ и $dm_2^{t_k}$. В случае выполнения N активностей, таких возможных значений состояния модели будет соответственно N . В результате, однозначного соответствия состояния модели моменту времени не достигается.

2. Дамп памяти осуществляется после выполнения каждой активности, реализуя, так называемое, постфиксное действие:

$$\begin{cases} A_1 = A_1 \cdot A_{\text{дамп}}(T_k), \\ A_2 = A_2 \cdot A_{\text{дамп}}(T_k). \end{cases}$$

В этом случае, согласно (1), в журнал будет внесено два разных значения состояния модели: $dm_1'^{t_k}$ и $dm_2'^{t_k}$. В случае выполнения N активностей, таких возможных значений состояния модели будет соответственно N . В результате, однозначного соответствия состояния модели моменту времени не достигается.

3. Дамп памяти осуществляется до выполнения всех активностей модели в момент времени t_k . Введем два дополнительных состояния модели dm^{t_k} и dm'^{t_k} , соответствующие состояниям до и после выполнения всех активностей. Тогда при условии префиксного действия

$$A_{\text{дамп}}(T_k) \cdot (A_1 \mid A_2),$$

согласно (1), возможны следующие трассы поведения модели ($dm^{t_k} \rightarrow dm_1^{t_k} \rightarrow dm_2^{t_k} \rightarrow dm'^{t_k}$) или $dm^{t_k} \rightarrow dm_2^{t_k} \rightarrow dm_1^{t_k} \rightarrow dm'^{t_k}$.

Независимо от трассы, будет сохранено только одно состояние модели – dm'^{t_k} . Увеличение количества активностей приведет к увеличению количества трасс, но не повлияет на сохраненное состояние. Следовательно, в данном случае однозначное соответствие достигнуто.

4. Дамп памяти осуществляется после выполнения всех активностей модели в момент времени t_k . Тогда при условии постфиксного действия

$$(A_1 \mid A_2) \cdot A_{\text{дамп}}(T_k),$$

согласно (1), возможны следующие трассы поведения модели ($dm^{t_k} \rightarrow dm_1^{t_k} \rightarrow dm_2^{t_k} \rightarrow dm'^{t_k}$) или $dm^{t_k} \rightarrow dm_2^{t_k} \rightarrow dm_1^{t_k} \rightarrow dm'^{t_k}$.

Независимо от трассы, будет сохранено только одно состояние модели – dm'^{t_k} . Увеличение количества активностей приведет к увеличению количества

трасс, но не повлияет на сохраненное состояние. Следовательно, в данном случае однозначное соответствие достигнуто.

5. Выполнение дампа памяти до и после выполнения активностей

$$A_{\text{дамп}}(T_k). (A_1 \mid A_2). A_{\text{дамп}}(T_k)$$

приводит к существованию двух значений состояния модели в один и тот же момент времени: dm^{t_k} и dm'^{t_k} . Таким же образом, выполнение дампа памяти до и после выполнения активностей приводит к увеличению количества сохранных состояний в один и тот же момент модельного времени.

Следствие 1. Для реализации механизмов, позволяющих выполнять неоднократные дампы памяти в один и тот же момент времени, порядок выполнения дампов не позволяет решить задачу однозначного состояния модели в фиксированный момент времени.

Следствие 2. При наличии двух и более дампов памяти в некоторый момент модельного времени t_k не существует однозначности в определении состояния модели в этот момент модельного времени.

Согласно введенных активностей сохранения данных модели существует еще одна активность — $A_{\text{фикс}}(dm_i, t_k)$, фиксирующая изменение части данных модели. Во время работы поведенческой активности таких изменений может быть несколько, в связи с чем ее реализация, в общем случае, гораздо сложнее дампа памяти и может потребовать наличия некоторого атрибута, который будет упорядочивать записи в порядке их совершения. Если мы имеем дело с последовательной моделью (или последовательной частной моделью) эта упорядоченность возникает сама собой. Для того, чтобы модель, которая прошла трассу изменений состояния

$$dm_i \xrightarrow{A_{\text{фикс}}(dm'_i, t_k)} dm'_i \xrightarrow{A_{\text{фикс}}(dm''_i, t_k)} dm''_i \dots \xrightarrow{A_{\text{фикс}}(dm_i^{'\dots'}, t_k)} dm_i^{'\dots'},$$

вернуть в первоначальное состояние, необходимо выполнить упорядоченную обратную последовательность активностей:

$$dm_i^{'\dots'} \xrightarrow{A'_{\text{фикс}}(dm_{i^{'\dots'}}^{'\dots'}, t_k)} \dots dm''_i \xrightarrow{A'_{\text{фикс}}(dm_i'', t_k)} dm'_i \xrightarrow{A'_{\text{фикс}}(dm_i', t_k)} dm_i.$$

Реализация такой трассы возможна в случае, если поведенческие активности подмодели выполняются последовательно или данные разных частных моделей не пересекаются. В случае параллельного (распределенного) выполнения частных моделей или, если данные разных частных моделей пересекаются, требуются более сложные алгоритмы управления данными, требующие дополнительной служебной информации.

Пусть в момент модельного времени t_k произошло L запусков активности $A_{\text{фикс}}(dm_i, t_k)$. Введем множество меток $M = \{1, \dots, \infty\}$ и активность менеджера памяти $A_{getm}(1)$, которая выдает очередное неубывающее значение $m \in M$ при ее вызове (применение активности $A_{getm}(0)$ приведет к получению текущего значения m):

$$dm_i \xrightarrow{A_{\text{getm}}(1).A_{\text{фикс}}(dm'_i, t_k)} dm'_i \cup m . \quad (2)$$

Новое значение m сохраняется вместе с новым значением состояния модели и становится атрибутом измененных данных модели. Очередное значение m может вычисляться по разным законам, например:

1. Неубывающая последовательность: $m_{\text{next}} > m_{\text{next-1}}$. Достоинства: все записи упорядочены, наименьшее время определения метки. Недостатки: сложность алгоритмов поиска нужной записи, особенно если необходим просмотр изменений только одной структуры данных; сложность реализации дампа памяти в прошлом.

2. Неубывающая последовательность в пределах одного момента модельного времени: $m_{\text{next}}^{t_k} > m_{\text{next-1}}^{t_k}, m_1^{t_k} = 1$.

3. Неубывающая последовательность, описанная в пункте 2, формируется для каждой распределенной частной модели в случае децентрализованного менеджера памяти. Образованное тем самым множество последовательностей для организации синхронизации может потребовать введения дополнительных атрибутов, фиксирующих продвижение поведенческих свойств подмодели при пересекающихся данных модели.

Утверждение 2. Наличие атрибута последовательности изменения данных позволяет вернуть модель в любое из прошедших состояний в текущий момент модельного времени.

Доказательство. Применение префиксной активности, предшествующей сохранению изменения подмножества данных (2), приводит к формированию множества записей типа

$$\{\{dm_i, 1\}, \{dm'_i, 2\}, \dots, \{dm_i^{t_k}, m\}\}.$$

Однократное применение активности $A'_{\text{фикс}}(dm_i, t_k)$ приводит к выбору из этого множества записи с номером, на единицу меньшим текущего значения m , то есть модель перейдет в предыдущее состояние. Применение активности $A'_{\text{фикс}}(dm_i, t_k)$ возможно $m - 1$ раз, после чего модель перейдет в состояние dm_i , пройдя все состояния с метками от m до 1.

Следствие 1. Наличие упорядоченного множества изменений данных модели dm_i за счет применения метки из множества M , позволяет вернуть модель в прошлое, непосредственно используя номер метки $1 < m_{\text{old}} < m$, минуя промежуточные состояния данных, находящихся между m_{old} и m .

Аналогично дампу памяти, для достижения однозначности состояния модели в момент модельного времени t_k необходимо выбрать из множества изменений данных модели одно, соответствующее одной метке из множества M . Как правило, это минимальное или максимальное значение метки, связанное с t_k . Таким образом, аналогично дампу памяти, при откате модельного времени, осуществляется выборка данных dm_i , сохраненных до либо после выполнения всех активностей модели. Следует отметить, что

последнее правило действует вне зависимости от того факта, является ли модель транзакционной или нет.

Выводы. В данной работе получил развитие формальный аппарат представления программных распределенных имитационных моделей на основе процессной алгебры. Рассмотрены базисные активности журнализации с точки зрения достижения однозначности состояния модели в фиксированный момент модельного времени.

Практическая значимость работы заключается в возможной унификации программных имитационных моделей, упрощении и ускорении процесса их построения на основе простого интерфейса, основанного на управлении данными модели, возможности автоматизации, на базе менеджера памяти, алгоритмов управления модельным временем, в частности оптимистических и консервативных алгоритмов синхронизации распределенных имитационных моделей.

В дальнейшем планируется реализовать известные алгоритмы управления модельным временем в терминах представленного процессного описания.

Список литературы: 1. Окольнишников В.В. Представление времени в имитационном моделировании / В.В. Окольнишников // Вычислительные технологии. – Сибирское отделение РАН. – 2005. – Т. 10. – № 5. – С. 57-77. 2. Максимей И.В. Имитационное моделирование на ЭВМ. / И.В. Максимей. – М.: Радио и связь, 1988. – 222 с. 3. Хоар Ч. Взаимодействующие последовательные процессы. Пер. с англ. / Ч. Хоар. – М.: Мир, 1989. – 264 с. 4. A Calculus for Communicating Systems, LNCS92, 1980. – 171 р. 5. The Space and Motion of Communicating Agents, to appear, Cambridge University Press, 2009. – 200 р. 6. IEEE STD 1278.1-1995. IEEE Standard for Distributed Interactive Simulation – Application Protocols. – N.Y.: Institute of Electrical and Electronics Engineers, Inc., 1995. 7. Allen R. Formal modeling and analysis of the HLA component integration standard / R. Allen, D. Garlan, J. Ivers // Proc. of the 6th ACM SIGSOFT Intern. Symp. on Foundations of Software Engineering. – 1998. – Р. 70-79. 8. Вознесенская Т.В. Математическая модель для анализа производительности распределенных систем имитационного моделирования / Т.В. Вознесенская // Искусственный интеллект (Донецк). – 2002. – № 2. – С. 74-78. 9. Миков А.И. Программные средства оптимизации распределенного имитационного эксперимента / А.И. Миков, Е.Б. Замятина, А.А. Козлов // Научный сервис в сети Интернет: масштабируемость, параллельность, эффективность: Труды Всероссийской суперкомпьютерной конференции (21-26 сентября 2009 г., г. Новороссийск). – М.: Изд-во МГУ, 2009. – 524 с. 10. Волк М.А. Процессное представление состояний распределенных имитационных моделей с учетом специфики их программной реализации / М.А. Волк // Вісник Національного технічного університету "Харківський політехнічний інститут". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2009. – № 13. – С. 23-33.

Статья представлена д.т.н. проф. каф. ЭВМ ХНУРЭ Удовенко С.Г.

УДК 681.324

Парadox моменту модельного часу в розподiлених поведiкових iмiтацiйних моделях / Волк М.О. // Вiсник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харкiв: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 30 – 37.

У статтi розглядаються проблеми керування станом розподiленої iмiтацiйної моделi при зафiксованому модельному часi. Я формальний апарат опису розподiлених iмiтацiйних моделей обранi процесна алгебра i структурна реалiзацiї програмного представлення моделей.

Пропонуються шляхи досягнення однозначності стану моделі в незмінний момент модельного часу й у момент відкоту модельного часу. Бібліогр.: 10 назв.

Ключові слова: розподілені імітаційні моделі, процесна алгебра, відкіт модельного часу.

UDC 681.324

The paradox of the model time in distributed behavioral simulation model / Volk M.A.

// Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling.
– Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 30 – 37.

The problems of controlling the state of distributed simulation model for a fixed time model. As the formal apparatus of the description of distributed simulation models of selected process-algebra and the structural implementation of the program representation model. The ways to achieve the uniqueness of the state of the model in a constant time model time and time rollback modeling time. Refs: 10 titles.

Keywords: distributed simulation models, process algebra, rollback model time

Поступила в редакцію 15.04.2010

Е.В. ВЫСОЦКАЯ, канд. техн. наук, доц. ХНУРЭ (г. Харьков),

А.Н. БЕЛОВОЛ, доц. ХНМУ (г. Харьков),

Ю.В. КИРИЧЕНКО (г. Харьков)

ВОССТАНОВЛЕНИЕ ПРОПУЩЕННЫХ ЗНАЧЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ В ТАБЛИЦАХ БИОХИМИЧЕСКИХ АНАЛИЗОВ ПАЦИЕНТОВ С ПСОРИАЗОМ

В статье рассмотрен подход к восстановлению пропущенных значений с помощью нейросетевых технологий. Предложена нейронная сеть, позволяющая восстанавливать отсутствующие клинико-биохимические показатели пациентов с псориазом. Проведен расчет, подставляемых на место пропуска значений, и оценена адекватность восстановления данных на искусственно введенных пропусках. Ил.: 1. Табл. 3. Библиогр.: 9 назв.

Ключевые слова: восстановление пропущенных значений, нейросетевая технология, клинико-биохимические показатели, псориаз.

Постановка проблемы и анализ литературы. Псориаз – один из самых распространенных хронических дерматозов, которым страдает от 1 до 5% населения планеты. В последнее время все чаще о псориазе говорят как о системном заболевании из-за вовлечения в процесс не только кожи, но и суставов, ряда внутренних органов [1]. Поэтому для выяснения причин возникновения псориаза необходимо учитывать состояние всех органов и систем организма в целом. Но для установления состояния каждой из систем необходимо взять у пациента множество различных анализов, что представляет некоторую сложность. Поэтому проблема обработки и анализа информации с пропусками биохимических параметров пациентов и ее дальнейшего использования для выяснения причин появления псориаза является актуальной. Анализируемая выборка должна отвечать критериям качественности и полноты. В реальности приходится сталкиваться с ситуацией, когда некоторые из свойств одного или нескольких объектов отсутствуют – возникает ситуация данных с пропусками, что значительно осложняет математическую обработку, так как смещение основных статистических характеристик, таких как математическое ожидание или дисперсия, возрастает, например, прямо пропорционально числу пропусков. Поэтому проблема предварительной обработки данных является одной из первостепенных. Основываясь на тех или иных представлениях о природе пропущенных значений, имеются различные способы их заполнения.

Существует несколько подходов к анализу медицинских данных с пропусками [2]. К ним относятся следующие: удаление всего комплекта, если он содержит хотя бы один пропуск; замена пропуска на условное значение, например, null, с дальнейшим пропуском при обработке; дополнение пропущенных значений.

Рассмотрим варианты работы с комплексом данных, содержащих пропущенные значения.

Самым простым решением задачи обработки результатов исследования является исключение некомплектных наблюдений, содержащих пропуски, и дальнейший анализ полученных таким образом "полных" данных. Понятно, что такой подход приводит к сильному различию статистических выводов, сделанных при наличии в данных пропусков и при их отсутствии.

Поэтому более перспективным является иной путь – заполнение пропусков перед анализом фактических значений. Можно выделить следующие преимущества данного подхода: ясное представление структуры данных; вычисление необходимых итоговых значений; уверенная интерпретация результатов анализа, что позволяет опираться на традиционные характеристики и суммарные значения [3].

Все существующие алгоритмы заполнения пропусков в данных можно разделить на два больших класса: простые алгоритмы и сложные алгоритмы.

Простые алгоритмы – неитеративные алгоритмы, основанные на простых арифметических операциях, расстояниях между объектами, регрессионном моделировании. К ним относится заполнение пропусков средним арифметическим, регрессионное моделирование пропусков, метод HotDeck и подбор в группе [4].

В результате применения метода заполнения пропусков средними значениями, несколько значений одного фактора оказываются одинаковыми, что указывает на его низкую точность.

В методе ближайших соседей находят строки таблицы, которые по определенному критерию (обычно, минимума декартового расстояния), являются ближайшими к строке с пропуском.

Для его заполнения значения фактора у соседей усредняются с весовыми коэффициентами, обратно пропорциональными их декартовому расстоянию к строке, которая содержит пропуск. Метод точнее предыдущего, но он практически неприменим в случае большого количества пропусков и базируется на предположении о существовании связей между объектами.

В регрессионном методе по комплектным данным строится уравнение линейной множественной регрессии, и вычисляются пропущенные значения факторов. Метод невозможно применить, если количество пропусков в строке больше одного, что приводит к множеству решений, и кроме того, в реальных задачах зависимости, чаще всего, нелинейные, поэтому его точность является невысокой.

Сложные алгоритмы – итеративные алгоритмы, предполагающие оптимизацию некоторого функционала, отражающего точность расчета подставляемых на место пропуска значений. Их можно разделить на глобальные и локальные.

Локальные алгоритмы – в оценивании (предсказании) каждого пропущенного значения участвуют полные наблюдения, находящиеся в

некоторой окрестности предсказываемого объекта. К данной группе относятся алгоритмы Zet и Zet Braid.

Главная идея алгоритма ZET заключается в циклическом формировании "компетентной матрицы", подборе параметров модели прогнозирования и прогнозировании пропуска. Недостатком алгоритма является его локальность, поскольку для вычисления отсутствующего значения используются не все данные таблицы, а лишь их часть. Субъективизм определения размерности "компетентной матрицы" приводит к учету неинформативных "шумовых" факторов и смещению оценки неизвестного значения.

Основное отличие алгоритма ZetBraid от алгоритма ZET заключается в формировании "компетентной матрицы". В процессе работы алгоритма происходит последовательный поочередный отбор компетентных строк и компетентных столбцов. Критерием оценки адекватности компетентной матрицы выступает оценка качества предсказания неизвестного элемента. Все другие недостатки, в том числе и статистическая оценка неизвестного значения исключительно на основе корреляционно-регрессионного анализа, остаются.

Глобальные алгоритмы – в оценивании (предсказании) каждого пропущенного значения участвуют все объекты рассматриваемой совокупности: метод Бартлетта, EM-оценивание и Resampling и другие.

Метод максимальной правдоподобности и EM-алгоритм требует проверки гипотез о распределении значений факторов. Применение осложняется в случае большого количества пропущенных значений фактора.

Метод Бартлетта применяется для заполнения пропусков в векторе значений результирующей характеристики в допущении, что значения входных факторов являются комплектными. Его недостатком является базирование на предположении о линейной зависимости, но отсутствие обоснования применимости метода наименьших квадратов приводит к ошибкам.

Метод Resampling имеет те же недостатки, что и предыдущий. Он является итеративным и имеет две модификации. В первой из них некомплектные строки случайным образом заменяют на комплектные из исходной матрицы и рассчитывают уравнение регрессии. Во втором варианте уравнение регрессии получают из комплектной подматрицы, находят оценки неизвестных значений, ищут уравнение регрессии. После определенного количества итераций значения коэффициентов усредняют. Информационная избыточность на фоне малой мощности множества комплектных данных в первой модификации resampling и информационная недостаточность в композиции со случайным формированием значений исходной характеристики не позволяют получать приемлемые результаты. Кроме того, отсутствуют процедуры оптимизации метода.

Рассматривая вышеперечисленные методы, делаем вывод об их низкой точности, наличии жестких требований к исходной информации, количеству

пропусков, размерности матрицы данных, априорных предположениях о существующих зависимостях, сложности реализации, что свидетельствует о необходимости разработки методов, базирующихся на новых подходах, таких как нейронные сети.

Нейронные сети могут обучаться любым функциям, что позволяет избежать использования сложного математического аппарата. Использование нелинейных функций активации позволяет решать задачи с нелинейностями.

Целью данной работы является разработка метода восстановления пропущенных значений параметров в таблицах биохимических анализов пациентов с псориазом на основе нейронной сети.

Постановка задачи восстановления пропусков в биохимических показателях. Рассмотрены показатели белкового (ast, alt, urea и т.д.), углеводного (gluc, Mg, Г-6ФФГ и т.д.), микроэлементного (Fe, Ca, Mg и т.д.) и жирового (ИБХЛ, МДА, Диены и т.д.) обменов. Всего рассмотрено 46 различных показателей, которые были взяты у 153 пациентов с псориазом. У 88 человек значения по всем показателям были заполнены полностью, а у 65 пациентов комплект был заполнен на 95 – 99%.

Для обучения нейронной сети были взяты данные тех пациентов, которые содержали полный комплект значений биохимических показателей. Для восстановления пропущенных значений использовалась уже обученная нейронная сеть.

Пусть $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$, $n = \overline{1, 153}$ – вектор входных биохимических показателей, Y – вектор диагнозов, значения элементов которого соответствуют различным формам псориаза (распространенный псориаз, артропатическая форма псориаза и т.д.), m – размерность каждого входного вектора ($m = 46$). Исходная информация представлена в табл. 1. Она имеет пропуски, обозначенные звездочками.

Таблица 1

Таблица исходных данных биохимических показателей с пропусками

№ исследования	Параметры биохимических показателей					Диагноз
	1	2	3	...	m	
1	X_{11}	X_{12}	X_{13}	...	X_{1m}	Y_1
2	X_{21}	X_{22}	*	...	X_{2m}	Y_2
3	X_{31}	X_{32}	X_{33}	...	*	Y_3
...
n	X_{n1}	*	X_{n3}	...	X_{nm}	Y_n

При решении задачи восстановления пропущенных значений минимизируется функция:

$$f = \arg \min_* |Y - F(X)|,$$

где, $F = F(X_1, X_2, \dots, X_m)$ – функция, определяющая взаимосвязь между выходной переменной Y и вектором X входных переменных

$$Y_i = F_i(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{im}), \quad i = \overline{1, n}. \quad (1)$$

Поэтому задача восстановления пропущенных значений сводится к определению соотношений (1).

Решение задачи восстановления данных в биохимических показателях. Существуют множество видов структур нейронных сетей, каждая из которых предназначена для решения определенных типов задач. Применение GRNN сети для решения задачи по восстановлению пропусков данных обусловлено следующими ее преимуществами [4]:

- возможность моделирования нелинейных связей между входными и выходными параметрами;
- архитектура сети фиксирована и не нуждается в определении;
- время обучения сети значительно меньше, чем у других ИНС.

Создадим искусственную нейронную сеть следующей архитектуры (рис.):

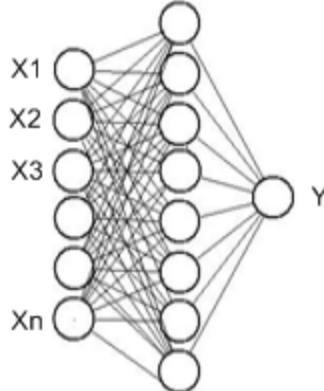


Рис. Архитектура искусственной нейронной сети GRNN

Параметры результатов обучения для выбранной архитектуры сети показаны в табл. 2.

Таблица 2
Параметры результатов обучения GRNN-сети

Параметры обучения	Значения параметров
Архитектура сети	GRNN 153-182-1
Средняя абсолютная разность реальных и моделируемых значений	5,15
Коэффициент корреляции расчетных и фактических значений	0,982
Отношение стандартного отклонения ошибки сети к стандартному отклонению исходных данных	0,8

Из табл. 2 можно сделать вывод, что параметры результатов обучения удовлетворительны. Коэффициент корреляции расчетных и фактических значений равен 0,982. Это говорит о хорошей сходимости модели и является наиболее важным показателем сети для решения данной задачи.

Для того чтобы оценить качество восстановления данных, в зависимости от количества исходных пропусков, из идеального массива было создано 9 отдельных массивов, с разным количеством искусственно внесенных случайных пропусков, путем сознательного удаления у некоторых наблюдений известных значений интересующих нас переменных.

Далее для каждого из массива произведена процедура восстановления данных на обученной нейронной сети. Результаты показаны в табл. 3.

Можно сделать вывод, что модель достаточно точно восстанавливает данные, если количество пропусков не превышает 5%.

Выводы. В статье проведен обзор существующих методов для заполнения пропусков в неполных данных и показана их классификация. Показаны преимущества метода, основанного на использовании нейросетевых технологий для восстановления пропущенных значений параметров в таблицах биохимических анализов пациентов с псориазом.

Предложена искусственная нейронная сеть для восстановления пропусков данных в биохимических исследованиях. Проведен точный расчет, подставляемых на место пропуска значений, и адекватность восстановления данных на искусственно введенных пропусках.

Таблица 3

Ошибки восстановления данных в зависимости от количества пропусков

Пропущено значений, %	Относительная ошибка восстановления
1%	0,012
5%	0,046
10%	0,122
15%	0,173
20%	0,193
30%	0,245
40%	0,266
50%	0,483
60%	0,591
70%	0,675

Список литературы: 1. Бакулев А.Л. Псориаз как системная патология / А.Л. Бакулев, Ю.В. Шагова, И.В. Козлова // Саратовский научно-медицинский журнал. – 2008. – № 1 (19). – С. 13-20. 2. Литтл Р.Дж.А. Статистический анализ данных с пропусками / Р.Дж.А. Литтл, Д.Б. Рубин. – М.: Финансы и статистика, 2001. – 254 с. 3. Снитюк В.Е. Эволюционный метод восстановления пропусков в данных / В.Е. Снитюк // Интеллектуальный анализ информации. Межд. конф. – К. – 2006. – С. 262-271. 4. Красногорская Н.Н. Применение искусственных нейронных сетей при восстановлении пропущенных гидрологических данных / Н.Н. Красногорская, А.Н. Елизарьев, Э.В. Нафиков, Л.М. Якупова // Промышленная экология и безопасность жизнедеятельности. – 2009. – № 1. – С. 12-16. 5. Васильев В.И. Восстановление пропусков и обнаружение ошибок в эмпирических таблицах / В.И. Васильев // Искусственный интеллект. – 2003. – № 3. – С. 317-324. 6. Хайкин С. Нейронные сети: полный курс / С. Хайкин. – М.: Вильямс. – 2006. – 1104 с. 7. Осовский С. Нейронные сети для обработки информации / С. Осовский / Пер. спольск. И.Д. Рудинского. – М.: Финансы и статистика, 2004. – 344 с. 8. Уоссермен Ф. Нейрокомпьютерная техника: Теория и практика / Ф. Уоссермен. – М.: Мир. – 1992. – 423 с. 9. Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л. Рутковский / Пер. спольского И.Д. Рудинского. – М.: Горячая линия – Телеком, 2006. – 452 с.

Статья представлена д.т.н. проф. каф. ИКИ ХНУРЭ Авраменко В.П.

УДК 519:616-079.4:616.5

Відновлення пропущених значень параметрів в таблицях біохімічних аналізів пацієнтів з псоріазом / Висоцка Є.В., Беловол А.Н., Кириченко Ю.В. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 38 – 45.

У статті розглянуто підхід до відновлення пропущених значень за допомогою нейромережевих технологій. Створена нейронна мережа, що дозволяє відновлювати відсутні клініко-біохімічні показники пацієнтів з псоріазом. Проведено точний розрахунок значень,

які підставлені на місце пропуску, і адекватність відновлення даних на штучно введених пропусках. Іл.: 1. Табл.: 3. Бібліогр.: 9 назв.

Ключові слова: відновлення пропущених значень, нейромережеві технології, клініко-біохімічні показники, псоріаз.

UDC 519:616-079.4:616.5

Renewal of the skipped values of parameters in the tables of biochemical analyses of patients with psoriasis / Vysotskay E.V., Belovol A.N., Kirichenko Yu.V Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 38 – 45.

The article was considered approach to the restoration of missing values using neural network technology. Neural network was created to recover the missing clinical and biochemical parameters of patients with psoriasis. An accurate calculation, is substituted for the omission of values, and the adequacy of data recovery on an artificially imposed empty values. Figs: 1. Tabl.: 3. Refs: 9 titles.

Keywords: the restoration of missing values, neural network technology, clinical and biochemical parameters, psoriasis.

Поступила в редакцію 01.03.2010

А.Г. ГУРКО, канд. техн. наук, доц. ХНАДУ (г. Харьков)

НЕКОТОРЫЕ СВОЙСТВА ФУНКЦИИ ЛЯПУНОВА НА МНОЖЕСТВЕ СОСТОЯНИЙ

Введено понятие "дна" функции Ляпунова как прямой, которая делит пополам отрезки, заключенные внутри линий равного уровня функции Ляпунова и параллельные вектору коэффициентов, определяющих направление действующих на объект управления внешних воздействий. Доказано существование "дна" функции Ляпунова и найдено его уравнение. Показано, что приращение значения функции Ляпунова при перемещении произвольной точки от "дна" на любое расстояние по прямой, параллельной указанному вектору, постоянно. Ил.: 1. Библиогр.: 8 назв.

Ключевые слова: объект управления, функция Ляпунова, множество состояний.

Постановка проблемы. При решении задачи синтеза оптимального управления сталкиваются с проблемой отсутствия полной информации относительно внешних воздействий и текущего состояния объекта. Указанная недостаточность информации приводит к необходимости разработки методов синтеза оптимальных систем управления в условиях неопределенности.

Одним из динамично развивающихся подходов к синтезу оптимального управления в условиях неопределенности является синтез так называемого гарантированного управления, т.е. управления, минимизирующего некоторый функционал качества в предположении, что неопределенные факторы будут иметь самый неблагоприятный характер. Таким образом, задача синтеза сводится к минимаксной задаче из теории дифференциальных игр [1, 2]. При этом управление рассматривается как стратегия первого игрока, а действие неопределенных факторов – как стратегия игрока – противника. Достоинство такого подхода заключается в том, что он позволяет гарантировать приемлемое качество управления при любом сочетании неопределенных факторов. Кроме того, гарантированный подход основан на использовании относительно легко доступной информации о принадлежности всех неопределенных факторов некоторым ограниченным множествам.

Несмотря на значительное число публикаций, посвященных гарантированному управлению, в инженерной практике оно используется крайне редко. Это связано с тем, что большинство работ имеют общетеоретическую направленность и не учитывают тех особенностей, с которыми сталкивается проектировщик при разработке конкретных систем управления, а также со сложностью предлагаемых алгоритмов [3]. Следовательно, разработка новых относительно простых алгоритмов гарантированного управления является весьма актуальной задачей.

Анализ литературы. Одним из подходов к решению задачи оптимального управления в игровой ее постановке является подход, при

котором гарантированная оценка параметров объекта ищется путем пересечения выпуклых многогранников, ограничивающих возможный диапазон изменения неопределенных факторов [4 – 6]. При этом в критериях качества может использоваться функция Ляпунова [4, 7].

Пусть динамика объекта описывается дискретным, в общем случае нелинейным, векторным разностным уравнением

$$\mathbf{X}(n+1) = F(\mathbf{X}(n), \mathbf{U}(n), \Lambda(n), n), \quad \mathbf{X}(n_0) = n_0, \quad n = n_0, n_0+1, \dots, \quad (1)$$

где \mathbf{X} – вектор координат состояния объекта; \mathbf{U} – вектор управляющих воздействий; Λ – вектор внешних неконтролируемых возмущений; n – моменты квантования по времени; $F(\cdot)$ – заданная вектор-функция.

Управление $\mathbf{U}(n)$ формируется на основе измерений координат состояния, результатом которых является вектор

$$\mathbf{Y}(n) = \Phi(\mathbf{X}(n), \Psi(n), n), \quad (2)$$

где Ψ – вектор помех измерения; $\Phi(\cdot)$ – заданная вектор-функция.

В [4] в качестве цели управления предложено использовать функцию удельных потерь ω

$$\omega(\mathbf{X}(n), \mathbf{U}(n), \Lambda(n), n) = V(\mathbf{X}(n+1), n) + \tilde{\omega}(\mathbf{X}(n), \mathbf{U}(n), n), \quad (3)$$

где $V(\cdot)$ – функция Ляпунова; $\tilde{\omega}(\cdot)$ – заданная функция, которая, например, может определять затраты на реализацию управлений и задавать ограничения на их величину.

Иными словами, задача синтеза заключается в решении следующей задачи

$$\min_{\mathbf{U}(n) \in \Omega_U(n)} \max_{\Lambda(n) \in \Omega_\Lambda(n)} \max_{\Psi(n) \in \Omega_\Psi(n)} \{\omega(\mathbf{X}(n), \mathbf{U}(n), \Lambda(n), n)\}, \quad (4)$$

где $\Omega_U(n)$, $\Omega_\Lambda(n)$, $\Omega_\Psi(n)$ – заданные выпуклые множества.

В [8] рассмотрена процедура синтеза гарантированного управления объектов в виде апериодического звена 2-го порядка. При этом решение задачи (4) осуществлялось поисковым методом. Однако поисковые методы не гарантируют определения оптимального управления за конечное время, поэтому необходима разработка алгоритма беспоискового построения оптимального управления. Поскольку задача (4), по сути, сводится к задаче поиска минимума функции Ляпунова, то представляет интерес исследование свойств функции Ляпунова при движении объекта под действием внешних (управляющих и возмущающих) воздействий.

Цель статьи – изучение свойств функции Ляпунова в пространстве состояний. Результаты решения этой проблемы позволяют резко минимизировать объем вычислений при определении оптимального управления.

Понятие "дна" функции Ляпунова. Пусть модель объекта приведена к виду

$$\mathbf{X}(n+1) = \mathbf{A}\mathbf{X}(n) + \mathbf{B}((\mathbf{U}(n) + \boldsymbol{\Lambda}(n)), \quad (5)$$

т.е. рассмотрим случай, когда внешнее возмущение непосредственно "подмешивается" в управляющее воздействие. Для простоты примем, что объект управления имеет второй порядок.

Функция Ляпунова для рассматриваемой задачи представляет собой квадратичную положительно-определенную функцию координат состояния:

$$V = \mathbf{X}^T \mathbf{P} \mathbf{X}, \quad (6)$$

где T – операция транспонирования; \mathbf{P} – симметричная положительно определенная матрица (2×2), которая находится из уравнения Риккати

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_c \\ p_c & p_{22} \end{pmatrix} = \mathbf{P}^T. \quad (7)$$

Рассмотрим некоторые свойства функции Ляпунова при движениях по направлениям, параллельным вектору $\mathbf{B} = (b_1, b_2)^T$ в уравнении объекта (5).

Прямые, параллельные вектору \mathbf{B} , описываются уравнениями

$$b_2 X_1 - b_1 X_2 + C = 0, \quad (8)$$

где C – произвольное число.

Найдем точки пересечения прямых (8) с поверхностями равного уровня функции Ляпунова V , которые описываются уравнением

$$p_{11} X_1^2 + 2p_c X_1 X_2 + p_{22} X_2^2 - V_x = 0, \quad (9)$$

где V_x – некоторое положительное число.

Координаты точек пересечения прямой (8) с линиями равного уровня функции Ляпунова определяет совместное решение (8) и (9). Выразим из (8) X_2

$$X_2 = \frac{X_1 b_2 + C}{b_1}, \quad (10)$$

отсюда

$$X_1^2 \left(p_{11} + 2p_c \frac{b_2}{b_1} + p_{22} \frac{b_2^2}{b_1^2} \right) + X_1 \left(2p_c \frac{C}{b_1} + 2p_{22} \frac{b_2 C}{b_1^2} \right) + p_{22} \frac{C^2}{b_1^2} - V_x = 0. \quad (11)$$

Введем обозначения: $T_0 = p_{11} + 2p_c \frac{b_2}{b_1} + p_{22} \frac{b_2^2}{b_1^2}$, $T_1 = 2p_c \frac{C}{b_1} + 2p_{22} C \frac{b_2}{b_1^2}$,

$T_2 = p_{22} \frac{C^2}{b_1^2} - V_x$. Тогда из (11) получим

$$X_1 = -\frac{T_1}{2T_0} \pm \sqrt{\frac{T_1^2}{4T_0^2} - \frac{T_2}{T_0}}. \quad (12)$$

Аналогично находится и выражение для X_2

$$X_2 = -\frac{T'_1}{2T'_0} \pm \sqrt{\frac{T'^2_1}{4T'^2_0} - \frac{T'_2}{T'_0}}, \quad (13)$$

$$\text{где } T'_0 = p_{22} + 2p_c \frac{b_1}{b_2} + p_{11} \frac{b_1^2}{b_2^2}; \quad T'_1 = -\left(2p_c \frac{C}{b_2} + 2p_{11}C \frac{b_1}{b_2^2}\right); \quad T'_2 = p_{11} \frac{C^2}{b_2^2} - V_x.$$

Анализ выражений (12) и (13) показывает, что первые слагаемые этих выражений определяют центр X_{cp} отрезка, образованного пересечением прямой (8) с поверхностью равного уровня (9) (рис.). Получим выражение для X_{cp} в явном виде

$$X_{1cp} = -\frac{T_1}{2T_0} = -C \frac{p_c b_1 + p_{22} b_2}{p_{11} b_1^2 + 2p_c b_1 b_2 + p_{22} b_2^2} = -C \frac{p_c b_1 + p_{22} b_2}{\mathbf{B}^T \mathbf{PB}}, \quad (14)$$

$$X_{2cp} = -\frac{T'_1}{2T'_0} = C \frac{p_{11} b_1 + p_c b_2}{p_{11} b_1^2 + 2p_c b_1 b_2 + p_{22} b_2^2} = C \frac{p_{11} b_1 + p_c b_2}{\mathbf{B}^T \mathbf{PB}}. \quad (15)$$

Поскольку прямых (8) может быть сколь угодно много, то с изменением значения C , точки X_{cp} с координатами (14) и (15) представляют собой геометрическое место центров отрезков, образованных пересечением прямых (8) с поверхностью равного уровня (9), и образуют как бы "дно" функции Ляпунова.

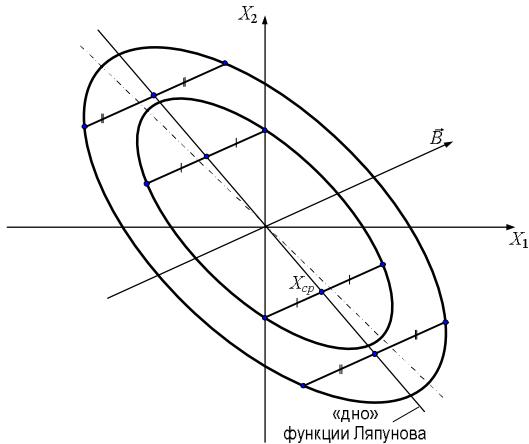


Рис. К определению "дна" функции Ляпунова

Таким образом, "дном" функции Ляпунова будем называть такую прямую (если она существует), которая делит пополам отрезки прямых, параллельных вектору \mathbf{B} в уравнении (5) и заключенные внутри границы $V_x = \text{const}$ при $\text{const} > 0$. При этом следует отметить, что "дно" в общем случае не совпадает с геометрической осью поверхности равного уровня.

Найдем отношение $X_{2\text{cp}}/X_{1\text{cp}}$

$$\frac{X_{2\text{cp}}}{X_{1\text{cp}}} = -\frac{p_{11}b_1 + p_c b_2}{p_c b_1 + p_{22}b_2}. \quad (16)$$

Уравнение (16) представляет собой уравнение "дна" функции Ляпунова V , причем (16) не зависит от C , т.е. "дно" функции Ляпунова существует.

Поскольку матрица \mathbf{P} – симметричная квадратная матрица, то уравнение "дна" можно записать следующим образом

$$(\mathbf{PB})^T \mathbf{X} = 0 \text{ или } \mathbf{X}^T (\mathbf{PB}) = 0. \quad (17)$$

Свойства "дна" функции Ляпунова. Поскольку оптимальное управление $U(n)$ и внешние возмущения $\Lambda(n)$ смещают область возможных состояний объекта в направлении, определяемом вектором \mathbf{B} в правой части уравнения (5), то рассмотрим приращение $dV(l)$ значения функции Ляпунова при перемещении контрольной точки от "дна" по прямой (8) на расстояние l . Обозначим для краткости координаты точки пересечения прямой (8) с "дном" функции Ляпунова через X_{10} и X_{20} . Воспользуемся формулами (9) и (10)

$$V = p_{11}(X_{10} + l_1)^2 + 2p_c(X_{10} + l_1) \frac{(X_{10} + l_1)b_2 + C}{b_1} + p_{22} \frac{(X_{10} + l_1)b_2 + C)^2}{b_1^2}. \quad (18)$$

После преобразований формуле (18) можно придать следующий вид

$$V = C^2 \frac{\mathbf{S}^T \mathbf{H} \mathbf{S}}{(\mathbf{B}^T \mathbf{P} \mathbf{B})^2} + l^2 \frac{\mathbf{B}^T \mathbf{P} \mathbf{B}}{b_1^2 + b_2^2}, \quad (19)$$

где $\mathbf{S}^T = (p_c b_1 + p_{22} b_2, p_{11} b_1 + p_c b_2)$; \mathbf{H} – матрица \mathbf{P} с измененным на обратный знаком p_c .

Первое слагаемое в (19) определяет значение функции Ляпунова на "дне" и не зависит от l . Второе слагаемое показывает зависимость приращения $dV(l)$ при перемещении точки от "дна" по прямой (8) на расстояние l . Формула (19) показывает, что зависимость $dV(l)$ постоянна при перемещении по любой прямой (8). Но базовые значения V_0 на "дне" функции Ляпунова, естественно, различны.

Определим теперь, какой вид имеет формула для V в точке пересечения прямой (8) и прямой, параллельной "дну" функции Ляпунова

$$(\mathbf{PB})^T \mathbf{X} + Z = 0,$$

где $Z = \text{const.}$

С использованием формулы (19) и формулы

$$l = \frac{Z \sqrt{b_1^2 + b_2^2}}{\mathbf{B}^T \mathbf{P} \mathbf{B}},$$

искомой формуле можно придать следующий компактный вид

$$V = C^2 \frac{\mathbf{S}^T \mathbf{H} \mathbf{S}}{(\mathbf{B}^T \mathbf{P} \mathbf{B})^2} + \frac{Z^2}{\mathbf{B}^T \mathbf{P} \mathbf{B}}.$$

Выводы. Уравнение "дна" функции Ляпунова при движении по прямым линиям, параллельным вектору \mathbf{B} , представляет собой прямую линию. Центры отрезков, образованных пересечением этой линии с поверхностями равного уровня $V = V_x$ располагаются на "дне" функции Ляпунова, т.е. "дно" делит рассматриваемые отрезки пополам. При этом приращение значения функции Ляпунова при перемещении произвольной точки от "дна" на любое расстояние l по прямой, параллельной вектору \mathbf{B} , постоянно.

Список литературы: 1. Красовский Н.Н. Игровые задачи о встрече движений / Красовский Н.Н. – М.: Наука, 1970. – 473 с. 2. Куржанский А.Б. Управление и наблюдение в условиях неопределенности / А.Б. Куржанский. – М.: Наука, 1977. – 392 с. 3. Кейн В.М. Оптимизация систем управления по минимаксному критерию / В.М. Кейн – М.: Наука, 1985. – 248 с. 4. Кунцевич В.М. Синтез оптимальных и адаптивных систем управления. Игровой подход / В.М. Кунцевич, М.М. Лычак. – К.: Наукова думка, 1985. – 248 с. 5. Лычак М.М. Множественная фильтрация / М.М. Лычак // Проблемы управления и информатики. – 1996. – № 5 – С. 63–76. 6. Лычак М.М. Идентификация и оценивание состояния объектов управления на основе множественного подхода / М.М. Лычак // Проблемы управления и информатики. – 1999. – № 5 – С. 34–41. 7. Кунцевич В.М. Синтез систем автоматического управления с помощью функций Ляпунова / В.М. Кунцевич, М.М. Лычак. – М.: Наука, 1977. – 400 с. 8. Еременко И.Ф. Реализация игрового подхода к управлению линейными объектами второго порядка / И.Ф. Еременко, А.Г. Гурко // Проблемы управления и информатики. – 2009. – № 5 – С. 13–24.

Статья представлена д.т.н. проф. ХНАДУ Алексеевым О.П.

УДК 681.5.015

Деякі властивості функції Ляпунова на множині станів / Гурко О.Г. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 46 – 51.

Введено поняття "дна" функції Ляпунова як прямої, що ділить навпіл відрізки, укладені всередині ліній однакового рівня функції Ляпунова та паралельні вектору коефіцієнтів, які визначають напрямок діючих на об'єкт керування зовнішніх впливів. Доведено існування "дна" функції Ляпунова та знайдено його рівняння. Показано, що приріст значення функції Ляпунова при переміщенні довільної точки від "дна" на будь-яку відстань по прямій, що паралельна вказаному вектору, постійний. Іл.: 1. Бібліогр.: 8 назв.

Ключові слова: об'єкт керування, функція Ляпунова, множина станів.

УДК 681.5.015

Some properties of Lyapunov function at set of states /Gurko A.G. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 46 – 51.

The concept of a "bottom" of Lyapunov function is introduced. A "bottom" of Lyapunov function is a straight line, which divided into equal parts the segments of lines placed between the lines of equal level of Lyapunov function and parallel to the vector of coefficients that determine the direction of acting of external influences at the control object. The existence of the "bottom" of Lyapunov function is proved and its equation is obtained. It is shown that the increment of value of Lyapunov function when an arbitrary point transferences along the lines of referred above vector, constantly. Figs: 1. Refs: 8 titles.

Key words: control object, Lyapunov function, state space.

Поступила в редакцию 10.10.2009

О.М. ДАЦОК, канд. техн. наук, доц. ХНУРЭ,
Д.М. ГЛИБИЦКИЙ, студент ХНУ им. В.Н. Каразина

**РАЗРАБОТКА ВИЗУАЛЬНОЙ СРЕДЫ
МОДЕЛИРОВАНИЯ ЦИФРОВОЙ ОБРАБОТКИ
БИОСИГНАЛОВ ДЛЯ МОБИЛЬНЫХ ПЛАТФОРМ**

Рассмотрена задача расширения возможностей программного обеспечения, работающего с устройствами персонального контроля здоровья. Проанализированы способы решения рассмотренной задачи в сфере цифровой обработки сигналов. Разработан прототип реализации визуальной среды моделирования цифровой обработки биосигналов. Работа системы рассмотрена на примере выделения R - R -интервала электрокардиограммы. Ил.: 2. Библиогр.: 11 назв.

Ключевые слова: цифровая обработка сигналов, визуальная среда моделирования, выделение R - R -интервала, электрокардиограмма.

Постановка проблемы. Приборы для индивидуального контроля здоровья являются перспективной отраслью развития здравоохранения и телемедицины [1]. Многофункциональные системы, позволяющие производить измерение и обработку как минимум нескольких типов биосигналов, являются наиболее перспективными. Как было рассмотрено в [2], наиболее полно отвечающими потребностям массового рынка можно считать решения, представляющие собой аксессуары к мобильным телефонам и смартфонам. Подобные системы, помимо собственно измерительного блока, включают в себя программное обеспечение (ПО), исполняемое на мобильном устройстве пользователя, которое должно отвечать за управление измерительным блоком, основную часть обработки биосигналов, отображение результатов измерения и передачу данных по сети Интернет. Одним из существенных недостатков существующих систем [3] является отсутствие возможности для сторонних разработчиков (в том числе, и для самого пользователя) создавать не предусмотренные заранее схемы обработки и отображения биосигналов.

В связи с этим весьма актуальной является разработка системы, исполняемой на мобильном устройстве пользователя и предоставляющей ему возможность произвольной модификации процесса обработки сигналов. В простейшем случае такая система должна содержать измерительный блок с открытым протоколом обмена данными, а также ПО для мобильных устройств, которое бы позволило пользователям системы и сторонним разработчикам создавать собственные схемы обработки и отображения биосигналов.

Анализ литературы. Цифровая обработка биосигналов является частным случаем цифровой обработки сигналов (DSP) [4 – 6]. Она находит применение в следующих областях: изучение процессов, протекающих в различных

органах и тканях (в целях исследования, контроля состояния здоровья пациента или постановки диагноза); приложения с использованием биологической обратной связи, в которых работа технической системы адаптируется под психофизиологическое состояние оператора; приложения, основанные на технологии Brain-Computer Interface (интерфейс мозг – компьютер), которые позволяют оператору управлять технической системой посредством мыслительных процессов и др.

Алгоритмы обработки биосигналов, применяемые в подобных приложениях, могут быть реализованы одним из следующих способов: использование языка программирования общего назначения для осуществления требуемой обработки данных; использование специализированного языка для описания алгоритма [7]; использование визуального редактора для наглядного представления работы алгоритма. Поскольку одним из требований является возможность составления схем обработки на мобильных устройствах конечного пользователя, визуальный редактор является оптимальным вариантом построения такой системы.

Среди наиболее распространенных существующих систем, применимых для моделирования схем цифровой обработки сигналов, можно назвать следующие: Simulink (часть пакета Matlab), LabView, BioEra, BioExplorer (комерческие); BrainBay, BioEra 1.0.9 (с открытым исходным кодом). Все они предоставляют функциональность во многих случаях достаточную для обработки биосигналов. Серьезным недостатком коммерческих систем является их высокая стоимость, а у систем с открытым кодом – слабая техническая поддержка и ориентация на специфический класс задач. Среди приведенных систем только в BioEra планируется поддержка PDA-платформ (Personal Digital Assistant, тип сверхлегкого миниатюрного ПК с ЖК-экраном, клавиатурой и/или рукописным вводом), однако на данный момент она не реализована.

Исходя из особенностей мобильных систем (ограниченная память и быстродействие, минимизация энергопотребления) было принято решение разработать систему DSP-моделирования самостоятельно.

Цель статьи – обоснование возможностей разработки и оптимизация параметров визуальной среды моделирования, и реализации схем цифровой обработки биосигналов на мобильных устройствах с целью повышения информативности медико-биологических исследований и персонального контроля здоровья.

Разрабатываемая система должна удовлетворять следующим критериям:

– последовательность и методы обработки сигнала должны задаваться посредством диаграмм потоков данных (dataflow diagram);

– система должна позволять быстрое добавление не предусмотренных заранее блоков (алгоритмов) обработки данных (все программные интерфейсы должны быть открытыми);

- создание новых блоков обработки должно требовать минимального объема исходного кода;
- система должна требовать от пользователя минимум информации для своей работы, а также предупреждать его о явных или потенциальных ошибках в схеме обработки данных;
- графический интерфейс и управление работой системы должны быть построены с учетом особенностей мобильных устройств (малый размер экрана, специфичная клавиатура, сенсорный экран);
- обработка составленной схемы должна быть организована таким образом, чтобы минимизировать затраты вычислительных ресурсов и памяти.

В качестве первого этапа создания визуальной среды была поставлена задача разработки прототипа системы, исполняемой на персональном компьютере, для быстрой проверки и отладки ее работы.

Реализация прототипа системы. Для реализации системы, удовлетворяющей заданным критериям, необходимо конкретизировать основные аспекты ее работы. В рамках данного этапа были использованы следующие решения:

- схема обработки сигналов представляет собой набор блоков (элементов обработки), размещенных на плоскости, входы и выходы которых могут соединяться линиями передачи данных;
- каждый элемент, служащий источником сигнала или ресэмплером, генерирует сигналы со своей частотой выборки, а остальные элементы обрабатывают данные по мере их поступления;
- в качестве данных, передаваемых между блоками, могут использоваться скалярные или векторные отсчеты единичной или двойной точности;
- для хранения данных, поступающих на каждый вход, используется циклический буфер (для обеспечения работы в случае несинхронного прихода данных);
- в программном коде для всех элементов обработки используется один базовый класс, реализующий все стандартные части операций (создания и редактирования, сохранения и загрузки, отображения и обработки);
- режим обработки (измерения) заключается в последовательном вызове методов обработки всех активных блоков, и может быть прерван как по команде пользователя, так и по истечению некоторого времени;
- отображение сигналов выполняется непосредственно в элементах (например, "осциллограф" или "вольтметр"), что позволяет достичь большей наглядности схемы.

Для прототипирования системы в качестве языка программирования был выбран язык BlitzMax; для создания графического интерфейса была использована библиотека wxWidgets.

Апробация системы. Система была применена для тестирования алгоритма выделения *R-R*-интервала из ЭКГ (электрокардиограммы).

Измерение *R-R*-интервалов [8] (время между двумя последовательными сердечными сокращениями) необходимо для определения вариабельности сердечного ритма, что используется при оценке некоторых функций сердечной системы [9]. ЭКГ-сигнал в рассматриваемом случае представлял собой разность между наведенными потенциалами на двух электродах (подключенных к левой и правой руке соответственно), измеряемую прибором OpenEEG, либо модель такого сигнала [10].

На рис. 1 представлена схема тестового алгоритма для моделирования сигнала ЭКГ и измерения параметров *R-R* интервала. При моделировании ЭКГ использовался комбинированный сигнал U_{Σ} , состоящий из виртуальной кардиограммы U_{ECG} (с амплитудой *R*-зубца 1 мВ [8]), синусоидальной помехи 50 Гц U_{PL} [8] (амплитуда синфазной помехи, измеренная в жилом помещении – 30 мВ) и модельного миографического шума U_{MG} (белый шум с амплитудой 0,3 мВ [8], пропущенный через ФНЧ с граничной частотой 100 Гц [8]).



Рис. 1. Схема выделения *RR*-интервала в случае модельного сигнала

Этот комбинированный сигнал поступал на вход блока очистки ЭКГ (был использован метод очистки, описанный в [11]), к выходу которого подключены блоки, отвечающие за детектирование *R-R*-интервала. Для определения момента наступления очередного *R*-зубца использовалась следующая последовательность обработки:

- фильтрация частот выше нескольких десятых герца (для выравнивания изолинии), $U_{\sim} = \text{ФВЧ}(U_{CLEAN})$;
- возвведение в четную степень: $U_{2n} = (U_{\sim})^{2n}$;
- дифференцирование второго порядка: $U'' = d^2 U_{2n} / dt^2$;
- фильтрация частот ниже нескольких десятков герц (для подавления шумов, появляющихся после дифференцирования): $U_F = \text{ФНЧ}(U'')$;
- использование детектора для получения сигнала U_{NT} , уровень которого меньше амплитуды в области *R*-волны, но не меньше уровня шума, который заполняет промежутки между *R*-пиками. Детектор, по аналогии с одноименным схемотехническим элементом, характеризуется временами "заряда" и "разряда" и позволяет получать огибающую сигнала.

Продетектированный U_{NT} ("порог шума") и не продетектированный U_F ("исходный") сигналы подаются на входы блока определения R - R -интервала. Его работа была построена следующим образом: когда U_F в несколько раз превышает уровень U_{NT} , блок переключается в режим ожидания пересечения сигнала U_F с нулевым уровнем. В момент, когда это происходит, вычисляется очередное значение ЧСС, а сам блок на 0,1 секунды становится неактивным для предотвращения ложных срабатываний в области R -пика. Графики, иллюстрирующие работу выделителя R - R -интервала, приведены на рис. 2 (вертикальный масштаб не соблюден).

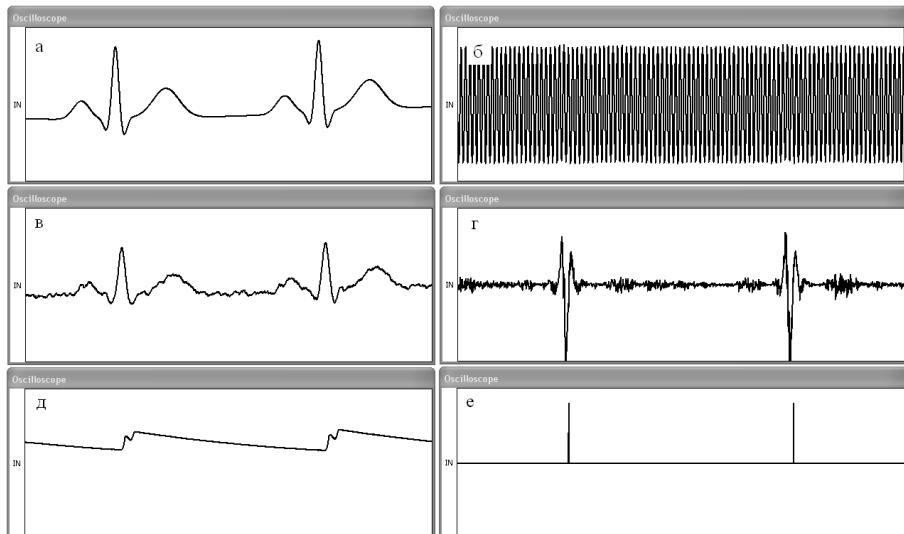


Рис. 2. Графики сигналов на различных этапах обработки: а) модельная ЭКГ; б) ЭКГ с наложенными на нее модельными сетевой помехой и миографическим шумом; в) очищенный от шума сигнал; г) вторая производная очищенного сигнала, возведенного в четную степень; д) продетектированный сигнал; е) результат работы выделителя R - R -интервала.

После отладки алгоритма на модельном сигнале его работа была проверена на сигнале реальной ЭКГ, поступающей с прибора OpenEEG. Аппаратная часть этого прибора содержит блок, выполняющий подавление синфазной помехи, поэтому очистка от сетевой помехи не требовалась. В дальнейшем рассмотренный алгоритм планируется применить при создании мобильной системы для персонального мониторинга биосигналов.

Выходы. Предложена среда визуального моделирования схем цифровой обработки сигналов, ориентированная на работу в мобильных устройствах. Результаты тестирования прототипа среды для задачи выделения

R-R-интервала подтвердили работоспособность программно-алгоритмического обеспечения системы, что позволит создать на ее основе систему для мобильных устройств контроля состояния здоровья.

Список литературы: 1. Ehealth: report by the Secretariat // Fifty-Eighth World Health Assembly / World Health Organization. – 2005. – 7 April. 2. Глибіцький Д.М. Аналіз можливостей портативних бытовых биомоніторів / Д.М. Глибіцький // Труды Всероссийской научно-технической конференции студентов, молодых ученых и специалистов "Биотехнические, медицинские и экологические системы и комплексы" ("БИОМЕДСИСТЕМЫ-2008"). – Рязань, 2008. – С. 306-307. 3. Julio Abascal. Universal Access to Mobile Telephony as a Way to Enhance the Autonomy of Elderly People / Abascal Julio, Civit Anton / Proceedings of the Workshop on Universal Usability of Ubiquitous Computing. – ACM Press, New York. – 2001. 4. Айфичер Э.С. Цифровая обработка сигналов: практический подход / Э.С. Айфичер, Барри У. Джервис. – М.: Вильямс, 2004. – 992 с. 5. Гольденберг Л.М. Цифровая обработка сигналов: справочник / Л.М. Гольденберг, Б.Д. Матюшкин, М.Н. Поляк. – М.: Радио и связь, 1985. – 312 с. 6. Сергиенко А.Б. Цифровая обработка сигналов / А.Б. Сергиенко. – СПб.: Питер, 2003. – 604 с. 7. Bianchi L. Introducing BF++: A C++ Framework for Cognitive Bio-Feedback Systems Design / L. Bianchi, F. Babiloni, F. Cincotti, S. Salinari, M.G. Marciani // Methods of Information in Medicine. – Schattauer. – 2003. – Vol. 42. – № 1. – P. 104-110. 8. Gari D. Advanced Methods and Tools for ECG Data Analysis / D. Gari Clifford, Francisco Azuaje, Patrick E. McSharry. – Boston; London: Artech house, 2006. – XV, 384 p. 9. Science of the Heart: Exploring the Role of the Heart in Human Performance. – Boulder Creek (California): Int of HeartMath, 2001. – 72 p. 10. McSharry Patrick E. A dynamical model for generating synthetic electrocardiogram signals / Patrick E. McSharry, Gari Clifford, Lionel Tarassenko, Leonard A. Smith // IEEE Transactions on Biomedical Engineering. – 2003. – Vol. 50. – №. 3. – P. 289-294. 11. Levkov Chavdar Removal of power-line interference from the ECG: a review of the subtraction procedure / Chavdar Levkov, Georgy Mihov, Ratcho Ivanov etc. // BioMedical Engineering OnLine. – 2005. – Vol. 4. – P. 50-68.

УДК 004.4'236

Розробка візуального середовища моделювання цифрової обробки біосигналів для мобільних платформ / Дацок О.М., Глибіцький Д.М. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 52 – 57.

Розглянуто проблему розширення можливостей програмного забезпечення, що працює з пристроями персонального контролю здоров'я. Проаналізовані засоби розв'язання розглянутої задачі у сфері цифрової обробки сигналів. Розроблено прототип реалізації візуального середовища моделювання цифрової обробки біосигналів. Роботу системи розглянуто на прикладі виділення *R-R*-інтервалу електрокардіограми. Іл.: 2. Бібліогр.: 11 назв.

Ключові слова: цифрова обробка сигналів, візуальне середовище моделювання, *R-R*-інтервал, електрокардіограма.

UDC 004.4'236

Development of visual modeling environment of digital biosignal processing / Datsok O.M., Glibitsky D.M. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 52 – 57.

A problem of enhancement of software that works with personal healthcare devices is considered. Ways of solving this problem in the sphere of digital signal processing are analyzed. An implementation of visual modeling environment prototype for digital signal processing is proposed. Extraction of *R-R*-interval from electrocardiogram is considered as an example of the system's operation. Figs: 2. Refs: 11 titles.

Key words: digital signal processing, visual modeling environment, *R-R*-interval, electrocardiogram.

Поступила в редакцию 13.04.2010

С.М. ДЗЮБА, д-р физ.-мат. наук, проф., зав. каф. РВС ГОУ ВПО ТГТУ (г. Тамбов),

Н.В. БЕЛЯНИНА, канд. техн. наук, доц., зав. каф. информатика НАЧОУ ВПО СГА (г. Москва),

М.Н. ПРОКОПЕНКО, канд. техн. наук, доц. каф. информационных технологий ГОУ ДПО БелРИПКПС (г. Белгород),

С.А. СЕРОВИКОВ, аспирант НАЧОУ ВПО СГА (г. Белгород)

ПРИМЕНЕНИЕ ИНФОРМАЦИОННЫХ ТЕХНОЛОГИЙ ДЛЯ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО МОНИТОРИНГА ЗАГРЯЗНЕНИЯ АТМОСФЕРЫ МЕГАПОЛИСОВ

В работе показано использование современных информационных технологий для решения актуальной прикладной задачи экологического мониторинга загрязнения атмосферы мегаполисов. Ил.: 2. Табл.: 1. Библиогр.: 11 назв.

Ключевые слова: информационные технологии, экологический мониторинг, загрязнение атмосферы.

Постановка проблемы. Уровень жизни населения, проживающего в крупных промышленных городах, определяется многими параметрами, основным из которых по данным ООН является индекс развития человеческого потенциала, включающий такие составляющие как уровень доходов, уровень образования и продолжительность жизни. В свою очередь, продолжительность жизни на 50% зависит от образа жизни; на 20% – от генетической наследственности человека; на 20% – от экологической обстановки в местах проживания человека и на 10% – от состояния здоровья человека. Причем последние два показателя имеют четко выраженную корреляционную связь.

При оценке экологического состояния городской среды доминирующими можно назвать загрязнение воздуха выбросами автомобильного транспорта. Для оздоровления экологической обстановки необходимо создание системы экологической защиты, решающей задачи по осуществлению мониторинга воздушной среды, оперативному обнаружению текущего изменения состояния выбросов в атмосфере, прогнозу их распространения в пространстве и выявлению мест повышенной концентрации вредных веществ с целью принятия обоснованных административных решений по санитарно-гигиеническим, проектно-техническим и другим мероприятиям.

Таким образом, проблема организации экологического мониторинга загрязнения атмосферы от автотранспорта является актуальной.

Анализ литературы. В [1 – 3] представлено описание и задачи проведения экологического мониторинга загрязнения атмосферы мегаполисов, в частности, выбросами от автотранспорта. В [4 – 7] дано общее описание

математических методов, использованных при разработке математических моделей, позволяющих рассчитывать значения концентрации загрязняющих веществ в зависимости от различных наборов исходных данных. В [8, 9] выполнен обзор ГИС, а в [10, 11] приведены некоторые результаты разработки.

Цель статьи – разработка пользовательского приложения на базе ГИС, позволяющего качественно и количественно оценить уровень загрязнения приземного слоя атмосферы мегаполиса выбросами от автотранспорта.

Сущность экологического мониторинга. При интенсивной урбанизации и росте мегаполисов автомобильный транспорт стал самым неблагоприятным экологическим фактором в охране здоровья человека и природной среды в городе. Проблема загрязнения воздушной среды города выбросами от автотранспорта в последние годы становится наиболее актуальной для мегаполисов. Это связано, во-первых, с тенденцией увеличения автотранспорта вдвое за каждые 3 – 5 лет и возрастанием количества производимых им выбросов до половины общего количества выбросов загрязняющих веществ в крупных городах; во-вторых, автотранспорт относится к подвижным источникам загрязнения, пространственная рассредоточенность которых в непосредственной близости к жилым районам создает общий повышенный фон загрязнения и осложняет внедрение технических средств защиты от загрязнения; в-третьих, низкое пространственное положение источника загрязнения от земной поверхности (в крупных городах примеси в основном сосредоточены в слое толщиной 1 – 2 км, а в небольших городах – несколько сотен метров) приводит к тому, что отработанные газы автомобилей скапливаются в зоне дыхания людей, слабее рассеиваются ветром по сравнению с промышленными выбросами и, естественно, негативно сказываются на здоровье людей.

Экологический мониторинг – это информационная система наблюдений, оценки и прогноза изменений в состоянии окружающей среды, созданная с целью выделения антропогенной составляющей этих изменений на фоне природных процессов.

Мониторинг включает три основных направления деятельности:

1. Наблюдения за факторами воздействия и состоянием среды.
2. Оценку фактического состояния среды.
3. Прогноз состояния окружающей природной среды и оценку прогнозируемого состояния.

Следует принять во внимание, что сама система мониторинга не включает деятельность по управлению качеством среды, но является источником необходимой для принятия экологически значимых решений информации.

Система мониторинга реализуется на нескольких уровнях, которым соответствуют специально разработанные программы:

- импактном (изучение сильных воздействий в локальном масштабе);
- региональном (проявление проблем миграции и трансформации загрязняющих веществ, совместного воздействия различных факторов, характерных для экономики региона);
- фоновом (на базе биосферных заповедников, где исключена всякая хозяйственная деятельность).

В идеальном случае система импактного мониторинга должна накапливать и анализировать детальную информацию о конкретных источниках загрязнения и их воздействии на окружающую среду.

Информация, полученная в результате измерений, позволяет в определенном смысле следить за поведением исследуемой системы, однако основная задача заключается в оценке возможных последствий тех или иных воздействий и в поиске оптимальных решений при планировании хозяйственной деятельности с учетом допустимых нагрузок на окружающую среду и социально-экономических критериев. Поэтому только с помощью экспериментальных исследований в сочетании с методами математического моделирования можно сформулировать эффективные подходы к решению данного класса задач.

Роль математического моделирования в экологическом мониторинге.

Развитие методов прогноза загрязнения воздуха основывается на результатах теоретического и экспериментального изучения закономерностей распространения примесей от их источников. Такое изучение определяется главным образом по двум направлениям. Одно из них состоит в разработке теории атмосферной диффузии. Другое направление связано, в основном, с эмпирико-статистическим анализом распространения загрязняющих веществ в атмосфере и с использованием для этой цели интерполяционных моделей, большей частью, гауссовского типа.

Первое направление является более универсальным, поскольку позволяет исследовать распространение примесей от источников различного типа при разных характеристиках среды. Оно дает возможность использовать параметры турбулентного обмена, применяемые в метеорологических задачах тепло- и влагообмена в атмосфере. Это обстоятельство весьма существенно для практического использования результатов теории к прогнозированию загрязнения воздуха с учетом ожидаемого изменения метеорологических условий.

К сожалению, сложность в получении оперативной информации о выбросах, а также недостаточное развитие пригодных для оперативного использования схем прогноза вертикального распределения метеорологических величин ограничивает внедрение методов численного прогноза загрязнения воздуха и затрудняет совершенствование прогностических схем. Наряду с моделями прогноза локальных концентраций для городов целесообразна разработка моделей прогноза осредненных характеристик загрязнения воздуха, более тесно связанных для обширных

районов города с метеорологическими параметрами. Использование средних характеристик и других методов фильтрации и сглаживания случайных процессов может существенно повышать оправдываемость прогноза.

Сравнительно просты для описания закономерностей распределения примесей гауссовые модели, чем и объясняется довольно широкое использование в различных странах работ второго направления.

В ряде стран получили распространение методы, в которых в качестве предикторов и предикатов используются только метеорологические данные. Такие методы рекомендуется использовать, прежде всего, при наличии обширных индустриальных территорий, слабо освещенных данными наблюдений за содержанием примесей в воздухе. В районах, где организован регулярный контроль загрязнения атмосферы, рекомендуется, как определенный шаг вперед, использовать статистические схемы, в число предикторов которых входят и измеренные значения концентраций. Достоинством этих схем является разработанность формального аппарата, относительная простота реализации, возможность эффективного использования в рамках систем автоматизированного контроля загрязнения атмосферы и достаточно высокая оправдываемость.

Ограниченнность статистических схем связана, главным образом, с недостаточной степенью физичности используемых моделей (или предполагаемых связей), и с малой разработанностью методов статистического прогноза сравнительно редко встречающихся явлений, что имеет место для случаев особо высокого загрязнения воздуха, а также с трудностями учета изменений в режиме выбросов в атмосферу. При оценке статистико-эмпирических методов прогноза загрязнения воздуха в городах следует учесть, что оно обусловлено действием большого числа факторов, а интервал наблюдений ограничен. Поэтому применение наиболее современных способов статистического анализа не всегда достаточно и для повышения их эффективности нужно выяснить влияние ряда главных факторов на основании физических соображений.

Между этими двумя подходами существует близкая связь, они описывают одно и тоже явление, однако области их применения не всегда перекрываются. Имеется ряд задач атмосферной диффузии, где рассмотрение возможно только на основе одной из этих теорий. С точки зрения практического применения возможность сопоставления результатов двух различных подходов к описанию турбулентной диффузии оказывается весьма полезной. Она позволяет обоснованно выбирать коэффициенты полуэмпирического уравнения для определенных задач, определять в конкретных случаях область применимости того или иного подхода, поскольку каждый из них имеет и преимущества и недостатки. В частности, в некоторых случаях рационально применять комбинацию этих подходов.

Таким образом, с точки зрения практического применения, методы прогноза загрязнения воздуха должны сочетать в себе преимущества

указанных методов моделирования. Значительные возможности здесь связаны с совершенствованием численных методов прогноза на основе более полного учета физики и химии атмосферных процессов, определяющих загрязнение воздуха, с широким использованием данных автоматизированных систем контроля загрязнения воздуха.

Применение геоинформационных систем для экологического мониторинга. Для реализации разработанных математических моделей необходимо применение высокотехнологичного ПО. Поскольку работа во многом связана с картографической информацией, визуализацией результатов расчетов, то поиск необходимого ПО можно провести в классе геоинформационных систем (ГИС). Анализ и сравнительная оценка существующих на рынке геоинформационных мониторинговых систем (ГИМС) показал, что ни одна из них не обладает возможностью взаимодействия ГИМС с другими приложениями и внешними техническими устройствами, осуществляющими регулирование транспортного движения с целью минимизации вреда, наносимого населению, и не отвечает в полной мере требованиям открытости программных кодов мониторинговых систем (таблица). Таким образом, определяется необходимость создания ГИМС-приложения, которое позволит совмещать процедуры визуализации и расчета значений концентраций загрязняющих веществ, что, в свою очередь, даст возможность оценить уровень экологической опасности рассматриваемой ограниченной территории и выработать предложения по его снижению.

Результаты работы пользовательского ГИМС-приложения, осуществляющего экологический мониторинг. В обобщенном виде разработанное ГИМС-приложение представляет собой совокупность отдельных модулей, интегрированных в единую программную оболочку (рис. 1). Принцип модульности предполагает процесс синтеза ГИМС-приложения как совокупности связанных компонент, допускающих их относительно независимую разработку и использование.

Носителем информации о значении концентрации вредного вещества в какой-либо точке рассматриваемого участка может быть семантическая характеристика некоторого точечного объекта, который не имеет реального представления на местности. Карта района поделена на ячейки заданного размера, а в узлах "сетки" расположены реперные точки, несущие помимо метрической информации – координат положения на карте, числовую семантическую характеристику, представляющую собой рассчитанные по математической модели значения концентраций вредных примесей в атмосферном воздухе.

Для визуализации результатов было предложено применить растр качеств – растровая модель местности, получаемая путем анализа свойств объектов местности, градации их по заданным уровням и заполнения элементов растра соответствующим цветом.

Таблица

Сравнительная характеристика программных продуктов, предназначенных для оценки экологической ситуации на местности

<i>Возможности программных комплексов</i>	<i>Zone</i>	<i>Arcview GIS</i>	<i>Магистраль</i>
Поддержка полной цифровой модели ландшафта (включая характеристики подстилающей поверхности, рельеф, здания и сооружения, автомагистрали, прочие источники антропогенного загрязнения)	ДА	ДА	НЕТ
Расчет трехмерных полей загрязнения атмосферы с учетом экранирующего влияния зданий	ДА	НЕТ	НЕТ
Использование встроенных методических материалов по организации расчетов	ДА	НЕТ	ДА
Ввод и учет в вычислениях текущей метеорологической информации	ДА	ДА	ДА
Формы представления оценки интенсивности осаждения примесей на подстилающую поверхность	ДА	ДА	ДА
Расчет полей среднегодовых концентраций	ДА	ДА	ДА
Возможность прогноза развития ситуации на основании имеющихся данных	ДА	ДА	ДА
Совместимость форматов данных с другими программами	НЕТ	ДА	НЕТ
Открытость модификации	НЕТ	ДА	НЕТ
Необходимость применения других программных средств и расчетных модулей	ДА	ДА	ДА
Возможность подключения внешних технических устройств	НЕТ	НЕТ	НЕТ
Разработчик	ЗАО "Лен Эко Софт"	ESRI (США)	Фирма "Интег-рал"

Полученные при заданных параметрах расчета значения концентраций вредных веществ, растровые представления расчетных оценок приземной концентрации вредных веществ, показаны на рис. 2.

Отображение полученного растра совместно с цифровой картой изучаемого района мегаполиса позволяет выделить зоны особой опасности для населения, интенсивность автомобильного движения вблизи которых требует существенного снижения. Таким образом, разработанное ГИМС-приложение позволяет оценить уровень экологической опасности рассматриваемой территории и выработать предложения по его снижению.

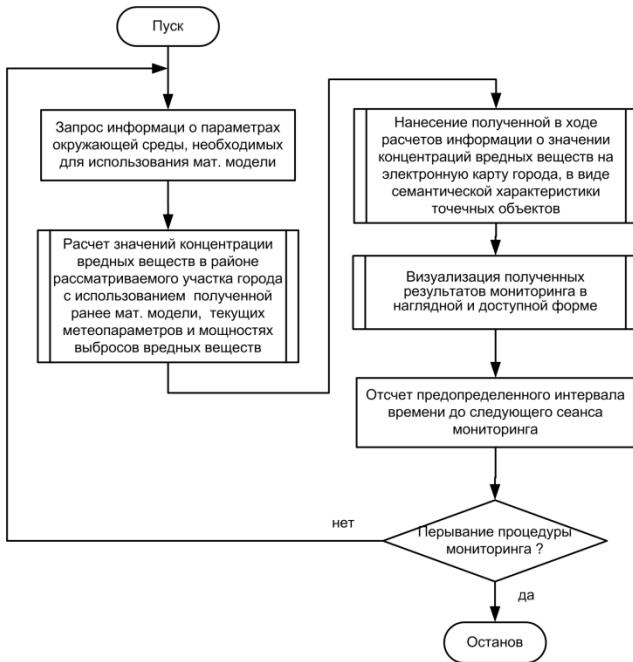


Рис. 1. Схема функционирования ГИМС-приложения

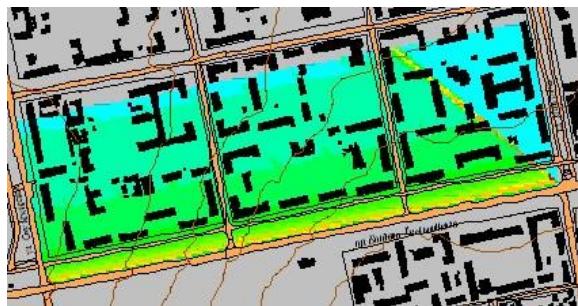


Рис. 2. Растворные представления расчетных оценок приземной концентрации вредных веществ

Выходы. 1. Проведен анализ существующих геоинформационных мониторинговых систем, показавший, что для достижения поставленной в исследовании цели необходимо создать авторское ГИМС-приложение, позволяющее совмещать процедуры визуализации и расчета значений концентраций загрязняющих веществ. 2. Разработана математическая модель, позволяющая проводить расчеты значений концентрации загрязняющих

веществ в атмосфере с учетом гидрометеорологических условий и антропогенных факторов. 3. Разработано прикладное ГИМС-приложение, позволяющее проводить расчет значений концентрации загрязняющих веществ в атмосфере и проводить визуализацию полей концентраций на цифровой карте города.

Список литературы: 1. Пененко В.В. Модели и методы для задач охраны окружающей среды / В.В. Пененко, А.Е. Алоян. – Новосибирск: Наука, 1985. – 256 с. 2. Русак И.Г. Структура и возможности информационно-аналитической системы экологического мониторинга Ижевска / И.Г. Русак, М.М. Горюхов, А.В. Мирюков, Б.В. Севастьянов // Информационные технологии в инновационных проектах: Тр. III Междунар. науч.-технич. конференции (23-24 мая 2001 г.). – Ч. 1. – Ижевск: Изд-во Ижевского радиозавода, 2001. – С. 65-67. 3. Прокопенко М.Н. Мероприятия, направленные на снижение выбросов автотранспорта / М.Н. Прокопенко // Сводный том "Охрана атмосферы и предельно допустимые выбросы (ПДВ) города Белгорода". – Белгород, 2008. – С. 71-89. 4. Берлянд М.Е. Прогноз регулирования загрязнения атмосферы / М.Е. Берлянд. – Л.: Гидрометеоиздат, 1985. – 272 с. 5. Мирюков А.В. Моделирование распространения примесей в атмосфере от источников загрязнения / А.В. Мирюков // Высокие технологии в механике: Матер., науч.-практ. конференции. – Ижевск: Изд-во ИжГТУ, 2002. – С. 87. 6. Атмосферная турбулентность и моделирование распространения примесей / Под ред. А.М. Яглома. – Л.: Гидрометеоиздат, 1985. – 352 с. 7. Софиев М.А. Оценка выбросов загрязняющих веществ в атмосферу по данным моделирования и измерений / М.А. Софиев, В.Ф. Софиева // Математическое моделирование. – 2000. – Т. 12. – № 4. – С. 20-32. 8. Коваль В.Н. Изменение экологической обстановки в г. Белгороде с учетом прироста автотранспорта / В.Н. Коваль, М.Н. Прокопенко // Экологические системы и приборы. – 2009. – № 3. – С. 20-23. 9. Прокопенко М.Н. Возможность применения распределенных вычислений в решении задачи экологического мониторинга / М.Н. Прокопенко, С.А. Серовиков // Гуманитарные науки: сборник научных трудов: вып. 16 / Современная гуманитарная академия, Белгородский филиал. – Белгород: ООО "ГиК", 2008. – С. 201-210. 10. Парашук Е.М. Результаты моделирования распространения выбросов автотранспорта на ограниченной территории города / Е.М. Парашук, В.Н. Коваль, М.Н. Прокопенко // Экологические системы и приборы. – 2007. – № 3. – С. 56-59. 11. Прокопенко М.Н. Геоинформационная система экологического мониторинга загрязнения атмосферы от автотранспорта на ограниченной территории / М.Н. Прокопенко // Молодые ученые СГА. – М.: СГУ, 2009. – С. 27-31.

УДК 004.94

Вживання інформаційних технологій для вирішення завдань екологічного моніторингу забруднення атмосфери мегаполісів / Дзюба С.М., Беляніна Н.В., Прокопенко М.М., Серовіков С.А. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ", – 2010. – № 21. – С. 58 – 65.

У роботі показано використання сучасних інформаційних технологій для вирішення актуального прикладного завдання екологічного моніторингу забруднення атмосфери мегаполісів. Іл.: 2. Табл.: 1. Бібліогр.: 11 назв.

Ключові слова: інформаційні технології, екологічний моніторинг, забруднення атмосфери.

UDC 004.94

The application of Information technologies for ecological monitoring of megalopolis air pollution / Dzjuba S.M., Beljanina N.V., Prokopenko M.N., Serovikov S.A. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI", – 2010. – № 21. – P. 58 – 65.

The article shows how to use modern Information technologies to solve an actual application problem dealt with ecological monitoring of megalopolis air pollution. Figs: 2. Tabl.: 1. Refs: 11 titles.

Key words: Information technologies, ecological monitoring, air pollution.

Поступила в редакцию 13.10.2009

В.Д. ДМИТРИЕНКО, д-р тех. наук, проф., НТУ "ХПИ" (г. Харьков),
А.Ю. ЗАКОВОРОТНЫЙ, ст. преподаватель, НТУ "ХПИ" (г. Харьков),
Н.В. МЕЗЕНЦЕВ, ст. преподаватель, НТУ "ХПИ" (г. Харьков)

ЛИНЕАРИЗАЦИЯ НЕЛИНЕЙНОЙ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ДИЗЕЛЬ-ПОЕЗДА С ТЯГОВЫМ АСИНХРОННЫМ ПРИВОДОМ МЕТОДАМИ ГЕОМЕТРИЧЕСКОЙ ТЕОРИИ УПРАВЛЕНИЯ

Рассматривается синтез линейной математической модели дизель-поезда с тяговым асинхронным приводом на основе динамической линеаризации модели объекта управления средствами геометрической теории управления. На основании последовательности инволютивных распределений получена линейная математическая модель в форме Бруновского. Приводится сравнение процессов в исходной и полученной линейной системе, которое подтверждает правильность выполненных преобразований. Ил.: 2. Библиогр.: 10.

Ключевые слова: линейная математическая модель, тяговый асинхронный привод, геометрическая теория управления, инволютивные распределения.

Постановка проблемы и анализ литературы. В современных условиях все более важное значение для железных дорог Украины приобретает снижение энергозатрат при перевозке грузов и пассажиров. Внедрение тяговых электроприводов с трехфазными асинхронными двигателями, которые по экономическим показателям превосходят приводы с двигателями на постоянном токе, – один из путей экономии энергоресурсов. Однако уменьшение потребления энергоресурсов возможно не только за счет внедрения более экономических приводов, но и за счет оптимизации режимов управления подвижным составом. В связи с этим актуальны работы, направленные на создание новых экономичных систем управления тяговым асинхронным приводом и на разработку систем поддержки принятия решений машинистом при управлении подвижным составом.

Теоретическими исследованиями, связанными с поиском оптимальных законов управления движением составов, занимались многие ученые [1 – 6], однако приемлемая по точности математическая модель тягового асинхронного двигателя содержит не менее пяти обыкновенных нелинейных дифференциальных уравнений. Как видно из [7, 8], синтез оптимальных регуляторов для таких нелинейных объектов с помощью большинства известных методов теории оптимального управления весьма затруднен или практически невозможен. В связи с этим в работах [6, 9] была предпринята попытка получить с помощью геометрической теории управления линейную модель объекта управления, эквивалентную исходной нелинейной модели привода, и с ее помощью выполнить синтез регулятора для электропривода. Однако в этих работах в математической модели объекта управления, в

качестве которого рассматривался отечественный дизель-поезд ДЭЛ-02, не учитывалось движение состава, но при управлении тяговым асинхронным приводом важно не только поведение привода, но и график движения и расстояние, проходимое составом за интервал времени управления. В связи с этим важно уточнение модели объекта управления для целей поиска оптимальных управлений с помощью этой модели.

Целью статьи является синтез уточненной линейной математической модели дизель-поезда с тяговым асинхронным приводом на основе динамической линеаризации модели объекта управления средствами геометрической теории управления.

Движение дизель-поезда по перегону может быть описано системой обыкновенных дифференциальных уравнений вида:

$$\frac{dS}{dt} = k\Omega; \quad (1)$$

$$\frac{d\Omega}{dt} = k_1 \mu \Psi_d i_q - a_{21}\Omega - a_{22}\Omega^2; \quad (2)$$

$$\frac{d\Psi_d}{dt} = -\alpha\Psi_d + \alpha L_m i_d; \quad (3)$$

$$\frac{di_d}{dt} = -\gamma i_d + p\Omega i_q + \alpha L_m \frac{i_q^2}{\Psi_d} + \alpha\beta\Psi_d + \frac{1}{\sigma L_s} u_d; \quad (4)$$

$$\frac{di_q}{dt} = -\gamma i_q - p\Omega i_d - \alpha L_m \frac{i_d i_q}{\Psi_d} - p\beta\Omega\Psi_d + \frac{1}{\sigma L_s} u_q; \quad (5)$$

$$\frac{d\rho}{dt} = p\Omega + \alpha L_m \frac{i_q}{\Psi_d}, \quad (6)$$

где S – расстояние, отсчитываемое от начала перегона; t – время; k, k_1, a_{21}, a_{22} – постоянные коэффициенты; Ω – угловая скорость вращения эквивалентного асинхронного двигателя; $\Omega k = V$ – скорость движения дизель-поезда; $\mu = pL_m/JL_r$; p – число пар полюсов статора двигателя; L_m – индуктивность контура намагничивания; J – момент инерции, приведенный к валу двигателя; L_r – полная индуктивность ротора; $\Psi_d = \sqrt{\Psi_{ur}^2 + \Psi_{vr}^2}$ – потокосцепление ротора двигателя; Ψ_{ur}, Ψ_{vr} – потокосцепления ротора двигателя по осям u и v ; $i_q = i_{vs} \cos\rho - i_{us} \sin\rho$ – ток статора по оси q в системе координат d, q ; i_{vs}, i_{us} – статорные токи по осям u и v ; $\rho = \arcsin\left(\Psi_{vr}/\sqrt{\Psi_{ur}^2 + \Psi_{vr}^2}\right)$ или $\rho = \arccos\left(\Psi_{ur}/\sqrt{\Psi_{ur}^2 + \Psi_{vr}^2}\right)$; $\alpha = 1/T_r$; T_r –

постоянная времени ротора двигателя; $i_d = i_{us} \cos \rho - i_{vs} \sin \rho$ – ток статора по оси d в системе координат d, q ; $\gamma = \frac{R_r L_m^2}{\sigma L_s L_r^2} + \frac{R_s}{\sigma L_s}$; σ – полный коэффициент рассеяния; L_s – полная индуктивность статора; $\beta = L_m / (\sigma L_s L_r)$; $u_d = u_{us} \cos \rho + u_{vs} \sin \rho$; $u_q = u_{vs} \cos \rho + u_{us} \sin \rho$.

Введем в правые части уравнений (4), (5) объекта управления новые управлении

$$u_1 = p\Omega i_q + \alpha L_m i_q^2 / \Psi_d + \alpha \beta \Psi_d + u_d / (\sigma L_s); \quad (7)$$

$$u_2 = -p\Omega i_d - \alpha L_m i_d i_q / \Psi_d - p \beta \Omega \Psi_d + u_q / (\sigma L_s). \quad (8)$$

Обозначив $x_1 = S$; $x_2 = \Omega$; $x_3 = \Psi_d$; $x_4 = i_d$; $x_5 = i_q$; $x_6 = \rho$; $a_{12} = k$; $a_{22} = -a_{21}$; $a_{222} = -a_{22}$; $a_{235} = k_1 \mu$; $a_{33} = -\alpha$; $a_{34} = \alpha L_m$; $a_{44} = -\gamma$; $a_{55} = -\gamma$; $a_{62} = p$; $a_{635} = \alpha L_m$ и подставив управлении (7), (8) в уравнения (4), (5) получим следующую модель движения дизель-поезда по перегону:

$$\begin{aligned} \frac{dx_1}{dt} &= a_{12} x_2; \\ \frac{dx_2}{dt} &= a_{22} x_2 + a_{222} x_2^2 + a_{235} x_3 x_5; \\ \frac{dx_3}{dt} &= a_{33} x_3 + a_{34} x_4; \\ \frac{dx_4}{dt} &= a_{44} x_4 + u_1; \\ \frac{dx_5}{dt} &= a_{55} x_5 + u_2; \\ \frac{dx_6}{dt} &= a_{62} x_2 + a_{635} \frac{x_5}{x_3}. \end{aligned} \quad (9)$$

Определим возможность преобразования нелинейной системы уравнений (9) к форме Бруновского [6, 8]. Для этого определим, выполняются ли условия

инволютивности для последовательности распределений M^0, M^1, M^2 [8, 10]. С системой дифференциальных уравнений (9) связаны векторные поля

$$X(x) = \begin{vmatrix} f_1 = a_{12}x_2 \\ f_2 = a_{22}x_2 + a_{222}x_2^2 + a_{235}x_3x_5 \\ f_3 = a_{33}x_3 + a_{34}x_4 \\ f_4 = a_{44}x_4 \\ f_5 = a_{55}x_5 \\ f_6 = a_{62}x_2 + a_{635}\frac{x_5}{x_3} \end{vmatrix}; \quad Y_1 = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix}; \quad Y_2 = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{vmatrix},$$

где $x = (x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6)$.

Поскольку векторные поля Y_1 и Y_2 постоянны, то распределение $M^0 = \text{span}\{Y_1, Y_2\}$ – инволютивно и $\dim M^0 = 2$; $\text{span}\{Y_1, Y_2\}$ – линейная оболочка векторов Y_1 и Y_2 ; $\dim M^0$ – размерность распределения M^0 [10].

Рассмотрим распределение $M^1 = \text{span}\{Y_1, Y_2, L_X Y_1, L_X Y_2\}$, где $L_X Y_1$ и $L_X Y_2$ – производные Ли вдоль векторного поля X векторных полей Y_1 и Y_2 :

$$\begin{aligned} L_X Y_1 &= [X, Y_1] = \frac{\partial Y_1}{\partial x} X - \frac{\partial X}{\partial x} Y_1 = -\frac{\partial X}{\partial x} Y_1 = \\ &= - \begin{vmatrix} \frac{\partial f_1}{\partial x_1} & \frac{\partial f_1}{\partial x_2} & \frac{\partial f_1}{\partial x_3} & \frac{\partial f_1}{\partial x_4} & \frac{\partial f_1}{\partial x_5} & \frac{\partial f_1}{\partial x_6} \\ \frac{\partial f_2}{\partial x_1} & \frac{\partial f_2}{\partial x_2} & \frac{\partial f_2}{\partial x_3} & \frac{\partial f_2}{\partial x_4} & \frac{\partial f_2}{\partial x_5} & \frac{\partial f_2}{\partial x_6} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial f_6}{\partial x_1} & \frac{\partial f_6}{\partial x_2} & \frac{\partial f_6}{\partial x_3} & \frac{\partial f_6}{\partial x_4} & \frac{\partial f_6}{\partial x_5} & \frac{\partial f_6}{\partial x_6} \end{vmatrix} \cdot \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ -a_{33} \\ -a_{44} \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix}; \end{aligned}$$

$$L_X Y_2 = [X, Y_2] = \frac{\partial Y_2}{\partial x} X - \frac{\partial X}{\partial x} Y_2 = -\frac{\partial X}{\partial x} Y_2 = \left| 0, -a_{235}x_3, 0, 0, -a_{55}, -\frac{a_{635}}{x_3} \right|^T.$$

Для инволютивности распределения M^1 необходимо выполнение условия $\text{rank}(Y_1, Y_2, L_X Y_1, L_X Y_2, [X_i, X_j]) = 4$, где X_i, X_j – векторные поля из

семейства $(Y_1, Y_2, L_X Y_1, L_X Y_2)$. Поскольку $[L_X Y_1, L_X Y_2] = \frac{\partial(L_X Y_2)}{\partial x} L_X Y_1 -$

$$-\frac{\partial(\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1)}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2 = \frac{\partial(\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2)}{\partial \mathbf{x}} \begin{vmatrix} 0, 0, -a_{33}, -a_{44}, 0, 0 \end{vmatrix}^T = \begin{vmatrix} 0, a_{33}a_{235}, 0, 0, 0, -\frac{a_{33}a_{635}}{x_3^2} \end{vmatrix}^T,$$

то ранг матрицы $\mathbf{R} = (\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2, [\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2])$ равен пяти.

В связи с этим распределение \mathbf{M}^1 не является инволютивным. Для определения канала, в который необходимо вводить интегратор, проверим инволютивность подраспределений $\mathbf{M}_1^1 = \text{span}\{\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1\}$ и $\mathbf{M}_2^1 = \text{span}\{\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2\}$. Очевидно, что $[\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2] = [\mathbf{Y}_1, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1] = [0, 0, 0, 0, 0, 0]$.

Имеем также, $[\mathbf{Y}_2, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1] = \frac{\partial(\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1)}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{Y}_2 - \frac{\partial \mathbf{Y}_2}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_1 = [0, 0, 0, 0, 0, 0]$;

$$[\mathbf{Y}_1, \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2] = \frac{\partial(\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2)}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{Y}_1 - \frac{\partial \mathbf{Y}_1}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2 = \frac{\partial(\mathbf{L}_X \mathbf{Y}_2)}{\partial \mathbf{x}} \mathbf{Y}_1 = [0, 0, 0, 0, 0, 0]. \text{ Поэтому оба}$$

распределения \mathbf{M}_1^1 и \mathbf{M}_2^1 являются инволютивными и имеют одинаковую размерность, равную трем. Таким образом интегратор или дополнительную переменную можно вводить в любой канал. Однако, как показывают вычисления, один интегратор не позволяет решить проблему получения необходимого числа инволютивных распределений для расширенной системы. В расширенной системе распределение \mathbf{M}^1 становится инволютивным, однако распределение \mathbf{M}^2 уже не является инволютивным. Поэтому введем во вторую подсистему уравнений два интегратора.

Обозначим $u_1^* = u_1$ и введем дополнительные фазовые координаты x_7 и x_8 в канал, связанный со вторым управлением u_2 : $x_7 = u_2$, $\frac{dx_7}{dt} = x_8$, $\frac{dx_8}{dt} = u_2^*$. С расширенной моделью объекта управления связаны векторные поля:

$$\mathbf{X}^*(\mathbf{x}^*) = \begin{vmatrix} a_{12}x_2 \\ a_{22}x_2 + a_{222}x_2^2 + a_{235}x_3x_5 \\ a_{33}x_3 + a_{34}x_4 \\ a_{44}x_4 \\ a_{55}x_5 + x_7 \\ a_{62}x_2 + a_{635}\frac{x_5}{x_3} \\ x_8 \\ 0 \end{vmatrix}; \quad \mathbf{Y}_1^* = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix}; \quad \mathbf{Y}_2^* = \begin{vmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{vmatrix},$$

Для расширенной модели объекта управления распределение $\mathbf{M}^{0^*} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*\}$ – инволютивно и $\dim \mathbf{M}^{0^*} = 2$.

Поскольку

$$\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^* = [\mathbf{X}^*, \mathbf{Y}_1^*] = \frac{\partial \mathbf{Y}_1^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{X}^* - \frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{Y}_1^* = [0, 0, -a_{34}, -a_{44}, 0, 0, 0, 0]^T;$$

$$\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^* = [\mathbf{X}^*, \mathbf{Y}_2^*] = \frac{\partial \mathbf{Y}_2^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{X}^* - \frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{Y}_2^* = -\frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{Y}_2^* = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, -1]^T,$$

распределение $\mathbf{M}^{1^*} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*\}$ также инволютивно, поскольку оно образовано векторами с постоянными компонентами, при этом $\mathbf{m}_1 = \dim \mathbf{M}^{1^*} = 4$.

Проверим распределение $\mathbf{M}^{2^*} = \text{span}\{\mathbf{M}^{1^*}, [\mathbf{X}^*, \mathbf{M}^{1^*}]\} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*\}$. Имеем:

$$\begin{aligned} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^* &= [\mathbf{X}^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*] = \frac{\partial (\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{X}^* - \frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^* = \\ &= \left[0, a_{34}a_{235}x_5, a_{33}a_{34} + a_{34}a_{44}, a_{44}^2, 0, -\frac{a_{34}a_{635}x_5}{x_3^2}, 0, 0 \right]^T; \end{aligned}$$

$$\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* = [\mathbf{X}^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*] = \frac{\partial (\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{X}^* - \frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^* = [0, 0, 0, 0, 1, 0, 0, 0]^T.$$

Поскольку $[\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*] = \frac{\partial (\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^* - \frac{\partial (\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* =$

$$= \left[0, -a_{34}a_{235}, 0, 0, 0, \frac{a_{34}a_{635}}{x_3^2}, 0, 0 \right]^T$$

и ранг матрицы $\mathbf{R}_2 = (\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*)$,

$\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*, [\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*]$ не равен 6, то распределение \mathbf{M}^{2^*} не является инволютивным. Так как динамическая линеаризация при наличии двух управлений возможна при наличии инволютивности более простых распределений – подраспределений $\mathbf{M}_1^{2^*} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*\}$, $\mathbf{M}_2^{2^*} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*\}$, то проверим их инволютивность.

Подраспределение $\mathbf{M}_1^{2^*}$ не является инволютивным, поскольку $[\mathbf{L}_{X^*} \mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_1^*] \neq [0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0]^T$. Распределение $\mathbf{M}_2^{2^*}$ инволютивно, поскольку все его вектора имеют постоянные компоненты.

Исследуем распределение $\mathbf{M}_2^{3^*} = \text{span}\{\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^* \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*\}$.

Имеем:

$$\begin{aligned} \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^* &= [\mathbf{X}^*, \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*] = \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{X}^* - \frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* = -\frac{\partial \mathbf{X}^*}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* = \\ &= \left| 0, a_{235}x_3, 0, 0, a_{55}, \frac{a_{635}}{x_3}, 0, 0 \right|^T; \\ [\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*] &= \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* - \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^* = \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^2 \mathbf{Y}_2^* = \\ &= |0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0|^T; \\ [\mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*] &= \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^* - \frac{\partial(\mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*)}{\partial \mathbf{x}^*} \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^* = |0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0|^T; \\ [\mathbf{Y}_1^*, \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*] &= [\mathbf{Y}_2^*, \mathbf{L}_{X^*}^3 \mathbf{Y}_2^*] = |0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0|^T. \end{aligned}$$

Таким образом, распределение $\mathbf{M}_2^{3^*}$ – инволютивно. На основе теории о линейных эквивалентах для нелинейных аффинных систем с двумя управлениями [10] получаем, что индексы управляемости k_1 и k_2 для рассматриваемого объекта управления одинаковы $k_1 = k_2 = 4$ и каноническая форма Бруновского имеет две клетки. Поскольку число рассматриваемых инволютивных распределений \mathbf{M}_j , $j = 0, 1, 2, \dots, k_{\max} - 1$, где k_{\max} – максимальный индекс управляемости, для данного объекта равен четырем, то условия для получения линейного эквивалента для рассматриваемого объекта выполнены. В результате получим математическую модель в форме Бруновского:

$$\begin{aligned} \frac{dy_i}{dt} &= y_{i+1}, \quad i = 1, 2, 3, 5, 6, 7; \\ \frac{dy_i}{dt} &= v_k, \quad i = 4, 8; \quad k = i/4. \end{aligned} \tag{10}$$

Поскольку модель объекта в форме Бруновского имеет две клетки, то необходимо определить две функции преобразования $T_1(\mathbf{x}^*)$ и $T_2(\mathbf{x}^*)$ от расширенной модели объекта управления к модели в форме Бруновского. Известно [8, 10], что также функции $y_1 = T_1(\mathbf{x}^*)$, $y_2 = T_2(\mathbf{x}^*)$ существуют и из них путем последовательного дифференцирования вдоль векторного поля $\mathbf{X}_1 = \mathbf{X}^* + u_1^* \mathbf{Y}_1^* + u_2^* \mathbf{Y}_2^*$ можно определить $y_2, y_3, y_4, y_6, y_7, y_8$.

В рассматриваемой задаче

$$\begin{aligned}
y_1 &= T_1(\mathbf{x}^*) = x_1; \\
y_2 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_1(\mathbf{x}^*) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial T_1(\mathbf{x}^*)}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{12} x_2; \\
y_3 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_1(\mathbf{x}^*)) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_1(\mathbf{x}^*))}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{12}(a_{22}x_2 + a_{222}x_2^2 + a_{235}x_3x_5); \\
y_4 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*}^2 T_1(\mathbf{x}^*)) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*}^2 T_1(\mathbf{x}^*))}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{12}(a_{22} + 2a_{222}x_2)(a_{22}x_2 + a_{222}x_2^2 + \\
&\quad + a_{235}x_3x_5) + a_{12}a_{235}x_5(a_{33}x_3 + a_{34}x_4) + a_{12}a_{235}x_3(a_{55}x_5 + x_7); \\
y_5 &= T_2(\mathbf{x}^*) = x_5; \\
y_6 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_2(\mathbf{x}^*) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial T_2(\mathbf{x}^*)}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{55}x_5 + x_7; \\
y_7 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_2(\mathbf{x}^*)) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} T_2(\mathbf{x}^*))}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{55}(a_{55}x_5 + x_7) + x_8; \\
y_8 &= \mathbf{L}_{\mathbf{x}^*} (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*}^2 T_2(\mathbf{x}^*)) = \sum_{i=1}^8 \frac{\partial (\mathbf{L}_{\mathbf{x}^*}^2 T_2(\mathbf{x}^*))}{\partial x_i} \mathbf{X}_i^* = a_{55}(a_{35}a_{55}x_5 + a_{35}x_7 + x_8).
\end{aligned}$$

На рис. 1 и 2 приведены процессы, полученные с помощью математических моделей (9) и (10).

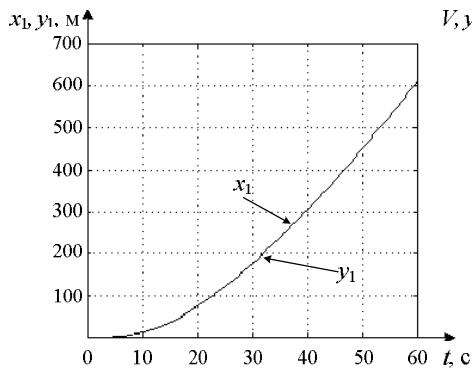


Рис. 1. Поведение переменных x_1 и y_1 во времени.

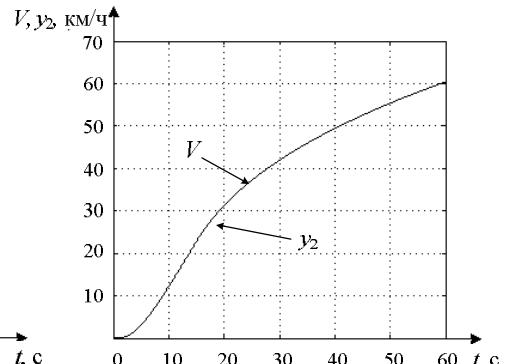


Рис. 2. Поведение переменных V и y_2 во времени.

На рис. 1 с помощью переменных x_1 (модель (9)) и y_1 (модель (10)) показано изменение во времени пройденного дизель-поездом расстояния при разгоне состава до 60 км/ч на ровном участке железнодорожного пути. Как следует из рисунка, $x_1 \equiv y_1$. На рис. 2 показаны изменения скорости дизель-

поезда, полученные с помощью модели (9), переменная V , и модели (10), переменная y_2 . как видно из рисунка $V \equiv y_2$. Аналогичные тождества выполняются и для других переменных моделей (9) и (10). Таким образом, математическая модель в форме Бруновского эквивалентна исходной нелинейной модели (9).

Выводы. Впервые средствами дифференциальной геометрии получена работоспособная линейная математическая модель дизель-поезда, с тяговым асинхронным приводом, эквивалентная нелинейной математической модели, описываемой системой нелинейных обыкновенных дифференциальных уравнений шестого порядка. Полученная линейная модель в канонической форме Бруновского может быть использована для синтеза оптимальных законов управления тяговым подвижным составом.

- Список литературы:**
1. Бауэр Х.П. Оптимальное использование сцепления на электровозе с трехфазным тяговым приводом / Х.П. Бауэр // Железные дороги мира. – 1987. – № 8. – С. 10 – 23.
 2. Ohishi K. Adhesion control of electric motor coach based on force control using disturbance observer / K. Ohishi, Y. Ogawa // IEEE, Advanced Motion Control. – April, 2000. – Р. 323 – 328.
 3. Омельяненко В.И. Тяговые и токовые характеристики электроподвижного состава с асинхронным тяговым двигателем / В.И. Омельяненко, Н.Н. Калюжный, Т.А. Кулис, Г.В. Криевкин // Проблемы и перспективы развития железнодорожного транспорта: Тезисы LXVI международной конференции. – Днепропетровск: ДИИТ, 2006. – С. 123.
 4. Шапран Е.Н. Совершенствование микропроцессорных систем управления с высоким использованием сил сцепления / Е.Н. Шапран // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2006. – № 23. – С. 145 – 154.
 5. Носков В.И. Моделирование и оптимизация систем управления и контроля локомотивов / В.И. Носков, В.Д. Дмитриенко, Н.И. Заполовский, С.Ю. Леонов. – Х.: ХФІ "Транспорт України", 2003. – 248 с.
 6. Дмитриенко В.Д. Синтез оптимальных законов управления тяговым электроприводом методами дифференциальной геометрии и принципа максимума / В.Д. Дмитриенко, А.Ю. Заковоротний // Системи обробки інформації. – Харків: ХУПС. – 2009. – Вип. 4 (78). – С. 42–51.
 7. Методы классической и современной теории автоматического управления: Учебник в 5-ти томах. Т. 4: Теория оптимизации систем автоматического управления / Под ред. К.А. Пупкова и И.Д. Егунова. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2004. – 744 с.
 8. Методы классической и современной теории автоматического управления: Учебник в 5-ти томах. Т. 5: Методы современной теории управления / Под ред. К.А. Пупкова, И.Д. Егунова. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2004. – 784 с.
 9. Дмитриенко В.Д. Линеаризація математичної моделі привода методами дифференциальної геометрії / В.Д. Дмитриенко, А.Ю. Заковоротний // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2007. – № 19. – С. 64 – 77.
 10. Краснощёченко В.И. Нелинейные системы: геометрический метод анализа и синтеза / В.И. Краснощёченко, А.П. Грищенко. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана. – 2005. – 520 с.

УДК 621.9.01

Лінеаризація нелийної математичної моделі дизель-поїзда з тяговим асинхронним приводом методами геометричної теорії керування / Дмитрієнко В.Д., Заковоротний О.Ю., Мезенцев М.В. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 66 – 75.

Розглядається синтез лінійної математичної моделі дизель-поїзда з тяговим асинхронним приводом на основі динамічної лінеаризації моделі об'єкта керування засобами геометричної теорії управління. На підставі послідовності інволютивних розподілів отримана лінійна математична модель у формі Бруновського. Приводиться порівняння процесів у вихідній і отриманій лінійній системі, що підтверджує правильність виконаних перетворень. Іл.: 2. Біблогр.: 10 назв.

Ключові слова: лінійна математична модель, тяговий асинхронний привод, геометрична теорія управління, інволютивні розподіли.

UDC 621.9.01

Linearization of nonlinear mathematical model diesel train with asynchronous traction drive with using methods of geometric control theory / Dmitrienko V.D., Zakovorotnyi A.Y., Mezentsev N.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 66 – 75.

A synthesis of linear mathematical model diesel train with asynchronous traction drive based on dynamic object model linearization control of the means of geometric control theory. Based on the sequence of involutive transformations received linear mathematical model in the form of Brunovski. A comparison of processes in the source and received linear system, which confirms the correctness of transformations performed. Figs: 2. Refs: 10 titles.

Keywords: linear mathematical model, asynchronous traction drive, geometric control theory, involutive transformations.

Поступила в редакцію 10.05.2010

A.B. ЕФИМОВ, д-р техн. наук, профессор, зав. кафедрой НТУ "ХПИ"

(г. Харьков),

А.Л. ГОНЧАРЕНКО, аспирант НТУ "ХПИ" (г. Харьков)

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ СИСТЕМЫ "КОТЕЛ – ТЕПЛОУТИЛИЗАТОР"

Предложена математическая модель системы "котел – конденсационный воздухоподогреватель – конденсационный теплообменный аппарат", пред назначенной для глубокой утилизации теплоты продуктов сгорания газообразного топлива, уходящих из котлов в окружающую среду (охлаждение ниже температуры точки росы). На основе математической модели разработан программный комплекс. Библиогр.: 21 назв.

Ключевые слова: математическая модель, система, глубокая утилизация теплоты, продукты сгорания газообразного топлива, котел, окружающая среда, программный комплекс.

Постановка проблемы. В настоящее время в Украине уровень энергопотребления на единицу валового национального продукта существенно выше, чем в передовых промышленно развитых странах [1]. По оценкам экономистов это превышение составляет более 45%, что свидетельствует о наличии большого энергосберегающего потенциала в топливно-энергетическом комплексе страны. Так как доля выработки теплоты в общем энергетическом балансе Украины составляет 55%, из которых 40% приходится на котельные жилищно-коммунального хозяйства, то в условиях острого дефицита и дороговизны природного газа и мазута важной и актуальной задачей является разработка и внедрение малозатратных быстроокупаемых энергосберегающих технологий.

Коэффициент полезного действия (КПД) котлов, работающих на природном газе и мазуте, составляет 85 – 92% (при расчете по низшей теплоте сгорания топлива). Основной причиной низкого значения КПД является потеря теплоты с уходящими газами. При температуре уходящих газов 120 – 200°C она составляет 6 – 12%. Одним из перспективных и эффективных способов снижения этой потери является глубокая утилизация теплоты уходящих газов, осуществляется путем их охлаждения до температур, лежащих ниже точки росы [2 – 5]. При этом выделяется большое количество низкопотенциальной теплоты как за счет охлаждения продуктов сгорания топлива, так и за счет конденсации из них водяных паров. Такая теплотехнология позволяет существенно повысить коэффициент использования топлива и улучшить экологические показатели за счет снижения выбросов в окружающую среду теплоты, оксидов азота и углекислоты. К достоинствам ее следует также отнести возможность использования конденсата в качестве подпиточной воды для котлов и систем теплоснабжения [6, 7].

Характерной особенностью внедрения технологий глубокой утилизации теплоты уходящих газов при модернизации и реконструкции существующих котлов является зависимость оценки эффективности разработанных теплоутилизационных устройств от конкретных схемных решений по рациональному использованию утилизируемой теплоты. Эта теплота в общем случае может быть использована в системах отопления, горячего водоснабжения, вентиляции, кондиционирования воздуха, получения конденсата и т.п. Большое разнообразие конкретных специально разработанных схем утилизации теплоты [2, 3, 5, 8, 9], требует применения соответствующего теплоутилизационного оборудования: теплообменных аппаратов контактного, контактно-поверхностного, поверхностного типов. При этом основным критерием оценки эффективности утилизации теплоты в этих схемах является коэффициент использования топлива, т.е. его экономия. В приведенных схемах, как правило, не рассматриваются вопросы негативного обратного влияния снижения расхода топлива на теплотехнические показатели котла (ухудшаются условия теплообмена в поверхностях нагрева котла за счет снижения скоростей движения газов, что равнозначно его эксплуатации при частичных нагрузках).

В соответствии с вышеприведенным наиболее приемлемым решением является объединение котла и теплоутилизационных устройств в единую замкнутую систему при условии сохранения расхода топлива на прежнем уровне. Эффективность утилизации теплоты при этом следует оценивать по повышению КПД системы и дополнительной выработке теплотехнической продукции (воздуха, воды, конденсата).

Задача в такой постановке может быть решена путем разработки математической модели замкнутой системы "котел – теплоутилизатор" с использованием последних достижений в области глубокой утилизации теплоты продуктов сгорания газообразного топлива в котлах небольшой и средней мощности.

Анализ литературы. При формировании системы "котел – теплоутилизатор" необходимо решить ряд проблем, присущих технологии глубокой утилизации теплоты уходящих газов котельных установок, о чем свидетельствуют многочисленные исследования, например, [2 – 5, 8 – 10]: выбор наиболее эффективного типа теплоутилизационного устройства; принятие специальных мер по защите теплоутилизатора, газоотводящего тракта и дымовой трубы от коррозии и разрушения; обеспечение высокого качества конденсата; разработка надежных методов тепловых расчетов теплообменного оборудования, работающего в условиях конденсации водяных паров из парогазовых смесей (продуктов сгорания топлива).

Анализ литературных источников свидетельствует, что требования к теплоутилизационным аппаратам существенно отличаются от требований, предъявляемых к традиционному котельному оборудованию, в связи с необходимостью обеспечения высокой компактности, низкой

материалаомкости, высокой надежности, антикоррозийной стойкости, низких капитальных и эксплуатационных затрат и пр. В последнее время за рубежом и в Украине [3 – 5, 7] нашли широкое применение конденсационные теплоутилизаторы поверхностного типа, в которых в качестве поверхности нагрева используются оребренные трубы (биметаллические и др.) термосифоны, пластиинчатые поверхности и т.п. Это обусловлено тем, что по сравнению с контактными теплообменниками они более надежны в эксплуатации, технологичны в изготовлении, обеспечивают возможность нагрева воды выше температуры мокрого термометра при отличном ее качестве, обладают высокой интенсивностью теплообмена.

Низкопотенциальная теплота, полученная в результате утилизации, может быть использована для нагрева сырой воды химводоочисток при подготовке питательной и подпиточной воды для котлов и тепловых сетей, воды для технологических нужд промышленных предприятий, сетевой воды систем отопления и горячего водоснабжения, а также дутьевого воздуха для котлов, отопительно-вентиляционных систем и т.п. [4, 8]. Для нагрева холодной подпиточной воды для паровых котлов и систем теплоснабжения требуется существенно меньшее количество теплоты, чем ее может быть получено в процессе утилизации [4]. Поэтому более заманчивой является идея использования в качестве подпиточной воды конденсата, получаемого из продуктов сгорания природного газа [6, 7]. Использование утилизируемой теплоты в системах отопления ограничивается предварительным подогревом сетевой воды перед подачей ее в водогрейный котел, а также периодичностью работы тепловых сетей. При этом КПД утилизационной системы повышается незначительно (на 3 – 6%). Более эффективным является нагрев воды с температурой 5 – 15°C в системах горячего водоснабжения. Для устранения суточной периодичности потребления воды достаточно эффективным является применение баков-аккумуляторов. В этом случае повышение КПД системы может составлять 10 – 15%.

Такая же проблема возникает при нагреве холодного воздуха, так как при конденсации водяных паров из продуктов сгорания топлива выделяется такое большое количество теплоты, для отвода которого требуется более чем в 5 раз больший расход воздуха, чем это необходимо для организации процесса сжигания топлива в котле. При этом имеет место более низкая эффективность теплоутилизационных схем нагрева воздуха по сравнению с нагревом воды. Однако, как отмечают авторы работы [3], это компенсируется стабильной годовой нагрузкой и возможностью интенсификации процесса теплообмена.

Проблема, связанная с обеспечением надежности газоотводящего тракта и дымовой трубы, вызвана низкой температурой и высокой относительной влажностью (95 – 100%) отводимых из утилизационной системы в окружающую среду продуктов сгорания топлива. Применение коррозионностойких материалов для изготовления газоходов и дымовых труб (например, пластиков) или покрытий является дорогостоящим мероприятием.

Существуют более простые экономически обоснованные решения. Для исключения конденсации остаточных (неконденсировавшихся) водяных паров в газоотводящем тракте необходимо, чтобы температура его поверхности была выше точки росы. Это можно обеспечить [9, 11] путем повышения температуры уходящих газов за счет подмешивания к ним части байпасируемого мимо утилизатора дымовых газов или горячего воздуха, а также за счет нагрева в теплообменнике. Авторы этих работ сделали вывод о том, что наиболее эффективным является смешение уходящих газов с горячим воздухом.

Еще одной серьезной проблемой является необходимость нейтрализации кислого конденсата ($\text{pH} = 4,5 - 6$). Нейтрализация конденсата наиболее просто может быть осуществлена в деаэрационной установке котельной либо (при ее отсутствии) в специальных дегазаторах [2, 4, 5].

Цель статьи – разработка математической модели системы "котел – теплоутилизатор", позволяющей решить вышеперечисленные проблемы и осуществить оценку эффективности глубокой утилизации теплоты уходящих из котлов продуктов сгорания топлива.

В качестве объекта исследования рассмотрим систему "котел – КВП – КТА" для котельного агрегата, не имеющего в своем составе воздухоподогревателя. Теплоутилизационная часть данной системы состоит из КВП, в котором происходит охлаждение всех продуктов сгорания топлива до точки росы без конденсации водяных паров и их части ниже точки росы с конденсацией водяных паров, и КТА, в котором осуществляется охлаждение ниже точки росы оставшейся части продуктов сгорания топлива с конденсацией водяных паров. В качестве КВП предлагается использовать теплообменный аппарат с циркулирующим промежуточным шарообразным теплоносителем. Таким теплоносителем могут быть шары диаметром 4 – 15 мм, изготовленные из стекла, керамики, стали, чугуна, алюминия и т. п. Основным достоинством КВП такого типа является высокая компактность, так как удельная поверхность теплообмена в этом случае составляет 850 – 250 $\text{м}^2/\text{м}^3$. Конструктивно КВП может быть выполнен дробепоточным или вращающимся.

КТА поверхностного типа представляет собой пакет труб с невысокими (1 – 2 мм) ребрами (интенсификаторами теплообмена) или гладкотрубный пакет, изготовленный из нержавеющей стали. Такая конструкция обусловлена, в первую очередь, высокими значениями коэффициентов теплопередачи при конденсации водяных паров из продуктов сгорания топлива, которые, как показывают экспериментальные и теоретические исследования [4, 12], достигают 300 – 400 $\text{Вт}/\text{м}^2\text{K}$. Во вторых, предлагаемые многими исследователями в качестве эффективной теплоутилизационной поверхности биметаллические трубы с алюминиевыми ребрами высотой 10 – 15 мм, кроме дороговизны обладают рядом недостатков, а именно: из-за большого температурного напора между основанием и вершиной ребра (10°C и более)

возможен бесконденсационный режим теплообмена, так как температура вершины ребра может превышать точку росы (ограничивается тем самым температурный предел нагрева воды); из-за опасности возникновения коррозии, основная труба должна быть изготовлена из нержавеющей стали; межреберное пространство может быть затоплено конденсатом (предлагаются даже специальные меры защиты от этого) [5, 13].

Целесообразность применения системы с двумя теплоутилизационными аппаратами вместо одного, несмотря на увеличение капитальных и эксплуатационных затрат, обусловлена необходимостью решения таких задач, как обеспечение максимально возможной степени утилизации теплоты уходящих газов (отсутствует байпас газов), улучшение процесса горения топлива за счет подачи горячего воздуха в топку котла, защита газоотводящего тракта и дымовой трубы от коррозии и разрушения путем смешения уходящих из теплоутилизаторов газов с горячим воздухом; снижение расхода нагреваемой воды за счет использования части утилизируемой теплоты для нагрева воздуха.

Решение поставленной задачи осуществлялось комплексно с привлечением современной вычислительной техники: на основе математической модели разработан пакет программ, выполнен большой объем численного эксперимента, проведены обработка и анализ его результатов.

Математическая модель системы "котел – КВП – КТА" содержит следующие блоки. **Блок 1.** Формирование исходных данных. **Блок 2.** Расчет объемов и влагосодержаний продуктов сгорания топлива. **Блок 3.** Расчет температур точки росы, нагрева воздуха, шарообразного теплоносителя. **Блок 4.** Расчет энталпий продуктов сгорания топлива и воздуха. **Блок 5.** Расчет коэффициента избытка воздуха и относительной влажности смеси газов и воздуха. **Блок 6.** Тепловой баланс системы, КПД и расход топлива. Расчет температуры нагрева и расхода воды в КТА и температуры нагрева воздуха в конденсационной зоне КВП. **Блок 7.** Тепловой расчет КТА. **Блок 8.** Тепловой расчет КВП. **Блок 9.** Аэродинамические расчеты. **Блок 10.** Обработка и анализ результатов расчетов.

Рассмотрим особенности каждого из этих блоков.

Блок 1. В качестве исходных данных используются результаты теплового расчета парового или водогрейного котельных агрегатов и задаются температуры продуктов сгорания топлива на входе ϑ_{Γ_1} и на выходе ϑ_{Γ_2} теплоутилизационных устройств, температуры холодного воздуха $t_{x_{\text{в}}}$ и холодной воды $t_{x_{\text{вод}}}$, температура шарообразного теплоносителя на входе в КВП $t_{\text{ш1}}$, температура смеси продуктов сгорания топлива и горячего воздуха $\vartheta_{\text{см}}$. Задаются также теплофизические параметры теплоносителей, величины присосов воздуха, скорости движения теплоносителей.

Блок 2. Определяются составы продуктов сгорания топлива и влагосодержания их на входе и выходе КВП и КТА. Расчет объемов продуктов

сгорания топлива осуществляется по методу, изложенному в [14], т. е. на 1 м³ топлива. Влагосодержание газов определяется по формуле

$$d = M_{\text{п}} \cdot p_{\text{в.п}} / M_{\text{с.г}} \cdot (P - p_{\text{в.п}}), \quad (1)$$

где $M_{\text{п}}, M_{\text{с.г}}$ – молекулярные массы водяного пара и сухих продуктов сгорания топлива; P – давление продуктов сгорания топлива; $p_{\text{в.п}}$ – парциальное давление водяного пара при соответствующей температуре и 100% относительной влажности продуктов сгорания топлива, которое определяется с помощью аналитической зависимости парциального давления насыщенного пара от температуры насыщения $p_{\text{н}} = f(\vartheta_{\text{н}})$ (программа "Rosa").

Блок 3. Определение температуры точки росы $\vartheta_{\text{р}}$ сопряжено с некоторыми затруднениями, так как получение аналитической зависимости $\vartheta_{\text{н}} = f(p_{\text{н}})$ регулярными методами математики представляет собой довольно трудную задачу. Поэтому расчет $\vartheta_{\text{р}}$ осуществляется методом последовательных итераций с использованием зависимости $p_{\text{н}} = f(\vartheta_{\text{н}})$. С этой целью первоначально задаются значения температур в окрестности предполагаемого значения точки росы, определяются соответствующие этим температурам парциальные давления водяных паров с помощью программы "Rosa" и путем интерполяции находится искомое значение точки росы.

Температуры горячего воздуха и шарообразного теплоносителя на выходе из КВП определяются по методу, приведенному в [15], в основу которого положены коэффициенты эффективности нагрева и охлаждения теплоносителей в зависимости от отношения их водяных эквивалентов и числа единиц переноса теплоты. Метод реализован в виде программы "Temp".

Блок 4. Расчет энтальпий продуктов сгорания топлива и воздуха осуществляется в соответствии с рекомендациями [14] на 1 м³ газообразного топлива. Расчеты выполняются с помощью программ "Gaz" и "Vozd", в которых определение удельных энтальпий углекислого газа, водяного пара и влажного воздуха осуществляется с помощью полиномов пятой степени.

Блок 5. Для защиты газоотводящего тракта и дымовой трубы от разрушения температура уходящих из КВП и КТА газов повышается до $\vartheta_{\text{см}}$ за счет подмешивания к ним горячего воздуха. С этой целью в КВП предусматривается нагрев части воздуха, необходимого для смешения с газами. Коэффициент избытка воздуха в смеси $\alpha_{\text{см}}$ по отношению к теоретически необходимому в этом случае определяется методом последовательных приближений с использованием уравнения смешения. Относительная влажность смеси оценивается так $\Phi_{\text{см}} = p_{\text{в.п}}^{\text{см}} / p_{\text{в.п}}$, где $p_{\text{в.п}}^{\text{см}}$ – парциальное давление водяного пара в ней, а $p_{\text{в.п}}$ – парциальное давление водяного пара в продуктах сгорания топлива при температуре $\vartheta_{\text{см}}$.

Блок 6. Уравнение теплового баланса системы записывается следующим образом [14]:

$$Q_p = Q_1 + Q_2 + Q_3 + Q_4 + Q_5 + Q_6, \quad (2)$$

где Q_p – располагаемая теплота на 1 м³ газообразного топлива, $Q_p = Q_h^c$; Q_h^c – низшая теплота сгорания топлива; Q_1 – полезно используемая теплота в системе: $Q_1 = Q_{k,a} + Q_{cux} + Q_{kz}$; $Q_{k,a}$ – полное количество теплоты, полезно используемое в паровом (водогрейном) котле; Q_{cux} , Q_{kz} – количества теплоты, выделившиеся в бесконденсационной ("сухой") зоне КВП и в конденсационных зонах КВП и КТА; $Q_{cux} = \varphi \cdot (I_{\Gamma} - I_{\Gamma,p})$, где $\varphi = 1 - q_5 / (\eta_c + q_5)$ – коэффициент сохранения теплоты; $I_{\Gamma}, I_{\Gamma,p}$ – энтальпии продуктов сгорания топлива на входе в КВП и при температуре точки росы; $Q_{kz} = \varphi \cdot Q_k$; Q_2, Q_3, Q_4, Q_5, Q_6 – потери теплоты: с уходящими газами, от химического недожога, от механической неполноты сгорания топлива, от наружного охлаждения, с конденсатом.

Количество теплоты, выделяющееся в конденсационных частях КВП и КТА, определяется следующим образом:

$$Q_k = Q_a + Q_b + Q_c, \quad (3)$$

где Q_a – количество теплоты, выделяющееся при конденсации водяного пара и охлаждении конденсата; Q_b – количество теплоты, выделяющееся при охлаждении неконденсирующихся газов; Q_c – количество теплоты, выделяющееся при охлаждении несконденсированного водяного пара.

Составляющие уравнения (3) определяются по формулам

$$\begin{aligned} Q_a &= (V_{c,r}^{bx} \cdot \rho_{c,r}^{bx} \cdot d_{bx} - V_{c,r}^{yx} \cdot \rho_{c,r}^{yx} \cdot d_{yx}) \cdot [r + c_{вод}(t_p - \theta_{\Gamma 2})]; \\ Q_b &= (V_{c,r}^{bx} \cdot \rho_{c,r}^{bx} \cdot t_p - V_{c,r}^{yx} \cdot \rho_{c,r}^{yx} \cdot \theta_{\Gamma 2}) \cdot c_{c,r}; \\ Q_c &= V_{H_2O}^{yx} \cdot \rho_{H_2O} \cdot c_{B,P} \cdot (t_p - \theta_{\Gamma 2}), \end{aligned} \quad (4)$$

где r – удельная теплота фазового перехода; $c_{вод}$, $c_{c,r}$, $c_{B,P}$ – теплоемкости конденсата, сухих газов, водяного пара; ρ_{H_2O} – плотность водяного пара.

Несмотря на то, что при конденсации водяных паров из продуктов сгорания топлива более логичным было бы определение потерь теплоты с уходящими газами осуществлять по высшей теплоте сгорания топлива Q_h^c , как это принято за рубежом и в некоторых случаях у нас в стране, в настоящей модели эта и другие потери теплоты отнесены к низшей теплоте сгорания

топлива Q_h^c . Такое решение является вполне правомерным. Оно было принято в связи с тем, что в Украине традиционно тепловые расчеты котельных агрегатов выполняются по низшей теплоте сгорания топлива и при этом нет необходимости осуществлять пересчет потерь теплоты по Q_b^c . При расчете теплового баланса теплоутилизационной системы по Q_h^c потеря теплоты с уходящими газами становится отрицательной и ее КПД может превышать 100%.

Потеря теплоты с уходящими газами определяется по формуле

$$q_2 = Q_2 \cdot 100\% / Q_h^c = \{(I_{cm} - Q_k - [(\alpha_{cm} - \beta') \cdot I_{prc} - \beta' I_{xb}] \cdot (100 - q_4)\} / Q_h^c, \quad (5)$$

где I_{cm} – энталпия смеси уходящих газов и горячего воздуха; β' – отношение количества воздуха на входе в воздушный тракт к теоретически необходимому; I_{prc} – энталпия воздуха, присасываемого в газоходы системы; I_{xb} – энталпия теоретически необходимого количества воздуха на входе в воздушный тракт; $q_4 = Q_4 \cdot 100 / Q_h^c$ – потеря теплоты от механической неполноты сгорания топлива, при сжигании газа $q_4 = 0$.

Следует отметить, что очень часто при определении потери q_2 вместо I_{cm} в формулу (5) подставляют энталпию уходящих из теплоутилизатора газов (без учета повышения их температуры выше точки росы), что приводит к завышенному значению КПД.

Потеря теплоты с химическим недожогом $q_3 = Q_3 \cdot 100 / Q_h^c$ берется из теплового баланса котла. Потеря теплоты от наружного охлаждения $q_5 = Q_5 \cdot 100 / Q_h^c$ определяется в соответствии с рекомендациями [14]. Потеря теплоты с конденсатом, удаляемым из теплоутилизаторов (многими исследователями не учитывается), определяется так: $q_6 = I_{cond} \cdot 100 / Q_h^c$, где $I_{cond} = (V_{c,g}^{bx} \cdot \rho_{c,g}^{bx} \cdot d_{bx} - V_{c,g}^{yx} \cdot \rho_{c,g}^{yx} \cdot d_{yx}) \cdot c_{вод} \cdot \vartheta_{r2}$.

КПД системы "котел – КВП – КТА" определяется как

$$\eta_c = 100 - q_2 - q_3 - q_4 - q_5 - q_6. \quad (6)$$

Расход топлива, подаваемого в систему, определяется по формуле

$$B_c = Q_{k,a} \cdot 100 / Q_h^c \cdot \eta_c, \quad (7)$$

Повышение КПД системы по сравнению с КПД котла (без утилизации теплоты уходящих газов) составляет $\Delta\eta = \eta_c - \eta_{k,a}$, возможная экономия топлива при этом определяется как $\Delta B = B - B_c$ (B – расход топлива, подаваемого в котел).

Уравнение теплового баланса КВП и КТА записывается так:

$$Q_{\text{сух}} + Q_{K,3} = Q_B + G_{\text{вод}} / B, \quad (8)$$

где Q_B – количество теплоты, необходимое для нагрева воздуха, которое определяется по формуле $Q_B = (\beta' + \Delta\alpha_{\text{КВП}} / 2) \cdot (I_{\Gamma,B} - I_{x,B})$; $\Delta\alpha_{\text{КВП}}$ – присос воздуха в КВП; $I_{\Gamma,B}$ – энтальпия горячего воздуха; $G_{\text{вод}}$ – расход нагреваемой воды, который находится так $G_{\text{вод}} = B \cdot Q_{\text{КТА}} / c_{\text{вод}} (t_{\Gamma,\text{вод}} - t_{x,\text{вод}})$; $Q_{\text{КТА}}$ – количество теплоты, необходимое для нагрева воды в КТА, которое равно $Q_{\text{КТА}} = Q_{K,3} - Q_{\text{КВП}}^k$; $Q_{\text{КВП}}^k$ – количество теплоты, необходимое для нагрева воздуха в конденсационной зоне КВП, $Q_{\text{КВП}}^k = Q_B - Q_{\text{сух}}$. Температура нагрева воды в КТА $t_{\Gamma,\text{вод}} = \vartheta_p - \Delta t_h$, определяется путем задания величины ее недогрева до температуры точки росы на уровне $\Delta t_h = 7 - 10^\circ\text{C}$.

Температура нагрева воздуха в конденсационной зоне КВП

$$t_{\Gamma,B}^k = t_{x,B} + Q_{\text{КВП}}^k / (\beta' + \Delta\alpha_{\text{КВП}} / 2) \cdot V^o \cdot c_B, \quad (9)$$

где c_B – удельная теплоемкость воздуха.

Блок 7. Тепловой расчет КТА выполняется в соответствии с методом, приведенным в [18]. Этот метод позонного теплового расчета теплообменного аппарата позволяет учитывать реальные представления об особенностях совместно протекающих процессов теплообмена и массообмена при конденсации водяных паров из продуктов сгорания топлива (парогазовой смеси с большим содержанием неконденсирующихся газов). В основу метода положены следующие уравнения:

$$q = \beta_p [r + c_{\text{вод}} (\vartheta_{\Gamma}^{bx} - \vartheta_{\Gamma}^{yx})] (p_{\Pi} - p_{\Gamma P}) + \alpha_{\Gamma} (\vartheta_{\Gamma} - t_{\Gamma P}) = K' (t_{\Gamma P} - t_{\text{вод}}); \quad (10)$$

$$p_{\Pi} = f(t_{\Pi}). \quad (11)$$

В уравнении (10) приняты следующие обозначения: q – плотность теплового потока; β_p – коэффициент массоотдачи водяного пара в газовой фазе, отнесенный к градиенту парциальных давлений; ϑ_{Γ}^{bx} , ϑ_{Γ}^{yx} , ϑ_{Γ} – температуры газов на входе, выходе и в средней части участка КТА; p_{Π} – парциальное давление водяного пара при температуре уходящих газов ϑ_{Γ} ; $p_{\Gamma P}$, $t_{\Gamma P}$ – соответственно парциальное давление и температура водяного пара на границе раздела фаз; α_{Γ} – коэффициент теплоотдачи от газов к поверхности пленки конденсата; K' – коэффициент теплопередачи от пленки

конденсата к охлаждающей воде. Так как плотность теплового потока q , коэффициент массоотдачи β_r и коэффициент теплоотдачи от пленки конденсата к наружной поверхности теплообмена α_{pp} зависят от неизвестных температур на границе раздела фаз t_{rp} и на поверхности теплообмена t_{ct} , то значения последних определяются методом последовательных приближений.

Блок 8. Тепловой расчет КВП осуществляется по методу, разработанному нами с использованием опыта проектирования регенеративных и дробепоточных воздухоподогревателей с шарообразным промежуточным теплоносителем [17 – 19]. Однако в конструкциях этих ВП не предусматривалось охлаждение продуктов сгорания топлива ниже точки росы (отсутствовала конденсация водяных паров). Поэтому поверхность теплообмена КВП была разделена на "сухую" и конденсационную зоны. Тепловой расчет "сухой" зоны с использованием рекомендаций работы [20] не вызывает затруднений. Тепловой расчет конденсационной зоны КВП может быть выполнен по методу, который был принят для расчета КТА, только при условии наличия достаточно надежного метода определения коэффициентов теплоотдачи при конденсации водяных паров из парогазовых смесей в шарообразном слое. Однако, учитывая, что пока такой метод отсутствует, а также тот факт, что доля теплоты, выделяющейся в конденсационной зоне КВП, незначительна (5–15% от Q_{k3}), расчет коэффициентов теплоотдачи в математической модели системы выполняется с помощью зависимости, предложенной в [9]

$$\alpha_{pp} = \alpha_r [1 + r \cdot (d_r - d''_{ct}) / c_r \cdot (\vartheta_r - t''_{ct})], \quad (12)$$

где α_{pp} – приведенный коэффициент теплоотдачи; α_r – коэффициент теплоотдачи от газов к стенке без учета конденсации водяных паров; d_r, d''_{ct} – соответственно влагосодержание газов при температуре ϑ_r и температуре насыщенной парогазовой смеси, равной t''_{ct} ; c_r – удельная теплоемкость газов.

Блок 9. Аэродинамические расчеты КВП и КТА осуществлены в соответствии с рекомендациями [21].

Блок 10. Анализ результатов расчетов позволяет оценить эффективность предлагаемой теплоутилизационной системы и в дальнейшем осуществить конструктивные проработки КВП и КТА.

Выходы. Анализ проблем, возникающих при разработке технологических схем теплоиспользования утилизируемой теплоты, позволил сделать вывод о необходимости создания системы "котел – теплоутилизатор", которая дает возможность более полно учитывать многие факторы, оказывающие существенное влияние на эффективность глубокой утилизации теплоты уходящих газов котлов, работающих на природном газе.

Разработанный на основе математической модели программный комплекс позволяет вести проектирование теплоутилизационных систем с различными схемными решениями по теплоиспользованию применительно к паровым и водогрейным котельным установкам.

При разработке систем необходимо учитывать негативное обратное влияние теплоутилизаторов на теплотехнические показатели котла. Поэтому расход топлива следует оставлять неизменным, а оценку эффективности работы системы осуществлять по повышению ее КПД и дополнительной выработке теплотехнической продукции.

Высокие значения коэффициентов теплопередачи в конденсационном режиме теплообмена дают возможность формировать теплообменную поверхность КТА с помощью гладкотрубных пакетов с интенсификаторами теплообмена (или даже без них) вместо дорогостоящих труб с оребрением.

Включение в состав системы компактного КВП позволяет обеспечить высокотемпературный нагрев воздуха, что дает возможность относительно просто решить проблему защиты газоотводящего тракта и дымовой трубы от разрушений и повысить эффективность сжигания топлива.

Отсутствие надежных методов расчета теплообмена в условиях конденсации водяных паров из парогазовых смесей с большим содержанием неконденсирующихся газов на поверхности шарообразного слоя требует проведения теоретических и экспериментальных исследований.

Список литературы: 1. Стратегія енергозбереження в Україні: Аналітично-довідкові матеріали в 2-х томах: Загальні засади енергозбереження / За ред. В.А. Жовтянського, М.М. Кулика, Б.С. Стогнія. – К.: Академперіодика, 2006. – Т.1.– 10 с. 2. Аронов И.З. Контактный нагрев воды продуктами сгорания природного газа / И.З.Аронов. – Л.: Недра. Ленинградское отделение, 1980. – 280 с. 3. Фиалко Н.М. Эффективность систем утилизации теплоты отходящих газов энергетических установок различного типа / Н.М. Фиалко, Ю.В. Шеренковский, А.И. Степанова, Р.А. Навродская, П.К. Голубинский, М.А. Новаковский // Промышленная теплотехника. – 2008. – № 3. – С. 68 – 76. 4. Баскаков А.П. Реальные возможности повышения энергетической эффективности газовых отопительных котельных / А.П. Баскаков, В.А. Мунц, Н.Ф. Филипповский, Е.В. Черепанова // Промышленная энергетика. – 2005. – № 9. – С. 22 – 26. 5. Навродська Р.О. Утилізація теплоти відходів газів газоспоживаючих котлів у поверхневих теплоутилізаторах конденсаційного типу // Автореф. дис. ... канд. техн. наук: 05.14.06. – Київ. – 2001. – 20 с. 6. Семенюк Л.Г. Получение конденсата при глубоком охлаждении продуктов сгорания / Л.Г. Семенюк // Промышленная энергетика. – 1987. – № 8. – С. 47 – 50. 7. Бухонов Д.Ю. Исследование и оптимизация метода получения конденсата из уходящих продуктов сгорания природного газа // Автореф. дис. ... канд. техн. наук: 05.14.14. – М. – 2007. – 17 с. 8. Дьяков А.Ф. Комплексные системы теплоутилизации и газоочистки на паровых и водогрейных котлах / А.Ф. Дьяков, В.С. Варварский, А.Е. Свичар, И.З. Аронов, В.Б. Павловский, С.В. Ажимов // Теплоэнергетика. – 1992. – № 11. – С 50 – 55. 9. Бухаркин Е.Н. О перспективе применения конденсационных водогрейных котлов в газовых отопительных котельных / Е.Н. Бухаркин // Промышленная энергетика. – 1991. – № 9. – С. 26 – 30. 10. Бухаркин Е.Н. Обеспечение надежных условий эксплуатации газоотводящего тракта в котельных с конденсационными экономайзерами / Е.Н. Бухаркин // Теплоэнергетика. – 1997. – № 9. – С. 29 – 34. 11. Аронов И.З. Повышение надежности газового тракта котельных с контактными теплоутилизаторами / И.З. Аронов, Г.А. Пресич // Промышленная энергетика. – 1991. – № 4. – С. 29 – 33. 12. Исаченко В.П. Теплообмен при конденсации / В.П. Исаченко. – М.: Энергия. – 1974. – 239 с. 13. Баскаков А.П. Расчет температурно-влажностного режима газоотводящего тракта с учетом уноса влаги из

теплоутилизаторов / А.П. Баскаков, С.Б. Путрик // Промышленная энергетика. – 2006. – № 9. – С. 36 – 38. **14.** Тепловой расчет котлов (нормативный метод). Издание третье, переработанное и дополненное Под ред. С.И. Мочана. – Санкт-Петербург, 1998. – 257 с. **15.** Ефимов А.В. Определение конечных температур теплоносителей в теплообменных аппаратах котельных установок с движущейся шарообразной насадкой / А.В. Ефимов, Л.В. Гончаренко, К.Э. Цымбал, Адель-Аль-Тувайни // Интегрированные технологии и энергосбережение. – 2003. – № 4. – С. 28 – 31. **16.** Ефимов А.В. Совершенствование метода теплового расчета конденсационного теплоутилизационного аппарата поверхностного типа, устанавливаемого за котельной установкой / А.В. Ефимов, А.Л. Гончаренко, Л.В. Гончаренко // Энергетика. – К.: НТУУ "КПІ". – 2009. – № 1. – С. 36 – 45. **17.** Любощиц А.И. Регенеративный теплообмен в плотном слое / А.И. Любощиц, В.А. Шейман. – Минск: Наука и техника. – 1970. – 200 с. **18.** Нинуя Н.Е. Регенеративный вращающийся воздухоподогреватель / Н.Е. Нинуя. – М.: Высшая школа. – 1965. – 108 с. **19.** Добряков Т.С. Воздухоподогреватели котельных установок / Т.С. Добряков, В.К. Мицай, В.С. Назаренко, И.И. Надыров, И.И. Федоров. – Л.: Энергия. – 1977. – 183 с. **20.** Ефимов А.В. Выбор критериальных уравнений для расчета теплообмена в конденсационных теплообменных аппаратах с промежуточным шарообразным теплоносителем / А.В. Ефимов, Л.В. Гончаренко, К.Э. Цымбал, Т.А. Еспінеко // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Хімія, хімічна технологія та екологія. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2003. – № 3. – С. 24 – 31. **21.** Аэродинамический расчет котельных установок (нормативный метод) / Под ред.. С.И. Мочана.. – Л.: Энергия. – 1977. – 256 с.

УДК 621.036.7

Математична модель системи "котел – теплоутилізатор" / Єфімов О.В., Гончаренко О.Л. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 76 – 87.

Запропонована математична модель системи "котел – конденсаційний повітропідігрівник – конденсаційний теплообмінний апарат", яка призначається для глибокої утилізації теплоти продуктів згоряння газоподібного палива, що відходять з котлів в навколошнє середовище (охолодження нижче температури точки роси). На основі математичної моделі здійснено розробку програмного комплексу. Бібліогр.: 21 назв.

Ключові слова: математична модель, система, глибока утилізація теплоти, продукти згоряння газоподібного палива, котел, навколошнє середовище, програмний комплекс.

UDK 621.036.7

Mathematical model of the system "boiler – heat recovery" / Yefimov A.V., Goncharenko A.L. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 76 – 87.

The mathematical model of the system "boiler – condensation air-heater – condensation heat-transfer apparatus" with deep utilization of the warmth of products of combustion of gaseous fuel (cooling below of temperature of point of dew) is offered. On the basis of mathematical model a programmatic complex is developed. Refs.: 21 titles.

Keywords: mathematical model, system, deep utilization of warmth, products of combustion of gaseous fuel, boiler, programmatic complex.

Поступила в редакцию 10 09 2009

Л.О. КИРИЧЕНКО, канд. техн. наук, доц. ХНУРЭ (г. Харьков)

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СТАТИСТИЧЕСКИХ СВОЙСТВ ОЦЕНОК ПОКАЗАТЕЛЯ ХЕРСТА

Проведен численный анализ статистических характеристик оценок показателя Херста для самоподобных временных рядов, полученных различными методами. Показано, что оценки имеют нормальное распределение, средние значения которого значительно смещены относительно оцениваемого параметра. Средние значения и средние квадратические отклонения оценок зависят от значения параметра и метода оценивания. Ил.: 1. Табл.: 3. Библиогр.: 12 назв.

Ключевые слова: показатель Херста, оценка показателя Херста, самоподобный временной ряд.

Постановка проблемы и анализ литературы. Задачи современной нелинейной физики, радиоэлектроники, теории управления, обработки изображений, требуют разработки и применения новых математических моделей, методов и алгоритмического обеспечения анализа данных. В настоящее время стало общепризнанным, что многие стохастические процессы в природе и технике обладают долгосрочной зависимостью и фрактальной структурой. Наиболее адекватным математическим аппаратом для исследования динамики и структуры таких рядов является фрактальный анализ, особое значение которого состоит в том, что он учитывает поведение системы не только в период измерений, но и его предысторию.

Стохастический процесс $X(t)$ является статистически самоподобным, если процесс $a^H X(at)$ обладает теми же статистическими характеристиками второго порядка, что и $X(t)$. Долгосрочная зависимость означает медленное (гиперболическое) убывание во времени автокорреляционной функции случайного процесса. Параметр H , называемый параметром Херста, представляет собой меру самоподобия или меру длительности долгосрочной зависимости стохастического процесса. Значение $H = 0,5$ указывает на отсутствие долгосрочной зависимости. Чем ближе значение H к 1, тем выше степень устойчивости долгосрочной зависимости.

При значениях $0,5 < H < 1$ временной ряд демонстрирует персистентное (трендоустойчивое) поведение. Т.е., если ряд возрастает (убывает) в предыдущий период, то с вероятностью, тем большей, чем показатель Херста больше 0,5, он будет сохранять эту тенденцию такое же время в будущем. Значение $H = 0,5$ указывает на независимость (отсутствие какой-либо памяти о прошлом) значений временного ряда. Чем ближе H к 0,5, тем более зашумлен ряд и тем менее выражен его тренд. Диапазон $0 < H < 0,5$ соответствует антипERSISTENTНЫМ рядам: если система демонстрирует рост в предыдущий период, то с вероятностью, тем большей, чем показатель Херста меньше 0,5, в следующем периоде начнется спад.

Таким образом очевидно, что оценивание показателя Херста по экспериментальным данным играет важнейшую роль в изучении процессов, обладающих свойствами самоподобия. Для оценки параметра Херста по временному ряду существует множество методов, достаточно полный обзор которых представлен в [1, 2]. Все рассмотренные методы обладают определенными недостатками. В частности, все оценки показателя Херста являются смещенными случайными величинами (см., например [3 – 5]). В некоторых работах рассмотрен вопрос о законе распределения оценок H и показано, численно или аналитически, что они являются нормальными для конкретного метода или конкретных значений показателя Херста [3, 5, 6]. Однако, в настоящее время практически нет обзорного исследования, где были бы обобщены результаты оценивания показателя Херста H разными методами и дан сравнительный анализ статистических свойств оценок. Представленная работа является попыткой такого исследования для наиболее популярных методов оценивания.

Целью данной работы является вычисление показателя Херста H по модельным фрактальным временными рядам и сравнительный анализ статистических характеристик оценок, полученных различными методами. В работе исследованы следующие методы определения параметра Херста: R/S -анализ (метод нормированного размаха) [3, 6, 7], изменение во времени дисперсии агрегированного ряда [4, 7], расчет с помощью вейвлет-анализа [5, 8, 9] и определение индекса фрактальности [10]. В качестве модельного случайного процесса, обладающего фрактальными свойствами, был выбран процесс фрактального броуновского движения.

Метод нормированного размаха. При исследовании R/S -статистики временного ряда $x(t)$ длиной τ определяется отношение $\frac{R(\tau)}{S(\tau)}$, где $R(\tau)$ – размах кумулятивного ряда $x^{\text{cum}}(t, \tau)$, $S(\tau)$ – среднее квадратическое отклонение исходного ряда:

$$R/S = \frac{\max(x^{\text{cum}}(t, \tau)) - \min(x^{\text{cum}}(t, \tau))}{\sqrt{\frac{1}{\tau-1} \sum_{t=1}^{\tau} (x(t) - \bar{x})^2}}, \quad t = \overline{1, \tau}, \quad (1)$$

где $\bar{x}(\tau) = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} x(t)$, $x^{\text{cum}}(t, \tau) = \sum_{i=1}^t x(i) - \bar{x}(\tau)$.

Для самоподобного процесса это отношение при больших значениях τ обладает следующей характеристикой:

$$M\left[\frac{R}{S}\right] \sim (c \cdot \tau)^H, \quad (2)$$

где c – некоторая постоянная величина.

График зависимости $\frac{R(\tau)}{S(\tau)}$ от τ в логарифмическом масштабе будет

представлять собой прямую линию, аппроксимированную методом наименьших квадратов. Оценка показателя H вычисляется как тангенс угла наклона прямой зависимости $\log \frac{R(\tau)}{S(\tau)}$ от $\log(\tau)$.

Метод изменения дисперсии агрегированного ряда. Под агрегацией по шкале времени с параметром m понимается переход к такому процессу $x^{(m)}$, что $x_k^{(m)} = \frac{1}{m} \sum_{i=km-m+1}^{km} x_i$. Для агрегированных временных серий $x^{(m)}$ самоподобного процесса дисперсия при больших значениях m подчиняется следующей формуле:

$$Var(x^{(m)}) \sim \frac{Var(x)}{m^\beta}. \quad (3)$$

В этом случае параметр самоподобия $H = 1 - \frac{\beta}{2}$ можно определить, если сгенерировать агрегированный процесс на разных уровнях агрегации m и вычислить дисперсию для каждого уровня. График зависимости $\log(Var(x^{(m)}))$ от $\log(m)$ будет представлять собой прямую линию с наклоном, равным $-\beta$.

Метод с использованием дискретного вейвлет-преобразования. В этом случае оценку показателя Херста можно найти по скорости роста средних значений квадратов модулей вейвлет-коэффициентов:

$$W(k) = \frac{1}{N(k)} \sum_{j=1}^{N(k)} |c_j^{(k)}|^2. \quad (4)$$

Здесь $c_j^{(k)}$ – коэффициенты ортогонального дискретного вейвлет-преобразования выборочного самоподобного временного ряда; k – номер уровня детальности вейвлет-разложения; $N(k)$ – число вейвлет-коэффициентов на уровне детальности k . Тогда, выполняется

$$W(k) \sim s_k^{2H+1}, \quad (5)$$

где s_k – характерный временной масштаб уровня детальности k . Таким образом, значение коэффициента наклона прямой графика зависимости $W(k)$ от s_k в логарифмическом масштабе дает оценку для величины $2H + 1$.

Метод расчета индекса фрактальности временного ряда. В данном методе вводится равномерное разбиение временного ряда на интервалы $[t_{i-1}, t_i]$

и рассматривается минимальное по площади покрытие графика ряда прямоугольниками с основанием δ и высотой $A_i(\delta)$, которая равняется разности между максимальным и минимальным значениями ряда на интервале $[t_{i-1}, t_i]$.

Для величины $V(\delta) = \sum_{i=1}^m A_i(\delta)$ при $\delta \rightarrow 0$ выполняется соотношение

$$V(\delta) \sim \delta^{-\mu}, \quad (6)$$

где $\mu = D - 1$.

Показатель μ называется индексом фрактальности и связан с показателем Херста соотношением $H = 1 - \mu$. Для численного определения H необходимо построить зависимость $\log V(\delta)$ от $\log \delta$ и определить μ как тангенс угла наклона прямой.

Фрактальное броуновское движение. В качестве случайного процесса, обладающего фрактальными свойствами, часто рассматривается фрактальное броуновское движение (ФБД), которое нашло широкое применение в физике, химии, биологии, экономике и теории сетевого трафика.

Гауссовский процесс $X(t)$ называется фрактальным броуновским движением с параметром H , $0 < H < 1$, если приращения случайного процесса $\Delta X(\tau) = X(t + \tau) - X(t)$ имеют гауссовское распределение вида

$$P(\Delta X < x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0\tau^H} \cdot \int_{-\infty}^x \text{Exp}\left[-\frac{z^2}{2\sigma_0^2\tau^{2H}}\right] dz, \quad (7)$$

где σ_0 – коэффициент диффузии.

ФБД с параметром $H = 0,5$ совпадает с классическим броуновским движением. Приращения ФБД называются фрактальным гауссовским шумом, дисперсия которого подчиняется соотношению $D[X(t - \tau) - X(t)] = s_0^2\tau^{2H}$.

Существует несколько методов построения ФБД для случая дискретного времени. Одним из наиболее используемых на практике является метод последовательного случайного сложения Фосса. Метод включает в себя следующий пошаговый алгоритм [3]. Исходные значения координат $X(t_i)$ в моменты времени $t_i = 0, 1/2, 1$ равны нулю. На первом шаге к значениям координат $X(t_1), X(t_2), X(t_3)$ прибавляются случайные числа, выбранные из нормального распределения с нулевым средним и начальной дисперсией σ_1^2 . Средние значения времени на каждом интервале рассматриваются как дополнительные узлы на оси времени; значения координат в них оцениваются интерполяцией. На следующем шаге ко всем координатам $X(t_i)$, ($t_i = 0, 1/4, 1/2, 3/4, 1$) прибавляются случайные числа с нулевым средним значением и уменьшенной дисперсией $\sigma_2^2 = \frac{\sigma_1^2}{2^{2H}}$. На n -ом шаге алгоритма мы получаем значения реализации ФБД для $1 + 2^n$ значений времени t_i . Дисперсия

слагаемых n -го поколения равна $\sigma_n^2 = \frac{\sigma_{n-1}^2}{2^{2H}} = \frac{\sigma_0^2}{2^{2Hn}}$. Процесс, предложенный Фоссом, приводит к обобщенному броуновскому движению при любом разрешении.

Принципиально другим подходом является построение ФБД с помощью биортогональных вейвлетов [11]. В этом случае построение реализации ФБД осуществляется с помощью дискретного вейвлет-преобразования, где детализирующие вейвлет-коэффициенты на каждом уровне детальности являются независимыми нормально распределенными случайными величинами, а аппроксимирующие вейвлет-коэффициенты получены с помощью фрактального процесса авторегрессии и скользящего среднего FARIMA. Первоначально предложенный алгоритм, в котором искомая реализация содержала слишком много высокочастотных компонент, был усовершенствован в 2003 г. [12]. Программная реализация данного алгоритма доступна в математическом пакете MathLab, начиная с 7 версии.

Результаты исследований. В работе представлены результаты численного эксперимента, в ходе которого моделировалось фрактальное броуновское движение с заданным показателем H двумя описанными методами. Значения H для модельного ряда изменялись во всем возможном диапазоне $0 < H < 1$. Для полученного временного ряда рассчитывалась оценка H вышеописанными методами: R/S -анализа (\hat{H}_{rs}), дисперсии агрегированного ряда (\hat{H}_d), с помощью дискретного вейвлет-преобразования (\hat{H}_w) и индекса фрактальности (\hat{H}_{mi}). Для каждого значения показателя H были получены выборки его оценок и исследованы их статистические характеристики.

На рисунке показана зависимость средних значений оценки показателя Херста от его истинного значения. Вычисление средних значений H было проведено для модельных фрактальных рядов различной длины. Численное моделирование показало, что смещение не зависит от длины временного ряда. Сплошная прямая соответствует заданным значениям H . Очевидно, что оценки, полученные каждым из методов, являются сдвинутыми в зависимости от действительного значения показателя Херста. Средние значения оценок достаточно хорошо можно аппроксимировать прямыми линиями $\hat{H}_m = k_m H + b_m$, где коэффициенты k_m и b_m можно легко определить для каждого выбранного метода m .

В работе исследована зависимость средних квадратических отклонений оценок показателя Херста от заданных значений H и длины модельного фрактального ряда для каждого метода. В табл. 1 представлены значения средних квадратических отклонений оценок показателя Херста, которые были получены для рядов данных длиной 1024 значения. Значения H для модельного ряда изменялись во всем возможном диапазоне $0 < H < 1$.

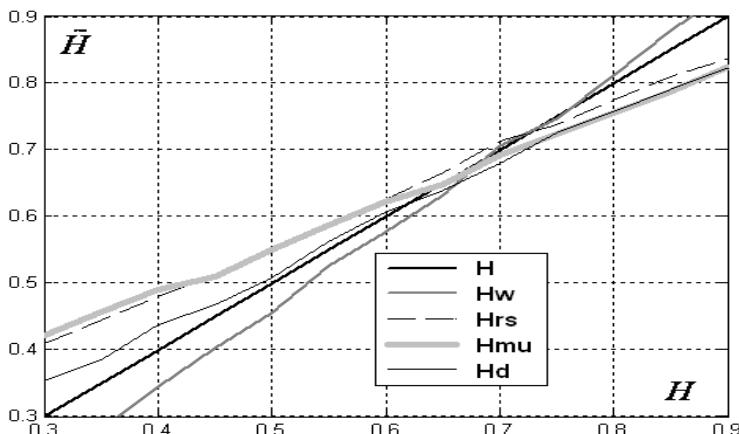


Рис. Зависимость средних значений оценок от действительных значений H

Таблица 1
Средние квадратические отклонения оценок H

Метод оценивания	Диапазон $S_{\hat{H}}$	Зависимость от H
R/S-анализ	$0,03 \leq S_{\hat{H}} \leq 0,08$	Возрастает вместе с H
Изменение дисперсии	$S_{\hat{H}} \approx 0,06$	Не зависит от H
Индекс фрактальности	$0,02 \leq S_{\hat{H}} \leq 0,08$	Возрастает вместе с H
Вейвлет-анализ	$S_{\hat{H}} \approx 0,06$	Не зависит от H

Табл. 2 иллюстрирует, как уменьшаются средние квадратические отклонения, полученные при расчете \hat{H} при увеличении длины ряда. Длина ряда, показанная в верхней строке таблицы, изменялась как 2^k , где $7 \leq k \leq 11$. В данном случае модельный показатель Херста $H = 0,8$.

Таблица 2
Зависимость средних квадратических отклонений \hat{H} от длины ряда

$S_{\hat{H}}$	128	256	512	1024	2048
S_{Hw}	0,19	0,14	0,10	0,08	0,05
S_{Hrs}	0,13	0,10	0,08	0,06	0,05
S_{Hmu}	0,11	0,09	0,08	0,07	0,05
S_{Hd}	0,09	0,07	0,06	0,05	0,04

В работе были исследованы законы распределения оценок \hat{H} . Для всех рассмотренных методов была выдвинута гипотеза о нормальном распределении выборочных значений оценок с параметрами $N(\bar{H}, S_{\bar{H}})$. Практически для всех выборочных данных гипотеза была принята с уровнем значимости $\alpha = 0,05$ по нескольким критериям согласия.

Одним из интересных, но слабоизученных вопросов оценивания параметра Херста, является вопрос о корреляционной связи между оценками, полученными разными методами. Численный анализ корреляционной зависимости между оценками параметра Херста показал, что для всех рассмотренных случаев, кроме корреляции с оценками, полученными с помощью вейвлет-преобразования, выборочные коэффициенты корреляции оказались значимыми. В табл. 3 представлены диапазоны значений выборочного коэффициента корреляции.

Таблица 3

Выборочный коэффициент корреляции между оценками \hat{H}

Методы, которыми получены оценки	Выборочный коэффициент корреляции r
R/S -анализ и изменение дисперсии	$0,3 \leq r \leq 0,7$
R/S -анализ и индекс фрактальности	$-0,6 \leq r \leq -0,3$
Изм. дисперсии и индекс фрактальности	$-0,7 \leq r \leq -0,3$
Вейвлет-анализ и другие методы	Является незначимым

Выходы. Обобщая результаты численного исследования, можно сделать вывод, что оценки показателя Херста, которые получены рассмотренными методами, являются нормально распределенными случайными величинами. Средние значения оценок значительно сдвинуты относительно оцениваемого параметра Херста. Сдвиг среднего значения зависит от действительного значения H и метода оценивания; эту зависимость можно аппроксимировать прямой. Средние квадратические отклонения оценок также зависят от истинного значения параметра Херста оцениваемого временного ряда и метода оценивания и уменьшаются с ростом длины ряда. Таким образом, для каждого метода можно найти доверительные интервалы оцениваемого значения показателя Херста. Исходя из результатов корреляционного анализа, для увеличения точности оценки H надо использовать среднее арифметическое исправленных несмещанных оценок, полученных несколькими методами, одним из которых желательно должен быть метод вейвлет-преобразования.

Список литературы. 1. Willinger W. Bibliographical guide to self-similar traffic and performance modeling for modern high-speed network in "Stochastic networks: theory and applications" / W. Willinger, M.S. Taqqu, A.A. Erramilli: Editors F.P. Kelly, S. Zachary, I. Ziedins. – Oxford: Clarendon Press (Oxford University Press), 1996. – 384 p. 2. Clegg R.G. A practical guide to measuring the hurst parameter / R.G. Clegg // Computing science technical report. – 2005. – № CS-TR-916. – P. 125–138. 3. Федор Е.

Фракталы / Е. Федер. – М.: Мир, 1991. – 254 с. 4. Шелухин О.И. Самоподобие и фракталы / О.И. Шелухин, А.В. Осин, С.М. Смольский // Под ред. О.И. Шелухина. – М.: ФИЗМАТЛИТ 2008. – 368 с. 5. Abry P. Wavelet analysis of long-range dependent traffic / P. Abry, D. Veitch // IEEE/ACM Transactions Information Theory. – 1998. – № 1 (44). – Р. 2–15. 6. Петерс Э. Фрактальный анализ финансовых рынков. Применение теории хаоса в инвестициях и экономике / Э. Петерс. – М.: Интернет-трейдинг, 2004. – 304 с. 7. Столлингс В. Современные компьютерные сети / В. Столлингс. – С.Пб.: Питер, 2003. – 784 с. 8. Малла С. Вэйвлеты в обработке сигналов / С. Малла. – М.: Мир, 2005. – 671 с. 9. Abry P. Self-similarity and long-range dependence through the wavelet lens / P. Abry, P. Flandrin, M.S. Taqqu, D. Veitch // Theory and applications of long-range dependence: Birkhäuser, 2003. – Р. 527–556. 10. Дубовиков М.М. Размерность минимального покрытия и локальный анализ фрактальных временных рядов / М.М. Дубовиков, А.В. Крянев, Н.В Старченко // Вестник РУДН. – 2004. – Т. 3. – № 1. – С. 81–95. 11. Abry P. The wavelet-based synthesis for the fractional Brownian motion proposed by F. Sellan and Y. Meyer: Remarks and fast implementation / P. Abry, F. Sellan // Appl. and Comp. Harmonic Anal. – 1996. – V. 3 (4). – Р. 377–383. 12. Bardet J.-M. Generators of long-range dependence processes: a survey, "Theory and applications of long-range dependence" / J.-M. Bardet, G. Lang, G. Oppenheim, A. Philippe, S. Stoev, M.S. Taqqu // Theory and applications of long-range dependence: Birkhäuser, 2003. – Р. 579–623.

УДК 519.2

Порівняльний аналіз статистичних властивостей оцінок показника Херста / Кіріченко Л.О. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 88 – 95.

Проведено чисельний аналіз статистичних характеристик оцінок показника Херста для самоподібних часових рядів, отриманих різними методами. Показано, що оцінки мають нормальній розподіл, середні значення якого значно зміщені щодо оцінюваного параметра. Зсув залежить від дійсного значення параметра й методу оцінювання; цю залежність можна апроксимувати прямовою. Середні квадратическі відхилення оцінок також залежать від значення параметра й методу оцінювання. Іл.: 1. Табл.: 3. Бібліогр.: 12 назв.

Ключові слова: показник Херста, оцінка показника Херста, самоподібний часовий ряд.

UDC 519.2

Comparative analysis of the statistical properties of Hurst parameter estimators / Kirichenko L.O. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – Р. 88 – 95.

The aim of this paper is estimation of Hurst parameter by different methods and comparative analysis of the statistical properties of estimators. Based on the results of numerical experiment, we can conclude that all estimating Hurst have a normal distribution, the mean is significantly shifted on the estimated parameter. The shift of mean depends on the value of Hurst parameter and the method of estimation. The standard deviations of the estimators also depend on the value of Hurst parameter and the method of estimation. Figs: 1. Tabs: 3. Refs: 12 titles.

Key words: Hurst parameter, estimator of Hurst parameter, self-similar time series.

Поступила в редакцию 27.10.2009

Ю.Н. КОЛЫБИН, канд. техн. наук, проф. НТУ "ХПИ",
С.В. ПОЛОВИНКО, магистр НТУ "ХПИ"

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ЯЗЫКА XML ДЛЯ ОБМЕНА ДАННЫМИ В РАСПРЕДЕЛЕНОЙ СИСТЕМЕ МОНИТОРИНГА СЕТИ

Приведены наиболее распространенные методы организации обмена данными в распределенных системах мониторинга сети с расширением функций посредством плагинов. Предложен основанный на языке XML протокол обмена данными между компонентами системы мониторинга. Рассмотрены некоторые методы сокращения накладных расходов, связанных с избыточностью XML. Табл.: 3. Библиогр.: 8.

Ключевые слова: мониторинг сети, плагины, протокол обмена, распределенные системы, язык XML.

Постановка проблемы. Современные средства мониторинга вычислительных сетей предоставляют широкие возможности сбора и анализа диагностической информации. Возможности различных продуктов данной категории могут расширяться за счет использования плагинов, скриптов и других подобных средств [1]. При этом производителям систем мониторинга приходится реализовывать сложные интерфейсы для вызова плагинов и получения результатов их работы. Иногда это отдельный интерфейс для каждого поддерживаемого типа плагина. Чаще всего такие интерфейсы обладают жестко заданной структурой и ограничивают дальнейшее развитие системы, поскольку необходимо обеспечивать обратную совместимость различных версий интерфейсов расширения и плагинов.

Кроме того, зачастую современные системы обслуживания сетей, в том числе и инструменты мониторинга, имеют распределенную архитектуру, то есть состоят из нескольких компонентов, которые обмениваются данными по сети. Наличие жестко определенных протоколов также вносит сложности в контроль версий, усложняет работу разработчиков и администраторов системы, если возникает необходимость адаптировать систему к конкретной ситуации и реализовать сбор каких-либо специфических данных, возможно, очень важных для текущей задачи.

Подобные сложности имеют место при разработке самых различных типов программного обеспечения и в значительной мере решаются за счет гибких самодокументируемых протоколов, иерархических структур данных и средств их обработки, а так же обобщенных языков разметки.

Анализ литературы. В ходе анализа существующих решений было выяснено, что часто разработчики систем мониторинга организовывают плагины в виде отдельных агентов, опрашиваемых по определенному протоколу (чаще всего SNMP) [1]. Подобное решение позволяет добиться

высокой производительности (в случае использования таких нетребовательных к ресурсам протоколов, например, как SNMP), однако расширяемость такой системы сильно ограничена жесткостью протокола.

Другое распространенное решение – оформление плагинов в виде динамических библиотек, содержащих в себе набор функций, каждая из которых выполняет определенную задачу (инициализация, запрос параметров плагина у пользователя, запуск мониторинга, останов мониторинга). В таком случае каждый плагин является "вещью в себе", и для организации, например, обработки полученных данных другим плагином, если данное действие не предусмотрено интерфейсом, разработчикам приходится внедрять различные нестандартные решения, что усложняет разработку. Кроме того, такой подход является очень платформозависимым.

Еще одним, более универсальным, методом является использование в качестве плагинов обычных консольных приложений, формирующих свой текстовый вывод в соответствии с некоторыми правилами форматирования. Данные о результатах мониторинга система получает из потока текстового вывода плагина и кода его завершения. Такой подход (используется, например, в Nagios [2]) может считаться кроссплатформенным и предоставляет большую свободу действий, хотя и несколько меньшую производительность. Естественным развитием такого форматированного текста можно считать язык XML. Несмотря на большую избыточность, являющуюся его главным недостатком, XML успешно применяется в таких распространенных технологиях как XML-RPC, SOAP [3 – 5], протоколе обмена мгновенными сообщениями jabber (XMPP) и др.

Целью статьи является разработка собственного протокола на основе XML для связи компонентов распределенной системы мониторинга вычислительной сети между собой и с плагинами, для повышения расширяемости и упрощения систем мониторинга. При этом описания в разрабатываемом формате должны быть достаточно просты для того, чтобы человек мог их читать и редактировать.

Датчики. Для мониторинга узлов сети используются, в основном, числовые и строковые значения различных параметров работы этих узлов. Для описания таких значений примем абстракцию "датчик" ("probe"). В синтаксисе XML простейший датчик можно описать так:

Таблица 1

Описание простейшего датчика с использованием языка XML

Описание датчика	Значение датчика
"Число отправленных пакетов"	
<P n="PacketsSent" />	<P n="PacketsSent" /> 100</P>

Значения некоторых датчиков могут быть получены непосредственно в результате опроса состояния системы, другие вычисляются на основе этих

первичных значений. В дальнейшем эти значения используются для визуализации, как входные данные для систем поддержки принятия решений и т.п.

При использовании XML-описаний датчиков в протоколе обмена данными, основная программа опрашивает плагины для получения описаний, а для получения значений конкретного датчика (или нескольких датчиков), отсылает плагину запрос, совпадающий по содержанию с описанием.

Датчик может быть простым, представляя собой одно значение, а может описывать структуру или массив:

Таблица 2
Примеры сложных датчиков

Описание датчика	Значение датчика
"Статистика протокола TCP"	<pre><P n="TCP"> <P n="SegmentsSent" /> <P n="SegmentsReceived" /> <P n="SegmentsResent" /> ... </P></pre>
"Открытые TCP соединения"	<pre><P n="Connections" index="0"> <P n="RemotePort" >80</P> <P n="LocalPort" >8890</P> <P n="RemoteAddr" > "10.1.3.4"</P> ... </P></pre> <pre><P n="Connections" index="1"> <P n="RemotePort" >80</P> <P n="LocalPort" >8810</P> <P n="RemoteAddr" > "10.3.2.5"</P> ... </P></pre>

Для вычисления датчика на основе значений других датчиков можно использовать подобные описания: "<P n = "ResentProcent" /> 100*SegmentsResent / SegmentsSent </P>". Значение датчика ResentProcent будет равняться проценту сегментов, которые узел был вынужден отправить повторно из-за каких-либо неполадок в работе сети. Для простоты все численные значения датчиков в предлагаемом протоколе будут считаться вещественными. В связи с такой организацией работы с числами предлагается ввести оператор округления "@". Пример его использования – "(100*SegmentsResent/SegmentsSent)@2" – округление значения выражения в скобках до двух знаков после запятой.

При обращении к элементу массива используется оператор "[]". Использование его идентично использованию в языке Си.

Функции. Кроме датчиков в вычислении выражений могут использоваться функции. Функция представляет из себя датчик, значение которого может меняться в зависимости от переданного ему аргумента.

Таблица 3

Примеры описания функций

Описание датчика	Значение датчика
"Информация о диске"	<pre><P n="DriveInfo" arg=""> <P n="Capacity" /> <P n="FreeSpace" /> <P n="FileSystem" /> </P></pre>
"Входящие Http-соединения"	<pre><P n="IncomeConns" arg="" index=""> <P n="RemotePort" /> <P n="RemoteAddr" /> </P></pre>

Как видно из примера "Входящие Http-соединения", значение функции, как и любого датчика, может быть массивом, что значительно расширяет их возможности. В описанном синтаксисе, однако, имеется тот недостаток, что формат аргумента не описывается явно, а это потребует от разработчиков функции (если она реализована в плагине) написания документации с описанием, иначе использование функции будет затруднено. На данный момент мы видим два решения данной проблемы:

- Использование поясняющих комментариев в XML-описании.
- Задание формата аргумента в виде самостоятельного датчика. Данные, подающиеся в качестве аргумента функции, должны полностью копировать структуру этого датчика.

Невычисляемые выражения. Если хотя бы одно из используемых в выражении значений не может быть вычислено, датчик принимает значение – "недоступен" (#NA). Если в дальнейшем недоступный датчик будет использован для вычисления значения другого датчика, этот датчик тоже станет недоступным. То же самое происходит, если выражение использует значение неописанного датчика (например, если не подключен нужный плагин). Если в выражении по ошибке будет использован путь к пространству имен, также будет получено значение #NA.

С использованием выражений, предложенных выше, пользователь может расширять возможности системы без внесения изменений в код плагинов.

Разумеется, такой подход не может обеспечить все возможные потребности конечного пользователя, но во многих случаях поможет произвести нужные вычисления без разработки специального плагина.

Достоинства предложенного протокола:

1. Гибкость протокола обмена. Фактически, он может формироваться "на лету", динамически. 2. XML очень распространен и большинство современных языков программирования имеют средства для работы с ним [6]. 3. Некоторые простые вычисления можно производить при помощи выражений в XML-описании, без использования специальных плагинов. 4. Использование XML позволит значительно упростить систему. Например, при использовании XSLT-преобразований, в качестве консоли мониторинга, в некоторых случаях можно использовать обычный браузер, что вообще позволяет отказаться от разработки консоли мониторинга как отдельного приложения [7]. 5. Удобный для чтения и редактирования человеком формат.

Предложенный протокол был реализован для обмена данными между компонентами демонстрационной программы, служащей для мониторинга работы малых и средних по размеру сетей. Так как в процессе работы над проектом программа многократно изменялась, внесение изменений в протокол с заранее определенными полями и константами было бы чрезвычайно трудоемко, использование же предложенного протокола обеспечило простоту модификации системы мониторинга, что, конечно, показывает насколько просто такие изменения возможно производить при реальном использовании. Подобная гибкость была бы невозможна при использовании, например, SNMP.

Недостатки предложенного протокола:

1. Большая избыточность кода: теги XML-разметки и длинные имена датчиков составляют большие текстовые объемы, что при частом обмене данными отрицательно оказывается на производительности системы.

2. Для реализации возможности использования датчиков непосредственно в XML-описании необходимо создание собственного языка выражений. Однако синтаксис такого языка будет чрезвычайно простым, поэтому он, скорее всего, не будет вызывать сложностей в освоении.

В некоторой мере устраниТЬ первый недостаток позволяют следующие средства:

– При организации обмена системы с плагинами XML-описание используется только на первом этапе. После опроса всех плагинов с целью выяснения структуры дерева датчиков составляется связный граф – интерпретация XML с нумерованными узлами – и в дальнейшем весь обмен осуществляется с использованием этих номеров как идентификаторов датчиков.

– Выражения, используемые при вычислении значений датчиков, можно скомпилировать, переведя в машинные команды. Это позволит избавиться от фазы интерпретации при вычислении каждого выражения. Платформа .NET позволяет производить такую компиляцию относительно просто [8].

– При обмене по сети тексты, размеченные XML, предлагается сжимать одним из распространенных быстрых алгоритмов, что многократно уменьшит объем передаваемых данных.

Выводы. Предложен основанный на языке XML протокол для обмена данными между компонентами системы мониторинга сети. Приведены основные особенности протокола. Проведена апробация протокола в реальных условиях. Выявлены некоторые недостатки, однако наличие существенных достоинств показывает, что использование такого протокола в сочетании с некоторыми дополнительными решениями оправдано.

Список литературы: 1. Уилсон Э. Мониторинг и анализ сетей. Методы выявления неисправностей / Э. Уилсон. – М.: Лори, 2002. – 350 с. 2. Barth W. Nagios System and network monitoring / W. Barth – San Francisco: No starch press, 2006. – 462 р. 3. Хантер Д. Введение в XML / Д. Хантер. – М.: Лори, 2001. – 638 с. 4. Мак-Лахлин Б. Java и XML / Б. Мак-Лахлин – СПб.: Символ_Плюс, 2002. – 544 с. 5. Таненбаум Э. Распределенные системы. Принципы и парадигмы / Э. Таненбаум, М. ван Стен. – СПб.: Питер, 2003. – 877 с. 6. Спенсер П. XML Проектирование и реализация / П. Спенсер. – М.: Лори, 2001. – 526 с. 7. Холзнер С. XML. Энциклопедия / С. Холзнер – СПб.: Питер, 2004. – 1104 с. 8. Рихтер Д. CLR via C#. Программирование на платформе Microsoft .NET Framework 2.0 на языке C# / Д. Рихтер. – СПб.: Питер, 2008. – 656 с.

УДК 004.652

Використання XML для обміну даними в розподілених системах моніторингу мережі / Колібін Ю.М., Половінко С.В. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 96 – 101.

Наведено найбільш поширені методи організації обміну даними в розподілених системах моніторингу мережі з розширенням функціоналу за допомогою плагінів. Запропоновано заснований на мові XML протокол обміну даними між компонентами системи моніторингу. Розглянуто деякі методи скорочення накладних витрат, пов'язаних з надмірністю XML. Табл.: 3. Бібліогр.: 8 назв.

Ключові слова: моніторинг мережі, плагіни, протокол обміну, розподілени системи, мова XML.

UDC 004.652

Use of XML for data exchange in a distributed network monitoring system / Kolibin Y.N., Polovinko S.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 96 – 101.

The most common methods of data exchange in distributed systems for network monitoring with the extension via plugins are presented. An XML-based protocol for exchanging data between components of a distributed system for monitoring network is suggested. Some methods of reducing computational burden associated with redundancy of XML are reviewed. Tabl.: 3. Refs: 8 titles.

Keywords: network monitoring, plugins, protocol for exchanging, distributed systems, XML language.

Поступила в редакцию 15.04.2010.

Ю.П. КОНДРАТЕНКО, д-р техн. наук, проф. ЧГУ им. П.Могилы

(г. Николаев)

Е.В. ГОРДИЕНКО, магистр НУК им. адм. Макарова (г. Николаев)

НЕЙРОСЕТЕВОЙ ПОДХОД К РЕШЕНИЮ ЗАДАЧИ ИДЕНТИФИКАЦИИ НЕСТАЦИОНАРНЫХ ПАРАМЕТРОВ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

Рассмотрены существующие способы идентификации технологических объектов. Предложен нейросетевой подход к решению данной задачи и продемонстрированы результаты его применения на примере идентификации параметров типовых динамических звеньев. Обоснован выбор архитектуры и алгоритма обучения нейронной сети. Ил.: 4. Библиогр.: 14 назв.

Ключевые слова: идентификация технологического объекта, нейронная сеть, динамические звенья.

Постановка проблемы и анализ литературы. Современные технологические объекты часто подвержены внешним и внутренним возмущающим воздействиям, имеющим стохастический характер, что, в свою очередь, приводит к нестационарному характеру изменения их параметров [1]. Примером могут служить судовые электроэнергетические системы, являющиеся сложными динамическими объектами, в которых осуществляется автоматическое управление взаимосвязанными величинами: частотой, напряжением, потоками активных и реактивных мощностей синхронных генераторов [2, 3].

В связи с этим при проектировании систем автоматического управления одной из основных задач становится задача идентификации объектов такого класса [1]. Настоящая статья посвящена исследованию возможностей применения аппарата искусственных нейронных сетей (НС) при решении задач идентификации технологических объектов на примере идентификации нестационарных параметров типовых динамических звеньев. Среди главных недостатков существующих способов идентификации – большой объем расчетов. Применение аппарата НС позволяет заметно снизить объем вычислений, а, следовательно, и уменьшить временные затраты.

В настоящее время в задачах управления и, в частности, в задачах идентификации нейронные сети, как правило, находят свое применение в виде нейросетевых эмуляторов и предикторов [4 – 6]. Иными словами, НС используется как нейросетевая модель объекта управления (ОУ) либо как нейросетевая система, прогнозирующая дальнейшее поведение ОУ, основываясь на снятой с объекта выборке (вход/выход) [5].

Однако, помимо этого, на практике для эффективного управления часто необходимо определять изменившиеся под воздействием внешних либо внутренних факторов параметры ОУ [1]. Очень распространена задача

идентификации неизвестных параметров объекта при известной его структуре (система алгебраических либо дифференциальных уравнений). Такой объект в литературе имеет условное название белый ящик.

Существует множество методов решения такой задачи: аппроксимация ОУ через представление в виде типового звена, цепи апериодических звеньев, идентификация на базе разложения передаточной функции ОУ в ряды, метод наименьших квадратов и прочие [7]. Они имеют целью поиск функции, аппроксимирующей данный ОУ. Как уже было сказано выше, основной недостаток этих методов – большой объем вычислений и аналитических выкладок, что делает процедуру идентификации сложной, а иногда и громоздкой.

Задачу идентификации можно рассматривать как задачу аппроксимации многомерной функции, когда для входного воздействия необходимо получить значения динамических параметров ОУ. Для решения такого класса задач целесообразно использовать НС [8, 9].

Цель статьи – синтез искусственной нейронной сети для решения задач идентификации нестационарных параметров технологических объектов на примере типовых динамических звеньев: апериодических и колебательных.

Проектируемый нейросетевой идентификатор должен определять вектор коэффициентов C по нескольким последовательным значениям выходного и входного сигналов ОУ (рис.1).

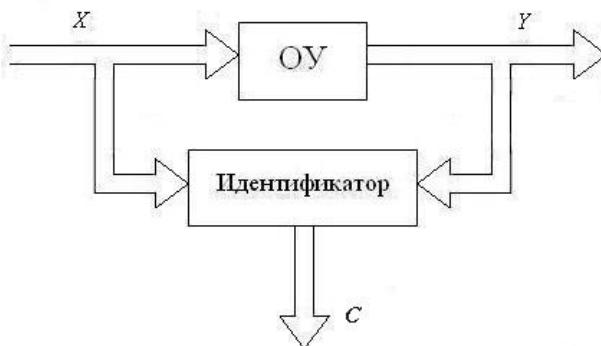


Рис. 1. Идентификация объекта управления

Решение задачи идентификации рассмотрим на примере идентификации коэффициентов усиления k , постоянных времени T и коэффициента демпфирования ξ типовых динамических звеньев: апериодического и колебательного с соответствующими передаточными функциями (ПФ):

$$W_I(p) = \frac{k(t)}{T(t)p + 1}, \quad (1)$$

$$W_{II}(p) = \frac{k(t)}{T(t)^2 p^2 + 2\xi(t) \cdot p + 1}. \quad (2)$$

Идентификация параметров апериодического звена. В качестве искомых параметров для апериодического звена выбраны коэффициент усиления k и постоянная времени T .

Лучшей нейросетевой структурой для решения подобных задач является, как известно, многослойный персепtron (МП) [8, 10].

Проектируемая НС должна определять параметры k и T по нескольким последовательным значениям входов и выходов ОУ. Примем количество значений выхода равным 5, и это будут последние 5 значений выходного сигнала ОУ к моменту выхода переходного процесса (ПП) в установившийся режим с шагом Δt . На вход ОУ будем подавать единичный ступенчатый сигнал, тогда фактически проектируемый идентификатор будет выполнять расчет параметров ПФ ОУ по виду его ПП.

Формирование обучающей и тестовой выборок. Для обучения НС прежде всего необходимо создать обучающую выборку. С этой целью для каждого набора значений k и T из диапазонов $k = 1, 40$, $T = 1, 40$ построены ПП апериодического звена и определено время окончания ПП. При этом временем окончания ПП считается такой момент времени, после которого значение выходной величины отличается от установившегося значения не более, чем на 5%. В результате сформированы два массива: первый (массив входов НС) состоит из 1600 векторов длиной 6 (5 последних дискретных значений выходной величины и заданное значение выходной величины ОУ), второй (массив желаемых выходов) состоит из векторов, содержащих соответствующие значения параметров k и T .

Тестовая выборка создавалась аналогичным образом и содержит 6241 вектор.

Обучающая и тестовая выборки нормировались путем приведения значений векторов к нормальному закону распределения с нулевым средним и дисперсией, равной 1 [11]. Приведение выполнялось по формуле:

$$P_n = \frac{P - \bar{P}}{\sigma_P}, \quad (3)$$

где P_n – элемент нормированного вектора; P – элемент нормируемого вектора; \bar{P} – среднее значение соответствующих элементов векторов обучающей выборки; σ_P – среднеквадратичное отклонение соответствующих элементов векторов обучающей выборки.

Определение алгоритма обучения. После формирования обучающей и тестовой выборок было проведено обучение сети. При этом важное значение

имеет явление переобучения сети. Это явление проявляется в том, что НС работает с минимальной погрешностью при подаче на ее вход векторов обучающей выборки, однако выдает неверный результат при подаче произвольного вектора. Это означает, что сеть заучила примеры, но не научилась решать задачу [8, 11].

Одним из методов снизить либо избежать эффекта переобучения является метод регуляризации [8]. Его суть заключается в минимизации комбинированного функционала качества обучения, который учитывает не только сумму квадратов ошибок обучения, но и квадраты весов [11].

В данном исследовании этот метод реализован в алгоритме Левенберга–Марквардта с регуляризацией по Байесу, который показал наилучший результат при обучении НС при использовании различных алгоритмов [12 – 14].

Выбор структуры НС. Для решения поставленной задачи был использован полносвязный МП прямого распространения. Сеть работает с меньшей погрешностью при использовании двух скрытых слоев. Для каждого нейрона скрытых слоев в качестве функции активации (ФА) использована логистическая функция, а для нейронов выходного слоя – линейная функция.

Для определения числа нейронов в скрытых слоях использован следующий способ. Построены и обучены НС для разных комбинаций количества нейронов в каждом слое из диапазонов 10 – 20. В каждом случае выделялись четыре функционала качества работы сети: ширина разброса абсолютной погрешности (разница между максимальным и минимальным значениями) на тестовой выборке (для k и T) и средняя относительная погрешность (для k и T). Далее анализировались матрицы разброса и средней относительной погрешности, по которым определены наименьшие значения функционалов и координаты этих точек. Координатами является количество нейронов в первом и втором скрытых слоях. Из полученных структур была выбрана оптимальная, а именно – НС с 14 нейронами в первом и 15 – нейронами во втором скрытом слое. Число входов сенсорного слоя равно 6, выходного – 2.

Обучение НС. НС обучилась за 600 эпох обучения. Суммарная квадратичная ошибка обучения (сумма квадратов ошибок $S_{\text{кв}}$) составила $9,93 \cdot 10^{-4}$. На рис. 2 приведен график процесса обучения.

Проверка качества идентификации. Среднее значение относительной погрешности коэффициента усиления равно 0,11% и постоянной времени – 1,72%. Однако основным показателем качества идентификации является максимальная степень совпадения переходных процессов реального ОУ и его модели, построенной с использованием полученных в результате идентификации параметров i -го набора коэффициента усиления k^i и постоянной времени T^i . Передаточная функция такой модели имеет вид:

$$W_I^i(p) = \frac{k^i(t)}{T^i(t)p + 1}. \quad (4)$$

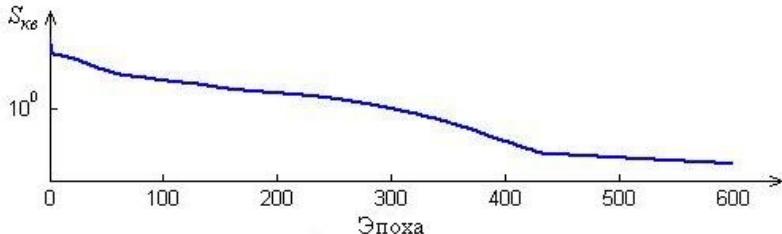


Рис. 2. Процесс обучения НС

Для проверки качества нейросетевого идентификатора сравнение было проведено по всей тестовой выборке. Критерием качества выбрано среднее значение относительной погрешности $\bar{\varepsilon}$, рассчитанное при сравнении ОУ (1) и идентификационной модели (4) по формуле:

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{|y_n - y_n^i|}{y_n} \cdot 100\%, \quad (5)$$

где N – количество отсчетов ПП; y_n – n -й отсчет ПП ОУ; y_n^i – n -й отсчет ПП идентификационной модели.

Среднее значение $\bar{\varepsilon}$ составило 0,3835 %.

Структура спроектированного нейросетевого идентификатора представлена на рис. 3.

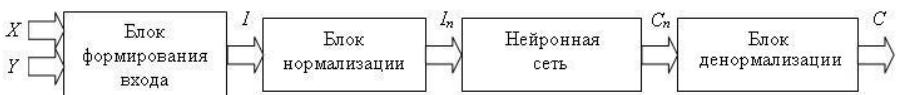


Рис. 3. Структура идентификатора на основе нейронной сети

На рис. 3 обозначено: X , Y – векторы входов и выходов ОУ; I – совмещенный вектор входов и выходов ОУ длиной 6, вход идентификатора; I_n – выходной вектор нормированного вектора блока нормализации; C_n – выходной вектор НС; C – вектор идентифицируемых параметров (выход идентификатора).

Блок формирования входа содержит 4 блока задержки, в результате чего на выходе блока формируется совмещенный вектор I , содержащий текущее значение входного сигнала и 5 последних значений выходного сигнала ОУ. В блоке нормализации вектор I_n рассчитывается на основании формулы (3). В

блоке денормализации вектор \mathbf{C} рассчитывается из вектора \mathbf{C}_n , основываясь на обратной формуле:

$$P = \left| P_n \sigma_o + \bar{P} \right|. \quad (6)$$

Таким образом, решена задача нейросетевой идентификации апериодического звена, причем рассчитанные значения берутся положительными, чтобы избежать возможного появления отрицательных значений параметров.

Идентификация параметров колебательного звена. В качестве искомых параметров для колебательного звена выбраны параметры ПФ (2), в частности, коэффициент усиления k , постоянная времени T и коэффициент демпфирования ξ .

Выбор структуры и формирование обучающей и тестовой выборок для колебательного звена выполнены аналогично тому, как было описано в предыдущем разделе "Идентификация параметров апериодического звена". Разница в формировании обучающей и тестовой выборок состоит в том, что были выбраны значения из диапазонов: $k = \overline{1, 20}$, $T = \overline{1, 20}$, $\xi = \overline{0, 1}$, а число последних дискретных значений выходного сигнала, по которым производится идентификация, принято равным 10. Такое увеличение дискретных значений выходного сигнала продиктовано тем, что график ПП колебательного звена имеет более сложную форму, чем апериодического.

Кроме того, в данном случае Байесова регуляризация показала худший результат и НС обучалась при помощи алгоритма Левенберга-Марквардта.

В итоге построена НС с тремя скрытыми слоями по 13 нейронов в каждом и с 3 нейронами в выходном слое. В качестве функции активации нейронов скрытых слоев выбрана тангенциальная функция, а выходного – линейная.

Обучающая выборка имеет длину 2000 векторов, тестовая – 3500. Входы и выходы НС нормировались аналогичным образом по формуле (3).

НС обучилась за 5000 эпох обучения. Суммарная квадратичная ошибка обучения (сумма квадратов ошибок $S_{\text{кв}}$) составила $1,08 \cdot 10^{-3}$. На рис. 4 приведен график процесса обучения сети.

Проверка качества идентификации также проходила по аналогии с апериодическим звеном. Критерием качества было выбрано среднее значение относительной погрешности $\bar{\epsilon}$, рассчитанное по формуле (5) при сравнении ОУ (2) и идентификационной модели (7)

$$W_{II}^i = \frac{k^i(t)}{(T^i(t))^2 p^2 + 2\xi^i(t) \cdot p + 1}. \quad (7)$$

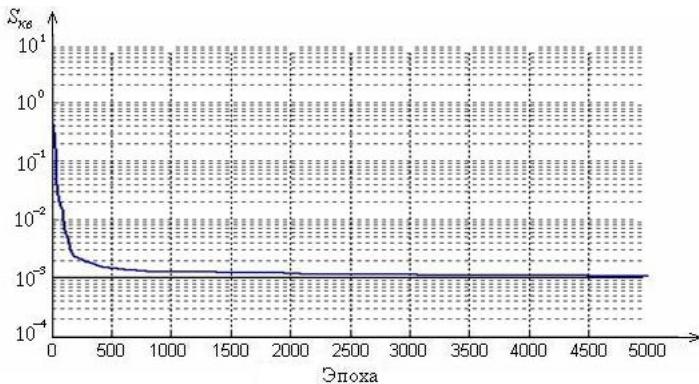


Рис. 4. Процесс обучения сети

Средние значения относительной погрешности идентификации коэффициента усиления, постоянной времени и коэффициента демпфирования соответственно равны 0,77 %, 3,88 %, 3,12 %. Однако, несмотря на высокую погрешность, сравнение ПП реального ОУ и его идентифицированной модели показало хороший результат. Среднее значение относительной погрешности $\bar{\epsilon}$ составило 0,8118 %.

Выводы. Таким образом, в результате проведенных исследований созданы и обучены нейронные сети, на базе которых построены идентификаторы типовых динамических звеньев. Обобщенная структурная схема идентификатора на базе НС приведена на рис. 3.

Предложенный подход может быть применен при идентификации объектов с изменяющимися параметрами для повышения точности управления. Перспективным является разработка подхода к нейросетевой идентификации технологических объектов в процессе эксплуатации.

Список литературы: 1. Цыпкин Я.З. Адаптация и обучение в автоматических системах / Я.З. Цыпкин. – М.: Наука, 1968. – 399 с. 2. Кондратенко Ю.П. Система адаптивной идентификации многосвязных объектов / Ю.П. Кондратенко // Труды НКИ. – Николаев: НКИ. – 1978. – № 137. – С. 90-92. 3. Ткаченко А.Н. Исследование на ЦВМ системы адаптивной идентификации турбогенератора как двухсвязного объекта / А.Н. Ткаченко, Ю.П. Кондратенко, А.П. Гуров // Кибернетика на морском транспорте. – 1979. – № 8. – С.116-120. 4. Махотило К.В. Разработка методик эволюционного синтеза нейросетевых компонентов систем управления: диссертация на соискание степени кандидата технических наук: 05.13.06 / К.В. Махотило. – Харьков, 1998. – 179 с. 5. Эффективная нейросетевая идентификация инверсной динамики объекта управления для синтеза прогнозирующих систем управления / Б.С. Ноткин // Идентификация и задачи управления SICPRO'05: Труды IV Междунар. конф., 25-28 янв. 2005. – [Электронный ресурс] – Режим доступа: <http://www.reshebnik.net.ru/getfile.php?f=pin.pdf>. 6. Агамалов О.Н. Оценка технического состояния электрооборудования в реальном масштабе времени методом нейро-нечеткой идентификации / О.Н. Агамалов // ExponentaPro.Математика в приложениях. – 2003. – № 12. – С. 36-44. 7. Кубрак А.І. Комп'ютерне моделювання та ідентифікація автоматичних систем / А.І. Кубрак, А.І. Жученко, М.З. Кваско. – К.: Політехніка, 2004. – С. 123-190.

- 8. Хрящев В.В.** Нейросетевой подход к решению задачи восстановления амплитуды дискретного сигнала / В.В. Хрящев, Е.Ю. Саутов, Е.А. Соколенко // Проектирование инженерных и научных приложений в среде MATLAB: труды конф., 2002. – [Электронный ресурс] – Режим доступа: <http://matlab.exponenta.ru/conf2002/theses/section4/hryashev/hryashev.php> 9. Антошук С.Г. Нейросетевая аппроксимация динамических характеристик систем электропривода / С.Г. Антошук, А.А. Николенко, Н.Ю. Хитрук // Електромашинобудування та електрообладнання. – Вип.66. – К.: Техніка, 2006. – [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://nbuv.gov.ua/portal/natural/emeo/ee_66/7-05.pdf 10. Дьяконов В. Математические пакеты расширения MATLAB. Специальный справочник / В. Дьяконов, В. Круглов. – СПб.: Питер, 2001. – 475 с. 11. Медведев В.С. Нейронные сети.MATLAB 6 / В.С. Медведев, В.Г. Потемкин / Под общ. ред. В.Г.Потемкина – М.: ДИАЛОГ-МИФИ, 2002. – 496 с. 12. Губарев В.Ф. Исследование метода итеративной идентификации многомерных дискретных систем / В.Ф. Губарев, А.О. Жуков // Проблемы управления и информатики. – 2008. – № 5. – С. 23-28. 13. Губарев В.Ф. Исследование условий идентифицируемости при итеративной идентификации дискретных стационарных систем / В.Ф. Губарев, А.О. Жуков // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2009. – № 1. – С. 100-115. 14. Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л. Рутковский. – М.: Горячая линия-Телеком, 2006. – 383 с.

УДК 004.896:681.518

Нейромережевий підхід до рішення задачі ідентифікації нестационарних параметрів технологічних об'єктів / Ю.П. Кондратенко, Е.В. Гордиенко // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 102 – 109.

Розглянуті існуючі способи ідентифікації технологічних об'єктів. Запропонований нейромережевий підхід до рішення даної задачі і продемонстровані результати його вживання на прикладі ідентифікації параметрів типових динамічних ланок. Обґрутований вибір архітектури і алгоритму вчення нейронної мережі. Іл.: 4. Бібліог.: 14 назв.

Ключові слова: ідентифікація технологічного об'єкту, нейронна мережа, динамічні ланки.

UDC 004.896:681.518

Neuronets going near decision of task of authentication of non-stationary parameters of technological objects / Yu.P. Kondratenko, E.V. Gordienko / Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 102 – 109.

The existent methods of authentication of technological objects are considered. The нейросетевой going is offered near the decision of this task and the results of his application are shown on the example of authentication of parameters of model dynamic links. The choice of architecture and algorithm of teaching of neuron network is grounded. Figs.: 4. Refs.: 14 titles.

Keywords: authentication of technological object, neuron network, dynamic links.

Поступила в редакцию 15.04.2010.

Д.К. МАКОВ, канд. техн. наук, доц. НТУУ "КПИ" (г. Киев),
Н.И. ПОВОРОЗНИЮК, канд. техн. наук, доц. НТУУ "КПИ" (г. Киев),
Ю.М. ВИНОГРАДОВ, ст. преп. НТУУ "КПИ" (г. Киев),
А.Б. УСЛОНИЦЕВ, ст. науч. сотр. ИОЭ НАН Украины (г. Киев)

ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ НЕСИММЕТРИИ ТРЕХФАЗНОГО НАПРЯЖЕНИЯ

В работе выполнен анализ уравнений преобразования трехфазного напряжения каскадным соединением фильтров симметричных составляющих (ФСС) при измерении коэффициента несимметрии (КНМ) основной частоты, предложены алгоритмы коррекции погрешностей от неидентичности параметров звеньев ФСС из-за разброса их параметров. Ил.: 1. Библиогр.: 10 назв.

Ключевые слова: фильтры симметричных составляющих (ФСС), коэффициент несимметрии (КНМ), алгоритмы коррекции погрешностей.

Постановка проблемы и анализ литературы. Вопросам качества электрической энергии в последние годы уделяется большое внимание, поскольку несоблюдение норм качества электрической энергии приводит к ухудшению электромагнитной совместимости электрических сетей электроснабжения и приемников электроэнергии.

С 1967 года ГОСТ 13109-67 нормировал показатели качества электроэнергии (ПКЭ), а с 18.06.1999 года они в системах электроснабжения общего назначения нормируются международным стандартом 13109-97.

При соблюдении стандартов достигается безопасность электропотребления, ресурсо- и энергосбережение, снижаются затраты на топливо и нагрузка на оборудование, используемые при генерировании дополнительной непроизводительной мощности.

Задача измерения показателей качества электроэнергии важна не только сама по себе, но и при создании и использовании схем симметрирования в трехфазных сетях [1, 2].

Одним из основных ПКЭ является коэффициент несимметрии, характеризующийся напряжением обратной последовательности (НОП) основной частоты. Для аналогового выделения напряжения обратной последовательности традиционно используются фильтры симметричных составляющих, описанные в литературе [3, 4].

Следует отметить, что при измерении КНМ основная трудность состоит в том, что необходимо выделить малое информативное значение напряжения обратной последовательности (до 4 В) на фоне большого (около 220 В) напряжения прямой последовательности при отклонении частоты напряжения исследуемой электрической сети (НИЭС) от расчетного для ФСС значения. Причина в том, что напряжение прямой последовательности (НПП) и НОП

являются напряжениями одной частоты и отличаются только последовательностью чередования фаз.

При измерении коэффициента несимметрии необходимо ослабить НПП по отношению к НОП не менее чем на 60 дБ. Это можно достигнуть подстройкой RC -элементов ФСС к частоте напряжения исследуемой электрической сети (НИЭС), каскадным соединением ФСС и другими техническими решениями. Если же ФСС изготовлен с элементами, неидентичными расчетным значениям, то трехфазное напряжение на выходе такого ФСС при подаче на его вход НПП воспринимается как трехфазное напряжение, содержащее НОП. Эта кажущаяся несимметрия является погрешностью от неидентичности элементов ФСС расчетным значениям. Эта кажущаяся несимметрия при измерении КНМ векторно складывается с реально существующей несимметрией НИЭС, что искаляет результат измерения.

Цель данной работы – проведение анализа уравнений преобразования напряжения трехфазными ФСС для разработки измерительного преобразователя КНМ, рекомендаций по коррекции доминирующих погрешностей ФСС при измерении КНМ. Основное внимание уделяется коррекции погрешности от неидентичности элементов ФСС расчетным значениям.

С использованием введенных в [1] коэффициентов можно исследовать уравнения преобразования ФСС, выделить доминирующие аддитивные и мультипликативные составляющие погрешности при измерении КНМ, а также разработать рекомендации по коррекции этих погрешностей. В этой статье предложены алгоритмы работы измерителя КНМ [5] в несколько измерительных тактов с последующим алгебраическим сложением для выделения вектора напряжения, пропорционального КНМ. В этих алгоритмах структурными методами [6] скорректирована погрешность от неидентичности элементов ФСС расчетным значениям.

Анализ уравнений преобразования ФСС. Структура устройства, предназначенного для измерения коэффициента несимметрии, представлена на рис. 1. Фильтры симметричных составляющих включены каскадно и разделены согласующими каскадами. ФСС содержат в своих звеньях резисторы и конденсаторы, параметры R, C которых отклоняются от своих расчетных значений вследствие разброса. Разброс параметров приводит к неидентичности коэффициента передачи ФСС для линейных напряжений $\dot{U}_{ab}, \dot{U}_{bc}, \dot{U}_{ca}$. В [1] получено рекуррентное выражение для линейных трехфазных напряжений $\dot{U}_{aibi}, \dot{U}_{bici}, \dot{U}_{crai}$ на выходах каскадно включенного i -го ФСС (рис. 1).



Рис.1. Каскадное соединение ФСС

$$\begin{pmatrix} \dot{U}_{aibi} & \dot{U}_{bici} & \dot{U}_{ciai} \end{pmatrix}^T = \dot{U}_{1(1)(i)}(a_+) + \dot{U}_{2(1)(i)}(a_-), \quad (1)$$

где: $(\)^T$ – символ оператора транспонирования матрицы;

$(\dot{U}_{aibi} \quad \dot{U}_{bici} \quad \dot{U}_{ciai})^T$ – матрица трехфазных линейных напряжений на выходах i -го ФСС;

$$\dot{U}_{1(1)}(a_+) = \dot{U}_{1(1)} \begin{pmatrix} 1 \\ a^2 \\ a \end{pmatrix} = \dot{U}_{1(1)} \begin{pmatrix} 1 & a^2 & a \end{pmatrix}^T \quad - \quad \text{напряжение прямой}$$

последовательности основной частоты;

$$\dot{U}_{2(1)}(a_-) = \dot{U}_{2(1)} \begin{pmatrix} 1 \\ a \\ a^2 \end{pmatrix} = \dot{U}_{2(1)} \begin{pmatrix} 1 & a & a^2 \end{pmatrix}^T \quad - \quad \text{напряжение обратной}$$

последовательности основной частоты;

$a = \exp(j 2\pi / 3)$ – поворотный множитель;

$\dot{U}_{1(1)(i)}(a_+) = \dot{\alpha}_i \dot{U}_{1(1)(i-1)}(a_+) + \dot{\gamma}'_i \dot{U}_{2(1)(i-1)}(a_+) \quad - \quad \text{напряжения прямой}$
последовательности на выходах i -го ФСС;

$\dot{U}_{2(1)(i)}(a_-) = \dot{\beta}_i \dot{U}_{2(1)(i-1)}(a_-) + \dot{\gamma}_i \dot{U}_{1(1)(i-1)}(a_-) \quad - \quad \text{напряжение обратной}$
последовательности на выходах i -го ФСС;

$\dot{\alpha}_i = (\dot{U}_{aibi+} + a \dot{U}_{bici+} + a^2 \dot{U}_{ciai+}) / 3 \dot{U}_{1(1)(i-1)}$ – коэффициент передачи i -го ФСС для напряжения прямой последовательности;

$\dot{\beta}_i = (\dot{U}_{aibi-} + a^2 \dot{U}_{bici-} + a \dot{U}_{ciai-}) / 3 \dot{U}_{2(1)(i-1)}$ – то же для напряжения обратной последовательности;

$\dot{\gamma}_i = (\dot{U}_{aibi+} + a^2 \dot{U}_{bici+} + a \dot{U}_{ciai+}) / 3 \dot{U}_{1(1)(i-1)}$ – коэффициент передачи напряжения прямой последовательности, обусловленный несимметрией ФСС вследствие разброса параметров его элементов;

$\dot{\gamma}'_i = (\dot{U}_{aibi-} + a \dot{U}_{bici-} + a^2 \dot{U}_{ciai-}) / 3 \dot{U}_{2(1)(i-1)}$ – то же для напряжений обратной последовательности.

Первый предлагаемый алгоритм.

1 такт. Напряжение фаз A, B, C подключается ко входам соответственно $A1, B1, C1$ первого ФСС.

Используя выражение (1), напряжения $(\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T$ на выходах $a2, b2, c2$ второго ФСС при выделении НОП могут быть записаны следующим образом ($\alpha_1 \approx \alpha_2 \approx \gamma_1 \approx \gamma'_1 \approx \gamma_2 \approx \gamma'_2 \rightarrow 0; \beta_1 \approx \beta_2 \approx 1$):

$$\begin{aligned} (\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T &= \dot{\alpha}_2(\dot{\alpha}_1\dot{U}_{1(1)} + \dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)})(a_+) + \dot{\gamma}'_2(\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)} + \dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)})(a_+) + \\ &+ \dot{\beta}_2(\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)} + \dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)})(a_-) + \dot{\gamma}_2(\dot{\alpha}_1\dot{U}_{1(1)} + \dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)})(a_-) = \\ &= \dot{\alpha}_2\dot{\alpha}_1\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\alpha}_2\dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)}(a_+) + \dot{\gamma}'_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_-) + \\ &+ \dot{\beta}_2\dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)}(a_-) + \dot{\gamma}_2\dot{\alpha}_1\dot{U}_{1(1)}(a_-) + \dot{\gamma}_2\dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)}(a_-) = \dot{\alpha}_1\dot{\alpha}_2\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_1\dot{\beta}_2\dot{U}_{2(1)}(a_-) + \\ &+ [\dot{\alpha}_2\dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)}(a_+) + \dot{\gamma}'_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_+) + \dot{\gamma}'_2\dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2\dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)}(a_-) + \dot{\gamma}_2\dot{\alpha}_1\dot{U}_{1(1)}(a_-) + \dot{\gamma}_2\dot{\gamma}'_1\dot{U}_{2(1)}(a_-)] = \\ &= \dot{\alpha}_1\dot{\alpha}_2\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_-) + [\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{k}_2\dot{U}_{2(1)}(a_-)], \end{aligned} \quad (2)$$

где \dot{k}_1, \dot{k}_2 – коэффициенты передачи напряжений соответственно прямой и обратной последовательности, обусловленные неидентичностью вследствие разброса параметров элементов ФСС;

$\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{k}_2\dot{U}_{2(1)}(a_-)$ – суммарная аддитивная векторная погрешность от неидентичности элементов ФСС.

Первое слагаемое в (2) показывает во сколько раз (в $1/(\alpha_1\alpha_2)$ раз) ослаблено НПП. Если недостаточно полученного ослабления, можно добавить третий ФСС и т.д.

Только второе слагаемое в (2) пропорционально измеряемому НОП. Составляющие в квадратных скобках представляют собой аддитивную векторную погрешность от неидентичности входных блоков, а также от разброса параметров элементов ФСС. Наибольшую составляющую при одинаковых ФСС вносит слагаемое $\dot{\beta}_2\dot{\gamma}_1\dot{U}_{1(1)}(a_-)$ в квадратных скобках, которое по модулю может быть соизмеримо со вторым слагаемым $\dot{\beta}_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_-)$ в (2) или даже превосходить его.

Напряжения с выходов $a2, b2$ поступает через вычитающую схему, фильтр низких частот на фазочувствительный вольтметр.

2 такт. Осуществляется одновременное переключение входных зажимов первого ФСС и выходных зажимов второго ФСС "по кольцу". Напряжения с выходов $b2, c2$ подаются через вычитающую схему, фильтр низких частот на фазочувствительный вольтметр.

Напряжения фаз A, B, C подключаются соответственно ко входам $B1, C1, A1$ первого ФСС. Напряжения $(\dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2})^T$ на выходах $b2, c2, a2$

можно представить:

$$\begin{aligned} \left(\dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2} \right)^T = & \dot{\alpha}_1 \dot{\alpha}_2 \dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2 \dot{\beta}_1 \dot{U}_{2(1)}(a_-) + \\ & + a \left[\dot{k}_1 \dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+) + \dot{k}_2 \dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-) \right]. \end{aligned} \quad (3)$$

Как видно из (3), напряжения в квадратных скобках, определяющие погрешность от неидентичности, повернулись на 120° по сравнению с (2).

3 такт. Снова осуществляется одновременное переключение входных зажимов первого ФСС и выходных зажимов второго ФСС "по кольцу".

Напряжения фаз A, B, C подключаются соответственно ко входам $C1, A1, B1$ первого ФСС. Напряжения с выходов $c2, a2$ подается через вычитающую схему, фильтр нижних частот на фазочувствительный вольтметр. Напряжение $\left(\dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \right)^T$ на выходах $c2, a2, b2$ можно представить

$$\begin{aligned} \left(\dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \right)^T = & \\ = & \dot{\alpha}_1 \dot{\alpha}_2 \dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2 \dot{\beta}_1 \dot{U}_{2(1)}(a_-) + a^2 \left[\dot{k}_1 \dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+) + \dot{k}_2 \dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-) \right]. \end{aligned} \quad (4)$$

Как видно из (4) напряжения в квадратных скобках, определяющие погрешность от неидентичности, повернулись на 240° по сравнению с (2).

4 такт. Осуществляется алгебраическое сложение результатов измерения первых трех тактов:

$$\begin{aligned} \left(\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \right)^T_{\text{рез}} = & \left(\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \right)^T + \left(\dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2} \right)^T + \\ + & \left(\dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \quad \dot{U}_{a2b2} \right)^T = 3 \left[\dot{\alpha}_1 \dot{\alpha}_2 \dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2 \dot{\beta}_1 \dot{U}_{2(1)}(a_-) \right]. \end{aligned} \quad (5)$$

При анализе выражения $\left(\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2} \right)^T_{\text{рез}}$ видно, что результат не зависит от неидентичности входных блоков и элементов ФСС расчетным значениям.

Второй предлагаемый алгоритм. При реализации этого алгоритма переключается по кольцу только входное трехфазное напряжение. Напряжения с выходов $a2, b2$ постоянно подается через вычитающую схему, фильтр нижних частот на фазочувствительный вольтметр.

1 такт. Этот такт полностью повторяет 1 такт предыдущего алгоритма.

2 такт. Осуществляется переключение входных зажимов первого ФСС "по кольцу".

Напряжения фаз A, B, C подключаются соответственно ко входам $B1, C1, A1$ первого ФСС. Напряжения $\left(\dot{U}'_{a2b2} \quad \dot{U}'_{b2c2} \quad \dot{U}'_{c2a2} \right)^T$ на выходах $a2, b2, c2$ можно представить:

$$\left(\dot{U}'_{a2b2} \quad \dot{U}'_{b2c2} \quad \dot{U}'_{c2a2} \right)^T = a \left(\dot{\alpha}_1 \dot{\alpha}_2 \dot{U}_{1(1)}(a_+) + \dot{\beta}_2 \dot{\beta}_1 \dot{U}_{2(1)}(a_-) \right) +$$

$$+\left[\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+)+\dot{k}_2\dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-)\right]. \quad (6)$$

Из (2) и (6) видно, что два первых слагаемых (2) повернулись на 120° .

3 такт. Снова осуществляется переключение входных зажимов первого ФСС "по кольцу".

Напряжения фаз A, B, C подключаются соответственно ко входам $C1, A1, B1$ первого ФСС. Напряжения $(\dot{U}'_{a2b2} \quad \dot{U}'_{b2c2} \quad \dot{U}'_{c2a2})^T$ на выходах $a2, b2, c2$ можно представить:

$$\begin{aligned} (\dot{U}'_{a2b2} \quad \dot{U}'_{b2c2} \quad \dot{U}'_{c2a2})^T = & a^2(\dot{\alpha}_1\dot{\alpha}_2\dot{U}_{1(1)}(a_+)+\dot{\beta}_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_-))+ \\ & +\left[\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+)+\dot{k}_2\dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-)\right]. \end{aligned} \quad (7)$$

4 такт. Производится сложение результатов измерения первых трех тактов

$$\begin{aligned} (\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T_{4\text{рез}} = & (\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T + (\dot{U}'_{a2b2} \quad \dot{U}'_{b2c2} \quad \dot{U}'_{c2a2})^T + \\ & + (\dot{U}''_{a2b2} \quad \dot{U}''_{b2c2} \quad \dot{U}''_{c2a2})^T = 3\left[\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+)+\dot{k}_2\dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-)\right]. \end{aligned} \quad (8)$$

То есть результат (8) содержит утроенное значение погрешности от неидентичности.

5 такт. Из результата измерения первого такта (2) вычтем третью часть результата четвертого такта (8)

$$\begin{aligned} (\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T_{5\text{рез}} = & (\dot{U}_{a2b2} \quad \dot{U}_{b2c2} \quad \dot{U}_{c2a2})^T - \left[\dot{k}_1\dot{U}_{1(1)\text{погр}}(a_+)+\dot{k}_2\dot{U}_{2(1)\text{погр}}(a_-)\right] = \\ & = \dot{\alpha}_1\dot{\alpha}_2\dot{U}_{1(1)}(a_+)+\dot{\beta}_2\dot{\beta}_1\dot{U}_{2(1)}(a_-). \end{aligned} \quad (9)$$

Результат измерения НОП не зависит от неидентичности звеньев ФСС из-за разброса параметров его элементов.

Выводы. Проведенный авторами анализ уравнений преобразования ФСС и предложенные алгоритмы показали целесообразность коррекции погрешности от неидентичности звеньев ФСС из-за разброса параметров для повышения точности измерения КНМ. Универсальный измерительный преобразователь на основе ФСС отличается простотой, дешевизной, надежностью, высокой степенью совместимости и однородным построением структурной схемы.

Проведенный анализ уравнений преобразования ФСС позволяет выбрать обобщенную структурную схему для измерителя ПКЭ. Отличительной особенностью структурной схемы является применение предварительного аналогового преобразования ФСС, вносящего меньшую аддитивную погрешность при измерении КНМ, коэффициента несинусоидальности по сравнению с использованием блок-схемы АЦП – АУ. При использовании

блок-схемы АЦП – АУ погрешности от дискретизации, квантования и функционального преобразования вносят значительную погрешность при измерении КНМ.

Список литературы: 1. Щерба А.А. Анализ уравнений преобразования трехфазных напряжений при каскадном соединении фильтров симметричных составляющих / А.А. Щерба, Д.К. Маков, С.Н. Захарченко, Н.И. Супруновская // Праці Інституту електродинаміки НАН України. – К., 2005. – № 3 (12). – С. 8-15. 2. Милях А.Н. Схемы симметрирования однофазных нагрузок в трехфазных цепях / А.Н. Милях, А.К. Шидловский, В.Г. Кузнецов – К.: Наукова думка, 1973. – 219 с. 3. Фабрикант В.Л. Фильтры симметричных составляющих / В.Л. Фабрикант. – М.-Л.: Госэнергоиздат, 1962. – 424 с. 4. Taranov S. High Precision Filter of Symmetrical Components / S. Taranov // International Symposium SPEEDAM, Italy, 1996. 5. А.с. 742831 (СССР). Устройство для измерения напряжения обратной последовательности / Д.К. Маков.– Опубл. в Б.И. 1980. – № 23. 6. Туз Ю.М. Структурные методы повышения точности измерительных устройств / Ю.М. Туз. – К.: Вища школа, 1976. – 256 с. 7. Щерба А.А. Выделение напряжения высших гармоник и напряжения, пропорционального отклонению частоты каскадным соединением фильтров симметричных составляющих / А.А. Щерба, Д.К. Маков, В.И. Чубелис, Н.И. Супруновская // Праці Інституту електродинаміки НАН України. – К., 2006. – № 1 (13). – С. 115-122. 8. IEEE Working Group P1159 , "Recommended practice for monitoring electric power quality --Draft 7", Dec.1994.

Статья представлена д.т.н. проф. НТУУ "КПИ" Сильвестровым А.Н.

УДК 621.317.789

Підвищення точності вимірювання несиметрії трифазної напруги / Маков Д.К., Поворознюк Н.І., Виноградов Ю.М., Услонцев А.Б. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 111 – 116.

У роботі виконаний аналіз рівняння перетворення трифазної напруги каскадним з'єднанням фільтрів симетричних складових (ФСС) при вимірюванні коефіцієнта несиметрії (КНМ) основної частоти, запропоновані алгоритми корекції похибок від неідентичності параметрів ланок ФСС спричинені розкідом їх параметрів. Іл.: 1, Бібліogr.: 10 назв.

Ключові слова: фільтри симетричних складових (ФСС), коефіцієнт несиметрії (КНМ), алгоритми корекції похибок.

UDK 621.317.789

Increase of precision of measuring of unsymmetry of three-phase voltage / Makov D.K., Povorozniuk N.I. , Vinogradov J.N. , Usloncnev A.B. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 110 – 116.

The analysis of equalizations of transformation of three-phase voltage cascade connection of filters of symmetric constituents (FSC) is in-process executed at measuring of coefficient of unsymmetry (CUS) of fundamental frequency, the algorithms of correction of errors are offered from the unidentity of parameters of links of FSC from variation of their parameters. Figs: 1. Refs: 10 titles.

Key word: filter of symmetric constituents (FSC), coefficient of unsymmetry (KUS), algorithms of correction of errors.

Поступила в редакцию 29.03.2010

Л.І. НЕФЬОДОВ, д.т.н., проф., зав. каф. ХНАДУ (м. Харків),

С.А. КРИВЕНКО, к.т.н., доц. ХНАДУ (м. Харків),

Є.М. МУСІЄНКО, аспірант ХНАДУ (м. Харків)

МЕТОД СИНТЕЗУ МОДЕЛІ ГЕОІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ НА ОСНОВІ БАЗОВИХ ПОЛІНОМІВ

Надано новий метод для верифікації виконання розкладання поліному певного ступеня $P(x)$ на множники над полем Галуа GF(2). За основу прийнята модель корпорації Altera, яка застосовується в пакеті автоматизованого проектування мікросхем QuartusII(2009), аналогічну модель застосовує корпорація Xilinx та інші. Новизна нашого підходу полягає в тому, що на першому етапі застосовується часове моделювання в двох ієрархічних рівнях і передбачаються спеціальні заходи для виключення блокувань, а на прикінцевому етапі виконане натурне моделювання на реальній надсучасній мікросхемі, яка розвиває на три порядку більшу швидкість обчислення щодо певних поліномів інтервалу. Іл.: 6. .Бібліогр.: 11 назв.

Ключові слова: поле Галуа, GF(2), Altera, QuartusII, Xilinx.

Постановка проблеми. Сучасні глобальні інформаційні інфраструктури широко застосовують базові поліноми. Система супутникової навігації GPS [1] застосовує базові поліноми: $x^{10}+x^9+x^8+x^6+x^3+x^2+x^1$; $x^{12}+x^9+x^8+x^4+x^3+x^2+1$; $x^{12}+x^{11}+x^{10}+x^9+x^8+x^5+x^2+x+1$; $x^{12}+x^{11}+x^{10}+x^9+x^8+x^7+x^6+x^5+x^4+x^3+x^2+1$; $x^{12}+x^{11}+x^8+x^6+1$; $x^{10}+x^3+1$. Глобальна система для мобільного зв'язку GSM [2] застосовує базові поліноми: $x^6+x^5+x^3+x^2+1$; x^6+x^4+x+1 ; $x^6+x^4+x^3+x^2+1$ та багато інших. Універсальна система для мобільного зв'язку UMTS [3] застосовує базові поліноми: $x^8+x^6+x^5+x^4+1$; $x^9+x^8+x^7+x^6+x^4+x^2+x+1$ та багато інших. Загалом дуже велика кількість геоінформаційних систем (ГІС) [4] застосовує згадані поліноми (наприклад, EGNOS, GAGAN, GLONASS, GNSS, MSAS, NA-ESRD, NA-ESRK, QZSS, SBAS, WAAS). Актуальною проблемою є науково-обґрунтований вибір поліномів, який є ефективним за швидкодією та конкурентноздатним за складністю [5].

Аналіз літератури. Проблема факторингу одновимірного багаточленного поліному $P(x)$ над обмеженим полем F часто виникає в обчислювальній алгебрі [5]. Важливий випадок є тоді, коли F має маленьку розмірність і $P(x)$ має дуже високий але розкиданий ступінь, тобто це поліном $P(x)$ має тільки маленьку кількість відмінних від нуля складових. Щоб спростити роз'ясnenня, ми обмежуємо увагу щодо випадку, де F поле Галуа GF(2) і $P(x)$ – трином $P(x)=x^r+x^s+1$, $r > s > 0$, хоча наведені нижче ідеї звертаються більш загалом і можуть бути узагальнені і корисні для факторингу розкиданих многочленів над полями маленької розмірності. Наша мета – надати метод з добре обґрунтованою складністю. З тих пір, як ми обмежуємо увагу до тричленів, ми формуємо середню величину над всіма тричленами фіксованого ступеня r . Наша спонука – розвивати швидкість попередніх методів для пошуку тричленів вищого ступеня, що не піддаються перетворенню [6]. Для наданого

ступеня r , ми хочемо знаходити всі триноми $x^r + x^s + 1$, що не піддаються перетворенню. У відомих прикладах значення r – це обов'язково експонента Мерсена (Mersenne), тобто, $2^r - 1$ є просте число Мерсена. В такому випадку трином ступеня r , що не піддається перетворенню, обов'язково примітивний. В даній роботі розроблений метод, без обмеження до представників чисел Мерсена, у цьому випадку потрібен розклад поліномів ступеня від 1 до $2^r - 1$ на множники для того, щоб перевірити примітивність (подивітесь наприклад [7]). Часто розглядають експоненту Мерсена $r = \pm 1$ за модулем 8, тому що в іншому випадку теорема Свена (Swan) [7] виключає тричлени, що не піддаються перетворенню ступеня r (за винятком $s = 2$ або $s = r - 2$, але ці випадки звичайно легкі для управління: наприклад якщо $r = 13466917$ або 20996011 ми маємо $r = 1$ за модулем 3, так $x^r + x^2 + 1$ ділимо $x^2 + x + 1$). Прості числа Мерсена можуть бути знайдені на сайті великого пошуку в Інтернеті простих чисел Мерсена (Great Internet Mersenne Prime Search-GIMPS) [8]. На час написання, сім з восьми найбільших відомих чисел Мерсена задовольняють умові $r = 1$ за модулем 8: $r = 6972593; 24036583; 25964951; 30402457; 32582657; 37156667; 42643,801$ і 43112609 . У випадку найменшого $r = 6972593$ примітивний тричлен був знайдений на основі використання ефективного виконання наївного алгоритму (Brent, Larvala i Zimmermann) [6]. Цей алгоритм не дозволяє розглянути більші числа Мерсена, тому що алгоритм має для обчислювальної складності грубо оцінку порядку r^3 і для наступного випадку $r = 24036583$ необхідно приблизно в 41 раз більше часу, ніж для $r = 6972593$. Запропонований [9] новий швидкий алгоритм (Brent i Zimmermann) дозволяє знайти два примітивні тричлени порядку $r = 24036583$ в менший час, ніж наївний алгоритм для $r = 6972593$. Прискорення методу над наївним алгоритмом для $r = 24036583$ має коефіцієнт 560. Таким чином, задача пошуку базових поліномів залишається актуальною. Крім того, необхідно зняти обмеження для порядку поліному експонентою Мерсена. Сучасні пакети автоматизованого проектування мікросхем [10] дозволяють зняти це обмеження. Вони мають у своєму складі дві моделі функціональної та часової верифікації систем, причому функціональне моделювання здійснюється із значно більшою швидкістю, натурне моделювання має ще більшу швидкість. Якщо розглядати натурні моделі, то тут існує два обмеження: час і розмір мікросхеми. Час обмежимо одним тижнем – це приблизно 1000000 секунд. При цьому число повторень псевдовипадкової послідовності на тактовій частоті 1 ГГц буде складати 1000000000 млн. і для цього знадобиться приблизно 50 тригерів, що ніяк не відповідає можливостям сучасних мікросхем.

Метою даної роботи є метод підвищення швидкодії моделі ГІС, за рахунок розробки методу синтезу моделі ГІС на основі базових поліномів шляхом зменшення обчислювальної складності. Для досягнення цієї мети можна застосувати відомий метод управління проектом та розв'язати наступні вісім задач [11]: (1) за допомогою програмного забезпечення

MATLAB/Simulink синтезувати модель елементу ГІС системи на основі штатних блоків пакету Simulink і призначених для користувача блоків, наприклад, блоків Altera DSP Builder; (2) застосувати спеціалізований блок, наприклад, блок SignalCompiler, для синтезу і аналізу проекту; (3) імітувати роботу виробу на основі моделі в пакеті Simulink, наприклад, виконати аналіз сигналів моделі за допомогою осцилографа; (4) запустити програму SignalCompiler і встановити параметри імітації і синтезу, наприклад, за допомогою засобу RTL корпорації Altera; (5) виконати RTL моделювання; (6) використовувати вихідні файли, вироблювані блоком SignalCompiler засобів Altera DSP Builder для виконання синтезу засобами RTL; (7) компілювати проект системи в середовищі Quartus II; (8) завантажити програмну інформацію проекту в макет системи і провести комплексні випробування апаратного і програмного забезпечення системи.

Метод синтезу моделі ГІС на основі базових поліномів. На жаль, швидкодія програмного забезпечення MATLAB/Simulink сьогодні не дозволяє розв'язати першу задачу відомими методами і синтезувати моделі елементів ГІС на основі базових поліномів великого порядку. Тому необхідно розробити нову модель вигляді ієрархічного проекту який має два рівні, на верхньому рівні застосовано один модуль з ім'ям p37toplevel01 на нижньому рівні чотири модулі з іменами: p37prn; p37controller; p37counter; p37prn2.

Виводи модуля: вхід тактового сигналу, що синхронізує роботу модуля (CLKin); вхід запуску (StartTop); вхід скидання (Resetin); вхідна шина для вектору ініціалізації ($A[width..1]$); вихідна шина стану генератора псевдовипадкової послідовності (Gstate[Width..1]); вихід елемента XOR (trixor); вихід елемента r полінома (widthxorgout); вихід елемента s полінома (saxorgout); вихід квітування результату верифікації (Done); вихідна шина автомата з обмеженим числом станів ($E[4..1]$); вихідна шина лічильника тактів (Tact[Width..0]); вихідна шина поточного значення вектора ініціалізації (Ini[Width..1]); вихід елемента XOR (trixor), вихід елемента r полінома (2widthxorgout); вихід елемента s полінома (2saxorgout); вихід квітування результату верифікації (2Done). Процедура сертифікації починається з появою логічної одиниці на вході запуску (Start). Тривалість активного рівня сигналу – один період тактового сигналу CLK. Значення вхідних чисел залишається незмінним з моменту появи логічної одиниці на вході Start до закінчення процедури. При Done = 1 на виході Gstate[] має бути відповідний вектор ініціалізації.

Відзначимо, що модуль (P37toplevel01) є модулем верхнього рівня в ієрархії описів. До складу модуля верифікації входять: модуль підготовки даних (p37prn2); генератор на основі поліному (P37prn); лічильник тактів (P37Counter); блок управління роботою модуля сертифікації (P37Controller). Модель реалізована на базі модулів з параметрами r , s (Width,Sa), які можна змінювати без обмежень. Процедура синтезу складного модуля верхнього рівня розділена на етапи. Спочатку створені окремі модулі і перевірена їхня

робота. Потім виконана компіляція наведеної вище схеми за допомогою пакету автоматизованого проектування цифрових мікросхем MAX+PlusII і перевірена робота моделі в цілому.

Спочатку отримаємо результат на прикладі двох поліномів $1+x+x^4$, $1+x+x^2+x^3+x^4$. Перший поліном хоча і є триномом для якого $r = 4$, $s = 1$, але $r = 4$ не є експонентою Мерсена, тому для перевірки, чи є поліном базовим необхідно виконати ділення поліномів за модулем два 15 разів:

$$\begin{aligned} (x^{15}+1)/(x^4+x+1) &= x^{11}+x^8+x^7+x^5+x^3+x^2+x+1; \\ (x^{14}+1)/(x^4+x+1) &= x^{10}+x^7+x^6+x^4+x^2+x+1 \text{ залишок } x^3; \\ (x^{13}+1)/(x^4+x+1) &= x^9+x^6+x^5+x^3+x+1 \text{ залишок } x^3+x^2; \\ (x^{12}+1)/(x^4+x+1) &= x^8+x^5+x^4+x^2+1 \text{ залишок } x^3+x^2; \\ (x^{11}+1)/(x^4+x+1) &= x^7+x^7+x^3+x \text{ залишок } x^3+x^2+x+1; \\ (x^{10}+1)/(x^4+x+1) &= x^6+x^3+x^2+1 \text{ залишок } x^2+x; \\ (x^9+1)/(x^4+x+1) &= x^5+x^2+1 \text{ залишок } x^3+x+1; \\ (x^8+1)/(x^4+x+1) &= x^4+x \text{ залишок } x+1; \\ (x^7+1)/(x^4+x+1) &= x^3+1 \text{ залишок } x^3+x; \\ (x^6+1)/(x^4+x+1) &= x^2 \text{ залишок } x^3+x^2+1; \\ (x^5+1)/(x^4+x+1) &= x \text{ залишок } x^2+x+1; \\ (x^4+1)/(x^4+x+1) &= 1 \text{ залишок } x; \\ (x^4+x+1)/(x^3+1) &= x \text{ залишок } 1; \\ (x^4+x+1)/(x^2+1) &= x^2+1 \text{ залишок } x; \\ (x^4+x+1)/(x+1) &= x^3+x^2+x \text{ залишок } 1. \end{aligned}$$

Тому можна зробити висновок, що поліном $1+x+x^4$ є базовим. Аналогічно для поліному $1+x+x^2+x^3+x^4$ можна зробити висновок, що він не є базовим. Для цього необхідно знову виконати ділення поліномів за модулем два:

$$\begin{aligned} (x^{15}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^{11}+x^{10}+x^6+x^5+x+1; \\ (x^{14}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^{10}+x^9+x^5+x^4 \text{ залишок } x^3+x^2+x; \\ (x^{13}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^9+x^8+x^4+x^3 \text{ залишок } x^3+1; \\ (x^{12}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^8+x^7+x^3+x^2 \text{ залишок } x^2+1; \\ (x^{11}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^7+x^6+x^2 \text{ залишок } x^2+1; \\ (x^{10}+1)/(x^4+x^3+x^2+x+1) &= x^6+x^5+x+1. \end{aligned}$$

Тобто на поліном $x^4+x^3+x^2+x+1$ діляться без залишку поліноми $x^{15}+1$ та $x^{10}+1$, а може і інші поліноми більше низького порядку. Цей приклад підтверджує, що верифікація поліному не є простою процедурою, так для перевірки поліному $x^{33}+x^{20}+1$ необхідно виконати ділення поліномів ступеня не вище $r = 8589934591$ приблизно 10 мільйонів разів.

Розглянемо граф переходів автомата з обмеженим числом станів (P37Controller), який виконає сертифікацію поліному $x^{33}+x^{20}+1$ в складі запропонованої системи. Умовне графічне зображення автомата, що управляє роботою модуля, наведене на рис. 1.

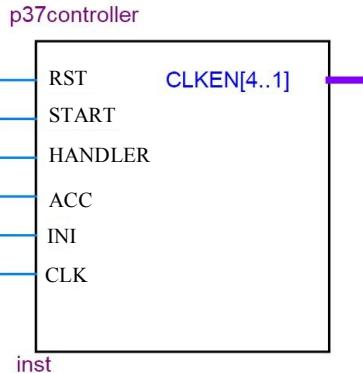


Рис. 1. Умовне графічне зображення автомата, що управляє роботою модуля

Автомат має виводи: CLK – вхід синхронізації; RST – вхід асинхронного скидання автомата на початковий стан; START – вхід запуску автомата; HANDLER – вхід ручного управління; ACC – вхід індикації збігу вектору ініціалізації; INI – вхід індикації наступного вектора ініціалізації; CLKEN [4] – вихідний сигнал дозволу ініціалізації генератора; CLKEN [3] – вихідний сигнал дозволу на зміну стану генератора; CLKEN [2] – вихідний сигнал дозволу підготовки даних; CLKEN [1] – вихідний сигнал, що дозволяє запис нового вектора ініціалізації. Логіку роботи автомата задає граф переходів, наведений на рис. 2.

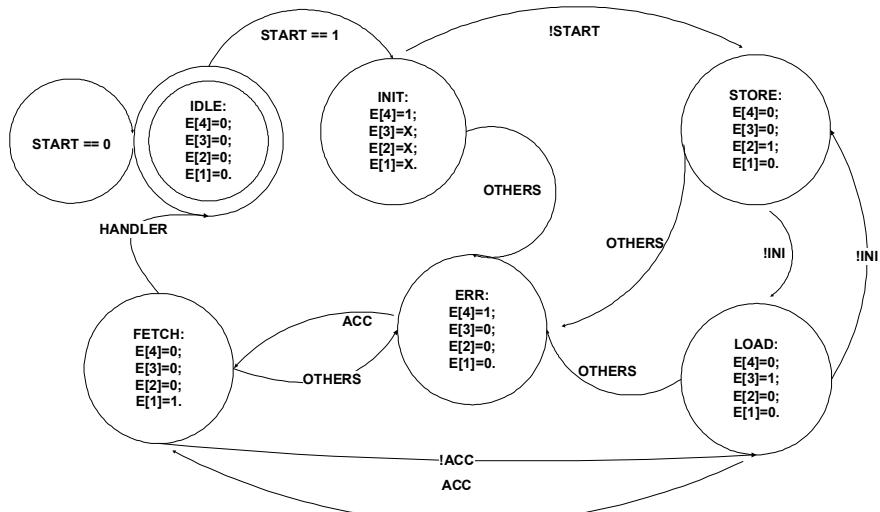


Рис. 2. Граф автомату, який має усього 6 станів

Перелік станів автомата. Стан IDLE. Стан очікування (вихідний стан автомата).

Стан Fetch. Здійснюється підготовка вектора ініціалізації.

Стан Init. В тригери генератора записуються розряди вектора ініціалізації.

Стан Store. Зберігаються результати розрахунку для визначення наступного стану генератору.

Стан Load. Виконується зміна стану генератора.

Стан ERR. Стан помилки.

Модуль автомата синтезований засобами пакета QuartusII з використанням для його опису операторів Case, IF THEN.

Результати дослідження. Результати отримані шляхом розв'язання задач (4) – (8). Хоча цей шлях і є більш довгим у порівнянні з відомим [11], але розв'язати задачі (2), (3) на сьогодні не можливо, тобто не можливо застосувати спеціалізований блок, наприклад, блок SignalCompiler, для синтезу і аналізу проекту та імітувати роботу виробу на основі моделі в пакеті Simulink. Результати розв'язання задачі (4) наведені у відповідному звіті корпорації Altera, де наведені параметри імітації і синтезу. Результати розв'язання задачі (5) наведені на рис. 3.

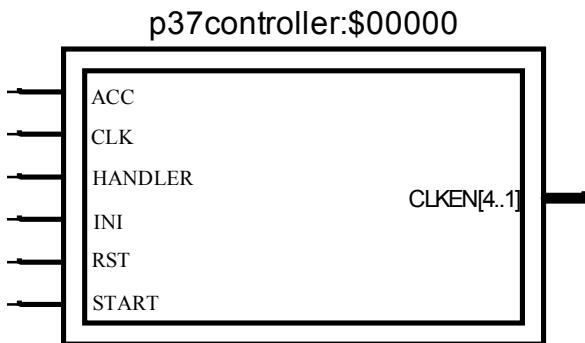


Рис. 3. Результати RTL моделювання модуля верхнього рівня

Цей результат отримано шляхом виконання RTL моделювання в пакеті QuartusII. Тут наведено лише один модуль, автомат з обмеженою кількістю станів, з чотирьох модулів проекту мікросхеми. Видно, що проект виконано коректно, принаймні співпадають назви входів та виходів (див. рис. 1).

Результати розв'язання задачі (6) наведені на рис. 4.

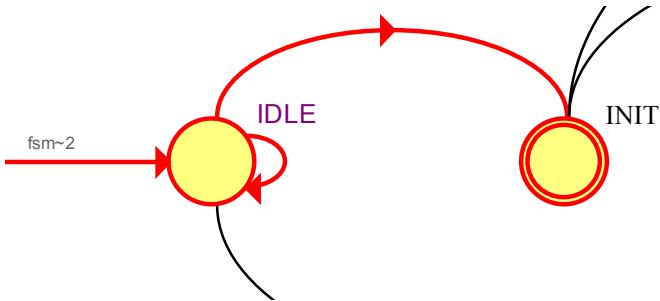


Рис. 4. Результати RTL моделювання цифрового автомату

Виконання синтезу графу переходів виконано засобами RTL. Тут наведено перехід зі стану очікування IDLE до стану INIT запису в тригери генератора розрядів вектора ініціалізації (див. рис. 2).

Для розв’язання сьомої задачі виконана компіляція проекту системи в середовищі QuartusII 9.1. Виконано функціональне та часове моделювання кожного з модулів.

На рис. 5 наведений фрагмент результатів моделювання генератора, який побудований на основі полінома четвертого порядку $r = 4$.

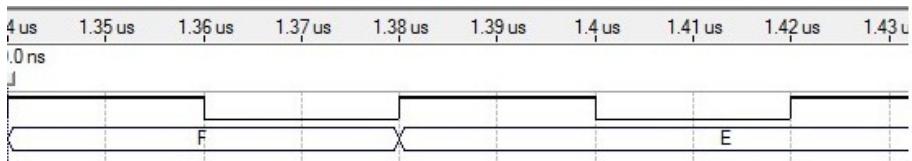


Рис. 5. Часова діаграма для вектора ініціалізації F

На часовій діаграмі видно два стани з 6 станів генератору F, E, C, 9, 3, 7 які він проходить. Загальна кількість станів 6 менша за максимально можливу 15 для $r = 4$. Потім генератор послідовно проходить стани 1, 2, 5, A, 4, 8. І нарешті генератор послідовно проходить стани 6, D, B, як це наведено на рис. 6.

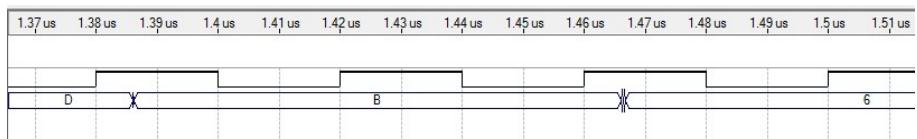


Рис. 6. Часова діаграма для псевдовипадкової послідовності

Загальна кількість станів 3 менша за максимальну можливу 15 для $r = 4$, але три варіанти моделювання охоплюють всі 15 можливі стани генератора.

Цей генератор синтезовано на основі базового поліному $1+x+x^4$, тому він проходить всі можливі стани від 1 до F та формує псевдовипадкову послідовність. Невеликий порядок поліному $r = 4$ обрано для демонстрації принципу дії запропонованого методу. Для отримання кількісних характеристик методу виконана сертифікація базового поліному $1+x^{20}+x^{33}$, для цього розв'язана восьма задача, тобто завантажена програмна інформація проекту в макет системи і проведені комплексні випробування апаратного і програмного забезпечення системи. Виконано часове моделювання системи, яка синтезована в пакеті автоматизованого проектування QuartusII для мікросхеми сім'ї StratixIII. Часове моделювання за допомогою запропонованого методу дало виграш приблизно в 1000 разів. Моделювання виконано на комп'ютері наступної конфігурації: процесор – Intel®Celeron®CPU 530@1,73 GHz; пам'ять – 1,00 ГБ; 32-розрядна операційна система Windows Vista.

Висновки. Таким чином, розроблено метод синтезу моделі ГІС на основі базових поліномів. За основу прийнята модель корпорації Altera, яка застосовується в пакеті автоматизованого проектування мікросхем QuartusII, аналогічну модель застосовує корпорація Xilinx та інші. Новизна підходу полягає в тому, що модель, на відміну від існуючих, побудована в двох ієрархічних рівнях і передбачаються спеціальні заходи для виключення блокувань. В результаті застосування запропонованого методу, швидкість верифікації базових поліномів була підвищена на три порядки. В якості перспективи розвитку досліджень можна запропонувати розробку моделі для пакету Matlab/Simulink.

Список літератури: 1. 3GPP TS 26.073. "ANSI-C code for the Adaptive Multi Rate (AMR) speech codec" – Режим доступу: URL: http://www.3gpp.org/ftp/Specs/archive/26_series/26.073/ 24.06.2009 р. – Заголовок з екрану. 2. 3GPP TS 26.090. "3rd Generation Partnership Project; Technical Specification Group GSM/EDGE Radio Access Network; Channel coding (Release 8)" – Режим доступу: URL:http://www.3gpp.org/ftp/Specs/archive/45_series/45.003/ 24.06.2009 р. – Заголовок з екрану. 3. 3rd Generation Partnership Project; Technical Specification Group Radio Access Network; Multiplexing and channel coding (FDD)(Release 8)" – Режим доступу: URL:http://www.3gpp.org/ftp/Specs/archive/25_series/25.212/ 24.06.2009 р. – Заголовок з екрану. 4. 3GPP TS 22.071. "3rd Generation Partnership Project; Technical Specification Group Services and System Aspects; Location Services (LCS); Service description; Stage 1 (Release 8)" – Режим доступу: URL: http://www.3gpp.org/ftp/Specs/archive/22_series/22.071/ 20.09.2009 р. – Заголовок з екрану. 5. Gathen J. Polynomial factorization over F_2 / J. von zur Gathen and J. Gerhard // Math. Comp. 71 (2002), 1677–1698. 6. Brent R.P. A primitive trinomial of degree 6972593 / R.P. Brent, S. Larvala and P. Zimmermann // Math. Comp. 74 (2005), 1001–1002, – Режим доступу: URL: <http://www.maths.anu.edu.au/~brent/pub/pub224.html> – Заголовок з екрану. 7. Gathen J. Modern Computer Algebra / J. von zur Gathen and J. Gerhard // Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1999. 8. Wolman G. GIMPS, The Great Internet Mersenne Prime Search / G. Wolman – Режим доступу: URL: <http://www.mersenne.org/> – Заголовок з екрану. 9. Brent R.P. A Multi-level Blocking Distinct-degree Factorization Algorithm / R.P. Brent and P. Zimmermann // Math. Comp. 74 (2007), 1001–1002, – Режим доступу: URL: <http://www.inria.fr> – Заголовок з екрану. 10. Неф'юдов Л.І.

Застосування пакету MAX+PlusII при викладанні дисципліни "Гнучка автоматизація виробництв" / Л.І. Нєфедов, С.А. Кривенко // Сучасні технології підготовки фахівців у умовах подальшого розвитку вищої освіти України: Матеріали міжнародної науково-методичної конференції. – Харків: ХНАДУ, 2005. – С. 53-54. **11. Нєфедов Л.І.** Управление проектом создания геоинформационной системы для транспортных перевозок / Л.И. Нєфедов, С.А. Кривенко, А.П. Стативка // Автомобильный транспорт / Сб. научн. тр. – Харьков: Изд-во ХНАДУ. – 2006. – Вып.18. – С. 42-46.

УДК 656.13:681.3

Метод синтеза моделі геоинформационной системы на основе базовых полиномов / Нєфедов Л.І., Кривенко С.А., Мусиенко Е.Н. // Вестник НТУ "ХПІ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 117 – 125.

Предложен новый метод для верификации выполнения разложения полинома определенной степени $P(x)$ на множители над полем Галуа GF(2). За основу принятая модель корпорации Altera, которая применяется в пакете автоматизированного проектирования микросхем QuartusII(2009), аналогичную модель применяет корпорация Xilinx и другие. Новизна нашего подхода заключается в том, что на первом этапе применяется временное моделирование в двух иерархических уровнях и предусматриваются специальные мероприятия для исключения блокировок, а на завершающем этапе выполненное натурное моделирование на реальной сверхсовременной микросхеме, которая развивает на три порядка большую скорость вычисления. Ил.: 6. Библиогр.: 11 назв.

Ключевые слова: поле Галуа, GF(2), Altera, QuartusII, Xilinx.

УДК 656.13:681.3

Primitive polynomial model synthesis method for the geoinformation system / Nefedov L.I., Krivenko S.A., Musienko E.N. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 117 – 125.

We give a new method for performing the distinct-degree factorization of a polynomial $P(x)$ over GF(2). The model of Altera Corporation was accepted for basic. The Quartus II(2009) development software provides a complete design environment for system-on-a-programmable-chip (SOPC) design. Similar model is applied by the corporation of Xilinx et al. We use a multi-level blocking strategy. The Quartus II Classic Timing Analyzer makes it possible to analyze the performance of all design logic and guides the Fitter to meet your timing goals. Timing simulation produced in 1000 times faster. Figs: 6. Refs 11 titles.

Key words: fields Galua, GF(2), Altera, QuartusII, Xilinx.

Поступила в редакцию 05.10.2009

Я.В. ПАВЛЮК, аспірант Інституту механіки ім. С.П. Тимошенка НАН України (м. Київ)

МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ ПОВЗУЧОСТІ НА ОСНОВІ НЕЛІНІЙНОЇ ТЕОРІЇ В'ЯЗКОПРУЖНОСТІ ІЗ НЕЗАЛЕЖНОЮ ВІД ЧАСУ НЕЛІНІЙНІСТЮ

Розглянуто задачу побудови одновимірних визначальних рівнянь нелінійної теорії в'язкопружності. Розв'язок отримано на підставі гіпотези єдиної діаграми деформування виходячи із подібності ізохронних діаграм повзучості та діаграми миттевого деформування. Побудовано узагальнену реологічну модель. На підставі моделі побудовано одновимірні визначальні рівняння повзучості для нелінійно-в'язкопружніх матеріалів. Іл.: 5. Бібліогр.: 14 назв.

Ключові слова: нелінійна теорія в'язкопружності, єдина діаграма деформування, ізохронні діаграми повзучості, діаграма миттевого деформування, реологічна модель, повзучість, нелінійно – в'язкопружні матеріали.

Постановка проблеми і аналіз літератури. Відомо, що повзучість більшості композитних і полімерних матеріалів реалізується в нелінійній області деформування. Ця область характеризується не співпаданням дослідних кривих податливості і відповідно відсутністю єдиної функції повзучості. При цьому в залежності від матеріалу і умов навантаження може виконуватись або подібність кривих повзучості або подібність ізохронних діаграм повзучості. На даний час опубліковано багато робіт, присвячених побудові нелінійних моделей спадкового типу. Деякі із цих моделей, методи визначення матеріальних констант моделей, а також отримані на їх основі результати обговорюються в [1 – 4]. Однією з найбільш обґрунтovаних моделей є нелінійна модель в'язкопружності Работнова [5, 6], основне рівняння якої побудоване виходячи із умови подібності ізохронних діаграм повзучості. В роботі [7] умова подібності ізохронних діаграм повзучості розширенена за рахунок введення до подібних ізохрон діаграми миттевого деформування, як ізохрони для нульового моменту часу, яка визначає нелінійність моделі. На основі цієї моделі розв'язується задача із розрахунку деформацій нелінійної повзучості деяких нелінійно-в'язкопружніх полімерних і композитних матеріалів при стаціонарних режимах навантаження.

В [1 – 4, 8, 10 – 12] – приведені нелінійні моделі повзучості спадкового типу. В [5, 6, 9, 14] – розглядається нелінійна модель Работнова. В [7] – приведено розширену нелінійну модель Работнова. В [13] – викладено метод мінімізації функціоналу.

Мета статті – вирішення задачі із моделювання нелінійних процесів повзучості та релаксації напружень в'язкопружніх матеріалів на основі нелінійної теорії в'язкопружності із незалежною від часу нелінійністю.

Основні співвідношення. Постановка задачі дослідження. Залежність між деформаціям, напруженнями і часом для нелінійно-в'язкопружних матеріалів, виходячи із розширеної умови подібності ізохронних діаграм, задається в одновимірному випадку рівняннями:

$$\begin{aligned}\varphi_0(\varepsilon(t)) &= \sigma(t) + \lambda \int_0^t K(t-\tau)\sigma(\tau)d\tau; \\ \sigma(t) &= \varphi_0(\varepsilon(t)) - \lambda \int_0^t R(t-\tau)\varphi_0(\varepsilon(\tau))d\tau,\end{aligned}\quad (1)$$

де $\varepsilon(t)$, $\varepsilon(\tau)$ – повна деформація, що включає пружну складову ε^e і деформацію повзучості $\varepsilon^c(t)$ в моменти часу t і τ ; $\sigma(t)$, $\sigma(\tau)$ – діюче напруження в моменти часу t і τ ; $\varphi_0(\cdot)$ – функція, що задає діаграму миттєвого деформування; $K(t-\tau)$ – ядро повзучості; $R(t-\tau)$ – ядро релаксації; λ – реологічний параметр ($\lambda > 0$); t – час спостереження; τ – час, що передує моменту спостереження.

В (1) на відміну від базової нелінійної спадкової моделі, запропонованої в [8], функція $\varphi_0(\cdot)$ використовується не тільки при $t = 0$, але і для всіх значень $t > 0$. Функція $\varphi_0(\varepsilon)$ задається одночленною степеневою апроксимацією

$$\varphi_0(\varepsilon) = \frac{H}{q}(\varepsilon)^q, \quad (2)$$

де H , q – константи, що визначаються по результататах обробки експериментальних даних випробувань зразків матеріалу на одновісний розтяг.

Дробово-експоненційне ядро, запропоноване в [6], задається співвідношенням

$$K(t-\tau) = \frac{1}{(t-\tau)^{-\alpha}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n (t-\tau)^{(1+\alpha)n}}{\Gamma[(1+\alpha)(1+n)]} \quad (3)$$

для випадку повзучості і співвідношенням

$$R(t-\tau) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{-(\lambda + \beta)^n \cdot (t-\tau)^{(1+\alpha)(1+n)}}{\Gamma[1+(1+\alpha)(1+n)]} \quad (4)$$

для випадку релаксації. Де α і β – параметри дробово-експоненційного ядра причому $-1 < \alpha < 0$, а $\beta > 0$.

Параметри α і β дробово-експоненційного ядра, а також реологічний параметр λ у рівнянні (1) визначаються по результатах обробки експериментальних даних на одновісну повзучість при фіксованій температурі

і при декількох рівнях постійних напруження. В цьому випадку величина напруження $\sigma(t)$ задається співвідношенням

$$\sigma(t) = h(t)\sigma_k; \quad (k = \overline{1, m}), \quad (5)$$

де $h(t)$ – одинична функція Хевісайда ($h(t)=0$ при $t < 0$ і $h(t) = 1$ при $t \geq 0$), а $\sigma_k = const.$.

В роботі в рамках рівнянь (1) розв'язується задача із розрахунку деформацій повзучості для склопластику ТС8/3-250 при розтягненні під кутом $\phi = 45^\circ$ до осі симетрії і фторопласти-4. Результати розрахунку порівнюються з експериментальними даними, запозиченими із [9, 10]. Задача включає побудову визначальних рівнянь повзучості, визначення області нелінійності в'язкопружних властивостей матеріалів, визначення параметрів дробово-експоненційних ядер спадковості, та експериментальну апробацію моделі на прикладі розрахунку релаксації напружень та деформацій повзучості при одноразовому статичному навантаженні.

Побудова визначального рівняння повзучості нелінійних в'язкопружних матеріалів. Відомо, що характер нелінійності процесу повзучості в'язкопружних матеріалів і структура відповідних нелінійних моделей повзучості залежить від виконання однієї із умов подібності. В якості таких умов найчастіше розглядається подібність первинних кривих повзучості і подібність ізохронних діаграм повзучості.

Нелінійність в'язкопружних властивостей матеріалів проявляється, як відомо [6], у порушенні умови суперпозиції і умови однорідності. В результаті залежність "деформація – час" не може бути представлена у вигляді ряду ступінчастих функцій, що задаються в різні моменти часу, а функція повзучості виявляється залежною від напруженень.

Нелінійність в'язкопружних властивостей вибраних матеріалів обґрунтovується в роботі виходячи із порушення умови однорідності, коли в довільний фіксований момент часу відношення між деформаціями не відповідає відношенню між напруженнями. В цьому випадку функції повзучості $J_k(t)$

$$J_1(t) = \frac{\varepsilon(t, \sigma_1)}{\sigma_1} \neq J_2(t) = \frac{\varepsilon(t, \sigma_2)}{\sigma_2} \neq \dots \neq J_m(t) = \frac{\varepsilon(t, \sigma_m)}{\sigma_m} \quad (6)$$

виявляються залежними від рівня напружень σ_k так, що єдина функція повзучості $J(t)$, інваріантна по відношенню до рівня напружень σ_k , відсутня.

Кількісна оцінка нелінійності в'язкопружних властивостей матеріалів може бути отримана із співставлення розрахункових $t_{\alpha,k}$ і табличних $t_{\alpha,k}^*$ значень квантиля статистики [11]. Вважається, що матеріал володіє нелінійними в'язкопружними властивостями, якщо виконується умова [12]

$$t_{\alpha,k} = \frac{\delta \bar{J}(t_j) \sqrt{n}}{S_j(t_j)} < t_{\alpha,k}^*, \quad j = \overline{1,m}, \quad (7)$$

де $\bar{J}(t_j)$ – вибіркове середнє значення функції повзучості; $S_j(t_j)$ – середнє квадратичне відхилення величини $\bar{J}(t_j)$; n – об'єм вибірки (кількість функцій повзучості); δ – максимальна похибка між значеннями $J_k(t_j)$ і $\bar{J}(t_j)$.

Величина похибки δ в подальших розрахунках задається $\pm 5\%$, а ймовірність p попадання експериментальних функцій повзучості $J_k(t_j)$ в інтервал, обмежений величиною $\delta = \pm 5\%$, по відношенню до величини $\bar{J}(t_j)$ повинен бути не менше 90%.

Експериментальні значення податливості нанесені на рис. 1 для склопластику ТС8/3-250 при розтягненні під кутом $\varphi = 45^\circ$ до осі симетрії (а), та фторопласти-4 (б). Експериментальні значення податливості для склопластику ТС8/3-250 отримані із даних випробувань на повзучість при напруженнях $\sigma_k = 20,3 (\circlearrowleft), 39,8 (\Theta), 59,7 (\Theta), 79,6 (\Theta), 99,5 (\Theta), 119,4 (\bullet)$ МПа і для фторопласти-4 – при напруженнях $\sigma_k = 5 (\circlearrowleft), 7,5 (\Theta), 8,5 (\Theta), 10 (\bullet)$. Експериментальні дані запозичені із [9] і [10]. Штриховими лініями нанесені граници інтервалу $\delta_{\max} = \pm 5\%$ від величини $\bar{J}(t_j)$.

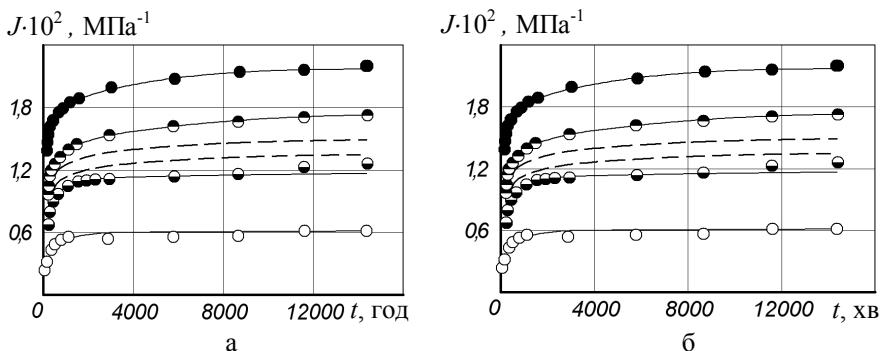
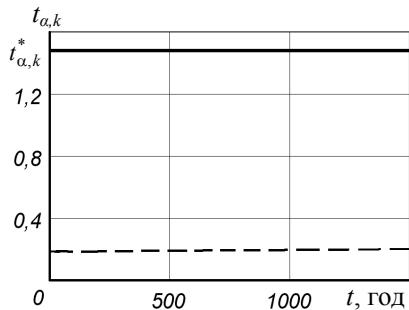


Рис. 1.

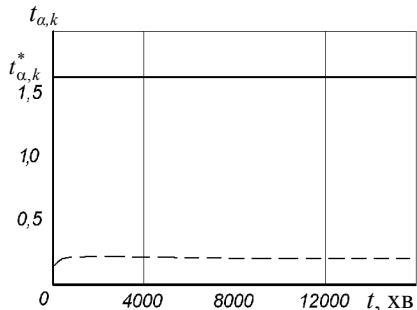
Розрахункові значення квантиля статистики $t_{\alpha,k}$, нанесені тонкими штриховими лініями, також не перевищують (рис. 2) для цих напружень їх критичні значення $t_{\alpha,k}^*$, нанесені товстими суцільними лініями.

Із даних приведених на рис. 1, видно, що в інтервали $2\delta_{\max} \bar{J}(t_j)$ попадають експериментальні значення функцій повзучості для досить

обмеженого рівня напружень. Розрахункові значення квантеля статистики $t_{\alpha,k}$ менші їх критичного значення $t_{\alpha,k}^*$, що в цілому задовільняє умовам нелінійності (6) и (7).



а



б

Рис. 2.

Для побудови визначального нелінійного рівняння повзучості (1) використана концепція єдиної ізохронної діаграми деформування, яка обґрунтovується експериментально виходячи із умови подібності ізохронних діаграм повзучості і діаграми миттєвого деформування.

Узагальнену умову подібності ізохронних діаграм повзучості, яка містить і діаграму миттєвого деформування, представимо у вигляді [12]

$$\varphi_t[\varepsilon_i(t), t_j] = \frac{\varphi_0(\varepsilon_i)}{1 + G(t_j)} \Rightarrow 1 + G(t_j) = \frac{\varphi_0(\varepsilon_i)}{\varphi_t[\varepsilon_i(t), t_j]} = const, \quad (8)$$

що задає подібність в площині "φ – ε" для кожного із фіксованих рівнів деформацій $\varepsilon_i(t)$ в інтервалі $i = \overline{1, \ell}$ по параметру t_j . Тут $1 + G(t_j)$ – функція подібності; $\varphi_0(\cdot)$ і $\varphi_t[\cdot]$ – значення напружень, що визначаються із діаграми миттєвого деформування і по ізохронних діаграмах повзучості для кожного із моментів часу t_j ; ε_i – компонента деформації, що не залежить від часу t_j , і визначається по діаграмі миттєвого деформування $\varphi_0(\varepsilon_i)$.

Вважається, що єдина ізохронна діаграма деформування $\varphi(\varepsilon)$ існує з похибкою δ по відношенню до вибікового середнього $\bar{\varphi}(\varepsilon)$, якщо виконується нерівність

$$\frac{[\bar{\varphi}(\varepsilon_i) - \varphi_0(\varepsilon_i)]}{\varphi_0(\varepsilon_i)} \leq \delta, \quad (9)$$

а інтервал

$$\bar{\varphi}(\varepsilon_i) - \delta \bar{\varphi}(\varepsilon_i) < \varphi(\varepsilon) < \bar{\varphi}(\varepsilon_i) + \delta \bar{\varphi}(\varepsilon_i); \quad (i = \overline{1, \ell}) \quad (10)$$

накриває істине значення єдиної ізохронної діаграми деформування $\varphi(\varepsilon)$ із деякою ймовірністю p .

Значення ймовірності p залежить від значення квантиля статистики $t_{\alpha,k}$ і визначається із таблиць [11]. Значення функції подібності $1+G(t_j)$, а також значення величин $\bar{\varphi}(\varepsilon_i)$ і $t_{\alpha,k}$ розраховуються за відомою методикою [12].

Єдині ізохронні діаграми деформування для склопластику ТС8/3-250 при розтягненні під кутом $\varphi = 45^\circ$ до осі симетрії (а) і фторопласти-4 (б) обґрунтовані експериментально, виходячи із виконання умов (9) і (10), та приведені на рис. 3. Вихідні ізохронні діаграми повзучості задані квадратиками, товстими суцільним лініям показані діаграми миттєвого деформування $\varphi_0(\varepsilon)$. Для склопластику ТС8/3-250 (а) точки відповідають моментам часу $t_j = 54(\square), 198(\blacksquare), 348(\blacksquare), 510(\blacksquare), 978(\blacksquare), 1200(\blacksquare)$ годин, для фторопласти-4 (б) точки відповідають моментам часу $t_j = 234(\square), 1849(\blacksquare), 4362(\blacksquare), 6517(\blacksquare), 8491(\blacksquare), 10646(\blacksquare), 13518(\blacksquare)$ хвилин.

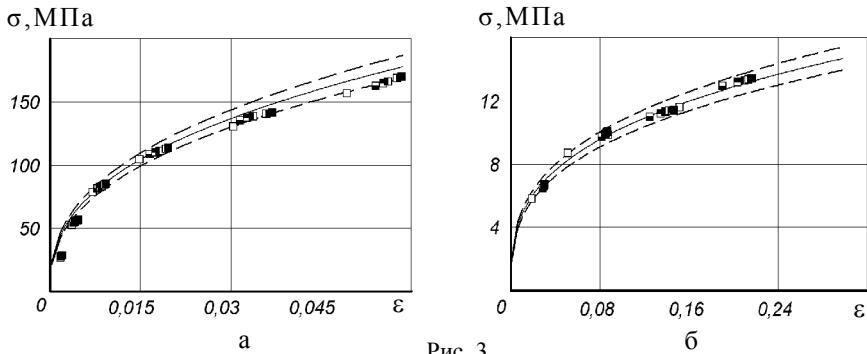


Рис. 3.

Диференціюючи рівняння (1) по часу, отримаємо визначальне рівняння моделі

$$\frac{d\varepsilon(t)}{dt} = \frac{d}{dt} \left[\sigma(t) + \int_0^t K(t-\tau)\sigma(\tau)d\tau \right] \left[\frac{d\varphi_0(\varepsilon(t))}{d\varepsilon} \right]^{-1}, \quad (11)$$

де похідна від функції $\varphi_0(\varepsilon(t))$ взята, як похідна від складної функції. Рівняння нелінійної повзучості (8) є рівнянням швидкісного типу і встановлює в найбільш загальному вигляді залежність швидкості повзучості від напруження, вихідних деформативних властивостей матеріалу і враховує спадкові властивості у формі інтегрального часового оператора.

Із врахуванням (2) з моделі (8) отримуємо співвідношення

$$\frac{d\phi_0(\varepsilon(t))}{d\varepsilon(t)} = \frac{H}{(\varepsilon(t))^{1-q}}, \quad (12)$$

із врахуванням якого отримаємо визначальне рівняння нелінійної моделі повзучості в'язкопружних матеріалів (8), що запишеться у вигляді

$$\frac{d\varepsilon(t)}{dt} = \frac{d}{dt} \left[\sigma(t) + \int_0^t K(t-\tau)\sigma(\tau)d\tau \right] \left[\frac{H}{(\varepsilon(t))^{1-q}} \right]^{-1}. \quad (13)$$

Визначення параметрів моделі. В роботі невідомі параметри α , β і λ визначаються із даних, отриманих із умови існування єдиної ізохронної діаграми миттєвого деформування і представлених у вигляді функції подібності $1+G(t_j)$.

В якості критерію найкращого узгодження функції подібності (8) із експериментальними даними використовується умова мінімізації квадратичного відхилення розрахункових даних із експериментальними даними функції подібності $(G(t_j))_{\text{exp}}$. Задача зводиться до знаходження

мінімуму функціоналу

$$F(\alpha, \beta, \lambda) = \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^N \left\{ G_{\text{exp}}(t_i) - \left[1 + \lambda \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n t^{(1+\alpha)(1+n)}}{\Gamma[1+(1+n)(1+\alpha)]} \right]^2 \right\}. \quad (14)$$

Мінімізація функціоналу (14) здійснюється із використанням ітераційного методу Лівенберга-Маркардта [13]. Значення знайдених таким чином параметрів α , β и λ для досліджуваних матеріалів приведені в табл.

Експериментальна апробація моделі. Найбільш обґрунтована експериментальна перевірка доцільності застосування нелінійної теорії в'язкопружності (1), застосування дробово-експоненційного ядра (3) і параметрів ядра, знайдених із даних на повзучість, здійснюється на задачі розрахунку деформацій повзучості та релаксації напружень.

Диференційне визначальне рівняння нелінійної повзучості (6) із врахуванням рівняння (3) для ядра спадковості конкретизується у вигляді

$$\frac{d\varepsilon^r(t)}{dt} = \sigma_k \frac{d}{dt} \left[h(t) \left[1 + \lambda \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n t^{(1+\alpha)(1+n)}}{\Gamma[1+(1+\alpha)(1+n)]} \right] \right] \left[\frac{H}{(\varepsilon^r(t))^{1-q}} \right]^{-1}. \quad (15)$$

Інтегруючи дальше (15) із врахуванням початкових умов для залежності деформацій повзучості ε від напруження σ і часу t отримуєм рівняння

$$\varepsilon(t) = \left(\frac{q\sigma_k}{H} \right)^{\frac{1}{q}} \left(1 + \lambda \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n t^{(1+\alpha)(1+n)}}{\Gamma[1 + (1+\alpha)(1+n)]} \right)^{\frac{1}{q}}, \quad (16)$$

де прийнято, що $\tau = 0$, $t - \tau = t$, а $h(0) = 1$.

Значення деформацій повзучості $\varepsilon(t)$ нелінійно в'язкопружних матеріалів розрахованих по співвідношенню (16) із використанням значень параметрів α, β і λ , приведених у табл., співставлені на рис. 4 із експериментальними даними для склопластику TC8/3-250 при розтягненні під кутом $\varphi = 45^\circ$ до осі симетрії (а) і фторопласти-4 (б). Результати розрахунку нанесені штриховими лініями, а експериментальні дані показані точками. Позначення рівнів прикладених напружень σ_k співпадають із прийнятими на рис. 1.

Таблиця

В'язкопружні матеріали	Параметри ядра			Параметри діаграми миттєвого деформування	
	α	$\beta, \text{год}^{-(1+\alpha)}$	$\lambda, \text{год}^{-(1+\alpha)}$	$H, \text{МПа}$	q
склопластик TC8/3-250, $\varphi = 45^\circ$	-0,7	-0,12	0,11	540,46	0,3917
фторопласт-4	-0,703	-0,13	0,062	21,806	0,3264

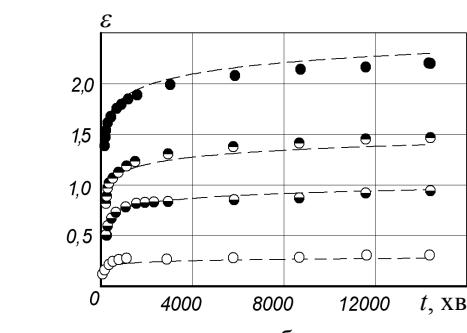
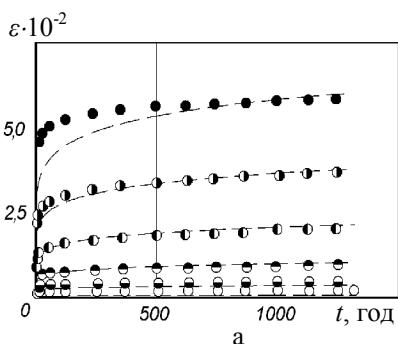


Рис. 4.

Залежність напруження σ_k від часу t , виходячи із (1) із врахуванням (4) записується у вигляді

$$\sigma_k(t) = \sigma_0 \left[1 - \lambda \sum_{n=0}^{\infty} \frac{-(\lambda + \beta)^n t^{(1+\alpha)(1+n)}}{\Gamma[1 + (1+\alpha)(1+n)]} \right], \quad (17)$$

де, прийнято, що $\tau = 0$, $t - \tau = t$, а $h(0) = 1$.

Криві релаксації напружень, розраховані по рівнянню (1) із використанням значень параметрів α , β і λ , знайдених із дослідів на повзучість (таблиця), співставлені на рис. 5 із експериментальними даними для склопластику ТС8/3-250 при розтягненні під кутом $\varphi = 45^\circ$ до осі симетрії із експериментальними даними. Початкове значення напружень для склопластика ТС8/3-250 складає $\sigma_k(0) = 59,72$ (\circ), 79,63 (\ominus) і 99,5 (\bullet) МПа. Результати розрахунків нанесені штриховими лініями, а експериментальні дані точками. Експериментальні дані запозичені [14].

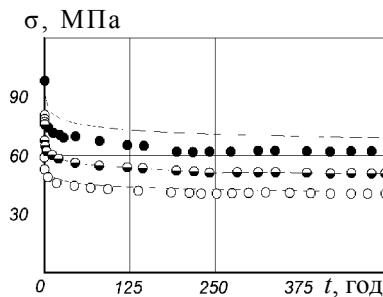


Рис. 5.

В цілому, як видно із рис. 5, ядро релаксації (4) резольвента вихідного дробово-експоненційного ядра (3) і параметри ядра α , β і λ , знайдені із дослідів на повзучість, забезпечують повністю задовільне узгодження результатів розрахунку релаксації напружень із експериментальними даними.

Висновок. Як видно із результатів розрахунку на рис. 4, 5 отримано задовільне узгодження експериментальних даних із розрахунковими. Що підтверджує доцільність застосування нелінійної моделі, що будеться на підставі гіпотези одної діаграми деформування виходячи із подібності ізохронних діаграм повзучості та діаграм миттевого деформування, для розрахунку релаксації напружень та деформацій повзучості. Найбільша похибка була отримана для склопластику ТС8/3-250 при розтягненні під кутом $\varphi = 45^\circ$ до осі симетрії при розрахунку деформацій повзучості при одноразовому статичному навантаженні і становить 15%.

Список літератури: 1. Ильинин А.А. К вопросу о нелинейной теории вязкоупругости / А.А. Ильинин, Б.Е. Победря // В сб.: Прочность и пластичность. – М.: Наука, 1971. – С. 270-276. 2. Каминский А.А. Механика разрушения полимеров / А.А. Каминский, Г.В. Гаврилов. – К.: Наукова думка, 1988. – 224 с. 3. Колтунов М.А. Ползучесть и релаксация / М.А. Колтунов. –

- М: Высшая школа, 1976. – 278 с. 4. Колтунов М.А. К вопросу исследования одномерной задачи нелинейной ползучести / М.А. Колтунов, А.С. Николаевский // Механика полимеров. – 1966. – № 5. – С. 678-687. 5. Работнов Ю.Н. Равновесие упругой среды с последействием / Ю.Н. Работнов // Прикл. математика и механика. – 1948. – Т. 12. – № 1. – С. 53-62. 6. Работнов Ю.Н. Элементы наследственной механики твердых тел / Ю.Н. Работнов. – М.: Наука, 1977. – 384 с. 7. Golub V.P. An Approach to Construction a Rheological Model of a Strain-Hardening Medium / V.P. Golub, Y.M. Kobzar, P.V. Fernati // Int. Appl. Mech. – 2004. – Vol. 40. – № 7. – P. 776-784. 8. Работнов Ю.Н. Некоторые вопросы теории ползучести / Ю.Н. Работнов // Вестник Московского университета. – 1948. – № 10. – С. 81-91. 9. Работнов Ю.Н. Нелинейная ползучесть стеклопластика ТС8/3-250 / Ю.Н. Работнов, А.Х. Паперник, Е.И. Степанычев // Механика полимеров. – 1971. – № 3. – С. 391-397. 10. Павлов П.А. Ползучесть полиэтилена при плоском напряженном состоянии в условиях нестационарного нагружения / П.А. Павлов, О.Н. Кондакова, В.Н. Белан-Гайко // Механика композитных материалов. – 1980. – № 5. – С.793-801. 11. Степнов М.Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний / М.Н. Степнов. – М.: Машиностроение, 1972. – 232 с. 12. Голуб В.П. Нелинейная ползучесть вязкоупругих органических волокон при растяжении / В.П. Голуб, Ю.М. Кобзарь, П.В. Фернати // Прикл. механика. – 2005. – Т. 41. – № 7. – С. 102–115. 13. More J.J. Users guide to minipack / J.J. More, B.S. Garbow, K.E. Hillstrom // Argonne National Laboratory Publication ANL-80-74. – 1980. – 238 р. 14. Работнов Ю.Н. Приложение нелинейной теории наследственности к описанию временных эффектов в полимерных материалах / Ю.Н. Работнов, А.Х. Паперник, Е.И. Степанычев // Механика полимеров. – 1971. – № 1. – С. 74-87.

Стаття представлена д.т.н проф. Інституту механіки ім. С.П. Тимошенка НАН України Голубом В.П.

УДК 539.376

Моделирование процессов ползучести на основе нелинейной теории вязкоупругости с независимой от времени нелинейностью / Павлюк Я.В. // Вестник НТУ "ХПИ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 126 – 135.

Рассмотрена задача построения одномерных определяющих уравнений нелинейной теории вязкоупругости. Решение получено на основе гипотезы единой диаграммы деформирования исходя из подобия изохронных диаграмм ползучести и диаграммы мгновенного деформирования. Построено обобщенную реологическую модель. На основе модели получены одномерные определяющие уравнения ползучести для нилинейно-вязкоупругих материалов. Ил.: 5. Библиогр.: 14 назв.

Ключевые слова: нелинейная теория вязкоупругости, единая диаграмма деформирования, изохронные диаграммы ползучести, диаграмма мгновенного деформирования, реологическая модель, ползучесть, нилинейно-вязкоупругие материалы.

UDC 651.326

The creep processes modeling by nonlinear theory of viscoelasticity with time independent nonlinearity / Pavlyuk Y.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 126 – 135.

The problem of the derivation of unidimensional constitutive equations of nonlinear viscoelastic theory is considered. The solution is obtained based on the hypothesis of the unified deformation diagram proceeding from the similarity of isochronous creep diagrams and a stress-strain diagram. A generalized rheological model is constructed. On the basis of the generalized model unidimensional creep constitutive equations of nonlinear viscoelastic materials have been constructed. Figs: 5. Refs: 14 titles.

Keywords: nonlinear theory of viscoelasticity, unified deformation diagram, isochronous creep diagrams, stress-strain diagram, reological model, creep, nonlinear viscoelastic materials.

Поступила в редакцию 10.10.2009

Ю.В. ПАРФЕНЕНКО, аспірант СумДУ (м. Суми)

ІНФОРМАЦІЙНА МОДЕЛЬ ТОПОЛОГІЇ МЕРЕЖІ ТЕПЛОПОСТАЧАННЯ

Стаття присвячена застосуванню інформаційних технологій при моделюванні мереж тепlopостачання. Розроблена узагальнена інформаційна модель топології мережі тепlopостачання, що базується на теорії графів. Описано метод упорядкування вихідної матриці інциденцій. Запропонований метод дозволяє залишити в матриці інциденцій лише інформацію, необхідну для моделювання топології мережі. Іл.: 1. Бібліогр.: 10.

Ключові слова: інформаційна модель, матриця інциденцій, тепlopостачання, топологія мережі, теорія графів.

Постановка проблеми. Система централізованого тепlopостачання міста являє собою технічний комплекс установок, що генерують, розподіляють та споживають тепло [1]. Його особливістю є наявність взаємодії усіх складових з урахуванням прив'язки до місцевості, тому при моделюванні роботи мережі перш за все постає задача коректного представлення інформаційної моделі топології трубопровідної мережі, в якій виконується потокорозподіл теплоносія.

Вирішення питань щодо раціонального використання енергетичних ресурсів при забезпеченні теплом населення неможливе без інтеграції усіх показників роботи системи тепlopостачання міста в єдину інформаційну систему, на роль якої краще за все підходить ГІС, тому що в ній знаходиться актуальнна та повна інформація. Особливістю застосування геоінформаційних технологій є постійне оновлення даних, при цьому інформація про топологію гідралічної мережі не задовільняє вимогам класичного підходу до моделювання потокорозподілу, який потребує упорядкованого опису топології мережі. У зв'язку з цим актуальну є розробка інформаційної моделі, яка дозволяє оперативно змінювати інформацію та постачати програмні засоби розрахунку потокорозподілу вихідними даними необхідної структури.

Аналіз літератури. Проблемам моделювання мереж тепlopостачання присвячені роботи вчених А.П. Меренкова [2], Ю.Н. Харитонова [3], Д.С. Саричева [4], Є.Б. Артамонова [5], Л.С. Попіріна [1], А.Г. Євдокимова [6] та ін.

Аналіз даних робіт показав, що в якості інструмента при моделюванні мереж тепlopостачання використовується теорія графів. Це пов'язано перш за все з тим, що таким чином зручно описувати розташування об'єктів на площині та зв'язки між ними. Питанням практичного використання теорії графів присвячені роботи О. Оре, В.А. Євстігнєєва, В.Є. Алексєєва, В.Н. Касянова [7 – 10]. Однак у цих роботах апріорно передбачається

використання необхідної і достатньої кількості інформації. Не розглядаються питання її упорядкування та вилучення надлишковості.

Мета статті. Розробка інформаційної моделі топології трубопровідної мережі, яка дозволяє оперативно вносити зміни та забезпечувати формування її коректного опису у матричному вигляді.

Інформаційна модель топології мережі теплопостачання. Вхідна інформація, що описує топологію мереж кожного теплогенеруючого підприємства, у більшості випадків представлена у вигляді графічних паперових схем, при детальному дослідженні яких можна виявити ряд неточностей, оскільки ремонт та модернізація мереж проходять швидше, ніж внесення змін в ручному режимі. Інформаційна модель топології мережі має забезпечувати можливість оперативного коригування схем теплопостачання.

Графи є істотним елементом багатьох математичних моделей в самих різноманітних галузях науки і практики [9]. Їх застосування забезпечує наочне представлення взаємозв'язків між об'єктами та процесами в складних системах. При моделюванні топології трубопровідної мережі доцільно застосовувати теорію графів, тому що у цьому випадку найбільш зручно здійснювати перехід від математичної моделі до графічного зображення мережі і навпаки. Граф мережі теплопостачання являє собою упорядковану пару $G = (V, E)$, що складається із множини вершин V та множини ребер E , причому $V = \{1, 2, \dots, n\}$ і $E = \{1, 2, \dots, m\}$.

Граф мережі теплопостачання характеризується тим, що потребує постійного оновлення внаслідок зміни структури мережі, яка відбувається переважно з таких причин:

- 1) об'єднання декількох труб в одну після проведення модернізації (наприклад, заміни труб на попередньо ізольовані);
- 2) розділення однієї труби на декілька після проведення ремонтних робіт;
- 3) усунення помилок після виявлення невідповідностей між існуючою мережею та її схемою при проведенні паспортизації.

Відслідковувати такі зміни й коригувати відповідність між номерами вузлів та труб в мережі вручну практично неможливо. Тому інформацію, необхідну для побудови графа мережі, доцільно зберігати в базі даних. Лише таким чином можна забезпечити надійність збереження даних та вирішити задачу автоматизації упорядкування нумерації труб та вузлів.

З одного боку, кожна труба чи вузол повинні мати свій унікальний номер, який дається при внесенні даних при паспортизації та забезпечує доступ до інформації, необхідної для моделювання потокорозподілу, наприклад, довжина чи діаметр труби. З іншого боку, зміни топології мережі призводять до коригування нумерації труб та вузлів. Розробка інформаційної моделі мережі має враховувати вищевказані особливості.

На рис. зображена інформаційна модель топології мережі теплопостачання, яка представлена двома сутностями ТРУБА та ВУЗОЛ.



Рис. Інформаційна модель топології мережі тепlopостачання

Сутність ТРУБА, яка представлена множиною атрибутів {номер труби, новий номер труби, номер початкового вузла, номер кінцевого вузла} являє собою список інцидентності, який вказує на відповідність між вузлами та трубами. Сутність ВУЗОЛ, представлена множиною атрибутів {номер вузла, новий номер вузла, координата X , координата Y }, містить інформацію про координати вузлів, необхідну для графічного зображення мережі тепlopостачання. Наведена модель топології мережі при моделюванні тепло і гідралічних процесів може бути розширенна шляхом наповнення новими атрибутами. Наприклад, в сутність ТРУБА можуть бути включені атрибути "номер труби", "довжина труби" та ін.

З метою забезпечення доступу до наявної інформації незалежно від модифікації топології мережі сутності ТРУБА та ВУЗОЛ включають множини, що містять значення нових номерів труб та вузлів після упорядкування.

Матричне представлення інформаційної моделі топології мережі тепlopостачання. Інформаційна модель топології мережі тепlopостачання базується на представленні графа мережі у матричному вигляді. Граф мережі тепlopостачання однозначно можна представити за допомогою матриці інциденцій A , яка будується за наступними правилами:

$$A_{ij} = \begin{cases} +1, & \text{якщо ребро } e_i \text{ входить у вершину } v_j, \\ -1, & \text{якщо ребро } e_i \text{ виходить із вершини } v_j, \\ 0, & \text{якщо ребро } e_i \text{ не інцидентне вершині } v_j. \end{cases}$$

Матриця інциденцій містить всю інформацію про граф, проте при її побудові стикаємося з такою проблемою: у випадку, коли схема

теплопостачання піддавалася модифікації, нумерація труб та вузлів може бути не суцільною. Це зумовлено тим, що вхідна інформація для побудови моделі топології мережі формується інтерактивним способом при побудові схеми теплопостачання. Тому модель, побудована на основі неупорядкованої інформації, не може бути застосована при подальшому проведенні розрахунків потокорозподілу.

З метою вирішення цієї проблеми пропонується процедура упорядкування матриці інциденцій, побудованої на основі списку інцидентності типу $e_i = (v_{1i}, v_{2i})$, тобто ребро e_i виходить із вершини v_1 і входить у вершину v_2 .

При цьому вихідна матриця інциденцій A розбивається на множини, що містять елементи кожного рядку матриці:

$$\begin{aligned} A1 &= \{a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1m}\}, \\ A2 &= \{a_{21}, a_{22}, \dots, a_{2m}\}, \\ &\dots \dots \dots \\ An &= \{a_{n1}, a_{n2}, \dots, a_{nm}\}, \end{aligned}$$

та на множини, що містять елементи кожного стовпчика:

$$\begin{aligned} A'1 &= \{a_{11}, a_{21}, \dots, a_{n1}\}, \\ A'2 &= \{a_{12}, a_{22}, \dots, a_{n2}\}, \\ &\dots \dots \dots \\ A'm &= \{a_{1m}, a_{2m}, \dots, a_{nm}\}, \end{aligned}$$

де n – кількість вузлів; m – кількість труб.

При упорядкуванні вихідної матриці інциденцій використовується метод сортування. В якості критерію розділення множин $A1, \dots, An$ на дві категорії: пусті та не пусті виступає сума елементівожної із множин, яка формує масив $VS[i]$, $i = 1, \dots, n$. Аналогічно при розділенні множин $A'1, \dots, A'm$ формується масив $TS[i]$, $i = 1, \dots, m$. Аналіз масивів дозволяє здійснити розділення множин на пусті та непусті: наприклад, якщо $VS[i] = 0$, множина Ai є пустою, тобто жодна з труб не приєднана до i -го вузла. При цьому методом сортування знайдена пуста множина замінюється непустою. Тобто, перестановка стовпців у матриці інциденцій змінює номера труб (гілок графу розрахункової схеми), а перестановка рядків – номера вузлів. Такий підхід дозволяє вилучити з матриці інциденцій рядки та стовпчики, що містять лише нульові елементи.

Запропонована процедура дозволяє позбавити матрицю інциденцій надлишковості, яка виникає при модифікації графа мережі. Наприклад, матриця інциденцій котельної, що знаходиться по вул. Успенсько-тройцька, 37 міста Конотоп, до упорядкування містила інформацію про 56 труб та 108 вузлів, після упорядкування – про 54 труби та 42 вузли. Тобто, застосування процедури упорядкування дозволило зменшити вихідну матрицю інциденцій і забезпечити можливість її використання при моделюванні потокорозподілу мережі.

Висновки. Розроблено інформаційну модель топології мережі теплопостачання, яка дозволяє проводити оперативні зміни складу і структури мережі з метою її удосконалення та формувати дані для проведення розрахунку потокорозподілу мережі. Запропоновано процедуру упорядкування вихідної матриці інциденцій, яка дозволяє залишити в ній лише інформативну частину, яка однозначно описує топологію мережі.

Список літератури: 1. Попырин Л.С. Исследование систем теплоснабжения / Л.С. Попырин, К.С. Светлов, Г.М. Беляева. – М.: Наука, 1989. – 215 с. 2. Меренков А.П. Теория гидравлических цепей / А.П. Меренков, В.Я. Хасилев. – М.: Наука, 1985. – 279 с. 3. Харитонов Ю.Н. Предварительное моделирование систем теплоснабжения при управлении проектами реконструкции / Ю.Н. Харитонов // Коммунальное хозяйство городов. – 2008. – № 84. – С. 383-387. 4. Сарычев Д.С. Применение графовых моделей при анализе инженерных сетей / Д.С. Сарычев, А.В. Скворцов, С.Г. Слюсаренко // Вестник Томского государственного университета. – 2002. – № 275 – С. 70-74. 5. Артамонов С.Б. Підхід до моделювання систем теплопостачання через аналіз причин виникнення втрат теплової енергії і теплоносія в системі / Артамонов С.Б. // Математичні машини і системи. – 2007. – № 3. – С. 203-210. 6. Евдокимов А.Г. Моделирование и оптимизация потокораспределения в инженерных сетях / А.Г. Евдокимов, А.Д. Тевяшев, В.В. Дубровский. – М.: Стройиздат, 1990. – 368 с. 7. Оре О. Теория графов / О. Оре. – М.: Наука, 1980. – 336 с. 8. Евстигнеев В.А. Применение теории графов в программировании / В.А. Евстигнеев. – М.: Наука, 1985. – 352 с. 9. Алексеев В.Е. Графы. Модели вычислений. Структуры данных / В.Е. Алексеев, В.А. Таланов. – Нижний Новгород, Изд-во ННГУ. – 2005. – 307 с. 10. Касьянов В.Н. Графы в программировании: обработка, визуализация и применение / В.Н. Касьянов, В.А. Евстигнеев. – СПб.: БХВ – Петербург, 2003. – 1104 с.

Стаття представлена докт. фіз.-мат. наук, проф. Черноус А.Н.

УДК 004.94

Информационная модель топологии сети теплоснабжения / Парfenенко Ю.В. // Вестник НТУ "ХПИ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 136 – 140.

Статья посвящена применению информационных технологий при моделировании сетей теплоснабжения. Разработана обобщенная информационная модель топологии сети теплоснабжения, которая базируется на теории графов. Описан метод упорядочивания исходной матрицы инциденций. Предложенный метод позволяет оставить в матрице инциденций лишь информацию, необходимую для моделирования топологии сети. Ил.:1. Библиогр.: 10 назв.

Ключевые слова: информационная модель, матрица инциденций, теплоснабжение, топология сети, теория графов.

UDC 004.94

Information model of topology of a heat supply network / Parfenenko Y.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 136 – 140.

Article is devoted to application of information technologies at modelling of heat supply networks. The generalised information model of topology of a heat supply network which is based on the theory of graphs is developed. The method of ordering of an initial incidence matrix is described. The offered method allows to leave in an incidence matrix only the information necessary for modelling of topology of a network. Figs.:1. Refs.: 10 titles.

Key words: information model, incidence matrix, heat supply, topology of a network, the theory of graphs.

Надійшла до редакції 10.10.2009

Ю.А. ПЕТРЕНКО, канд. техн. наук, доц. ХНАДУ (г. Харьков)

МОДЕЛЬ СТРУКТУРНОГО СИНТЕЗА ОФИСА ПРОГРАММ И ПРОЕКТОВ

В статье рассмотрено теоретико-множественное описание синтеза офиса программ и проектов как территориально-пространственно-распределенной системы (ТПРС) и предложена модель её структурного синтеза. Сформулирована общая постановка задачи синтеза ТПРС офисов и выбраны критерии оценки вариантов ТПРС офисов. Библиогр.: 9 назв.

Ключевые слова: офис программ и проектов, структурный синтез, территориально-пространственно-распределенная система.

Постановка проблемы. При реализации компанией программ и сложных проектов создается система проектных офисов. Это, прежде всего, генеральный офис компании, офисы программ, офисы проектов в составе программы. Эту систему офисов можно рассматривать как территориально-пространственно-распределенную систему (ТПРС). Кроме того, сам офис рассматривается как ТПРС, которая состоит из определенного множества элементов со сложной схемой взаимодействия между ними. Таким образом, создается многоуровневая ТПРС. Эта структура не является постоянной, а зависит от этапов жизненного цикла программ и проектов.

Для формализованного описания ТПРС офисов и задач их синтеза используется аппарат теории множеств и теории графов. Как правило, элементам системы ставят в соответствие вершины графа, а связям между ними – дуги [1].

При этом общая задача синтеза декомпозируется на три подзадачи:

- синтез ТПРС генерального офиса кампании;
- синтез ТПРС офисов программ;
- синтез ТПРС офисов проектов.

Анализ публикаций. Несмотря на многочисленные работы [1 – 3], посвященные проблемам структурного синтеза территориально-пространственно-распределенных систем, большинство из них посвящено решению отдельных задач синтеза для конкретных объектов. К тому же, практически отсутствуют работы, в которых предлагаются модели и методы решения задач с оценкой альтернативных вариантов одновременно по множеству показателей эффективности, с рекомендациями по выбору средств решения задачи в пространстве "точность-время", с возможностью учета неопределенности целей и данных, плохо формализуемых факторов и ограничений. Поэтому общая теория структурного синтеза территориально-пространственно-распределенных систем, базирующаяся на многофакторном оценивании вариантов, требует дальнейшего развития, что и определило тему исследований.

В работах [4 – 6] освещены основополагающие понятия и определения методологии управления проектами, раскрыты функции управления проектами, дан анализ и приведены характеристики организационных структур проектов. В работах [7 – 9] опубликованы результаты научных исследований в области программно-технического, организационного и кадрового обеспечения офисов по управлению программами и предложены соответствующие математические модели.

Однако до настоящего времени проблема структурного синтеза ТПРС офисов не рассматривалась комплексно с единых системных и критериальных позиций.

Цель статьи – повышение эффективности управления программами и проектами за счет разработки модели структурного синтеза офисов программ и проектов.

Результаты исследования. Рассмотрим задачу структурного синтеза ТПРС офисов. Обобщение теоретико-множественного описания позволяет представить систему (ее структуру) в виде: $s = \langle \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_i \rangle$, где $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_i$ – кортеж компонентов, определяющих свойства системы $p = \varphi(\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_i)$, где φ – некоторое отображение. Справедливо будет предположить, что задача структурного синтеза ТПРС офисов $S^* = \{s\}$, которая бы удовлетворяла заданным свойствам $P^* = \{p\}$, сводится к подбору соответствующего набора компонентов системы.

Основным системо-образующим компонентом являются процессы или управления программами и проектами (ПУПП), протекающие в офисе для достижения цели программы или проекта – *об*. ПУПП представляют собой множество групп бизнес-процессов, бизнес-процессов, бизнес-процедур и бизнес-операций. Характерной особенностью ТПРС офиса, как объекта синтеза и управления является определяющая зависимость его свойств (функциональных и стоимостных характеристик) от принятой организационной структуры *os* и схемы управления программами и проектами *su*. Для реализации ПУПП выбираются технологии – *тех*, которые определяют множество методов, приемов, технических и программных средств. Все процессы протекают в конкретном месте, что определяется множеством мест расположения – *ra*, при этом они могут быть распространены по различным территориям и, кроме того, по различным этажам офисного здания. Между ПУПП устанавливаются коммуникационные связи – *ком*, т.е. процессы обмениваются между собой необходимой информацией, результат выполнения одних становится входной информацией для других. Множество исполнителей *is* выполняет ПУПП с определенным качеством и должны обладать заданными профессиональными навыками и владеть технологиями для эффективного выполнения своих обязанностей. Все

компоненты ТПРС офисов могут изменяться в зависимости от жизненного цикла программы или проекта t . Таким образом, теоретико-множественное описание позволяет представить систему в виде:

$$s = \langle ob, os, su, teh, ra, kom, is, t \rangle. \quad (1)$$

При этом множество свойств, которыми обладает система s , может быть представлено в виде $p = \Phi (ob, os, su, teh, ra, kom, is, t)$, где Φ – некоторое отображение.

ТПРС офисов, представляемая в виде (1), может быть реализована множеством различных компонентов описанных выше. Исходя из этого, каждой из реализаций системы будет соответствовать свой набор свойств

$$\Phi : (ob, os, su, teh, ra, kom, is, t) \rightarrow p, \quad (2)$$

где Φ – некоторое отображение.

Представление ТПРС офисов в таком виде является достаточно общим и может рассматриваться только в качестве ее концептуальной модели метауровня на ранних стадиях синтеза офисов. При решении же задач структурного системного синтеза описание ТПРС офисов должно быть детализировано и отображать свойства всех компонентов.

На первом этапе синтеза генерального офиса, исходя из результатов анализа целей системы, необходимо выделить подмножество важнейших свойств P' которыми должна обладать ТПРС. Выделенные свойства являются подмножеством множества свойств $P' \subseteq P^U$, которые могут быть получены на универсальных множествах элементов Ob^U , организационных структур Os^U и схем управления программами Su^U на рассматриваемом этапе жизненного цикла программы:

$$P^U = \Phi'(Ob^U, Os^U, Su^U, t). \quad (3)$$

Множество Ob^U включает в себя всевозможные ПУПП, на которых может быть синтезирована ТПРС офисов. Множество организационных структур Os^U определяется возможными принципами реализации стратегии компании, а также распределением функций между элементами организационной структуры и, в частности, описывает возможные схемы взаимосвязей между множеством элементов Ob^U . Состав множества схем управления программами Su^U определяется стратегией управления программами. Состав множества Su^U определяет состав множеств Ob^U и Os^U .

На втором этапе – синтеза офисов программ, отображение свойств P' на множества элементов Ob^U , организационных структур Os^U и схем управления программам Su^U неявно определяет подмножества элементов Ob' , технологий, с помощью которых будут выполняться ПУПП Teh' , мест расположения Ra' , коммуникаций между элементами системы Kom' и исполнителей Is' , на которых может быть реализована ТПРС офисов с выделенными свойствами P' . Таким образом, формируется область существования ТПРС офисов программ $S' = \{s\}$, которая, исходя из существующих технических, экономических, пространственных или других ограничений, сужается до допустимой области синтеза $S^* = \{s\}$, $S^* \subseteq S'$.

На последующих этапах – синтеза офисов проектов, задача синтеза ТПРС детализируется и сводится к выбору таких подмножеств элементов $ob^0 \subseteq Ob^*$, организационных структур $os^0 \subseteq Os^*$, схем управления программам $su^0 \subseteq Su^*$, технологий $teh^0 \subseteq Teh^*$, с помощью которых будут выполняться ПУПП, мест расположения элементов $ra^0 \subseteq Ra^*$, коммуникаций между элементами системы $kom^0 \subseteq Kom^*$ и исполнителей $is^0 \subseteq Is^*$ из допустимой области S^* , которые обеспечивают наиболее рациональное (например, с минимальными затратами ресурсов C^0) достижение требуемых свойств P' .

В соответствии с формализацией множества важнейших свойств $P' = \{p_1, p_2, \dots, p_{n_p}\}$ (где n_p – количество выделенных свойств) позволяет получить количественные оценки степени достижения цели системы и в этом смысле может служить множеством частных критериев эффективности [2]. Среди наиболее общих требований, предъявляемых к системам рассматриваемого класса (свойств ТПРС офисов), выделяются: качество, сроки, стоимость, надежность выполнения функций, загрузка, живучесть системы. При решении задач синтеза ТПРС офисов стремятся к интегральности частных критериев $K = \{k_1, k_2, \dots, k_{n_k}\}$, т.е., чтобы $|K| < |P'|$ или $n_k < n_p$.

Оценка качества вариантов построения ТПРС офисов может быть осуществлена с использованием методологии функционально-стоимостного анализа. Целью создания любой ТПРС является максимизация ее эффективности, т.е. получение максимального соотношения размера эффекта от ее функционирования Q и затрачиваемых на это ресурсов C . Без потери общности предположим, что существуют обобщенные оценки эффекта и затрат ресурсов (стоимости) на систему:

$$Q = F_1(ob, os, su, teh, ra, kom, is, t), \quad (4)$$

$$C = F_2(ob, os, su, teh, ra, kom, is, t). \quad (5)$$

Функциональный эффект системы в общем случае является неубывающей функцией от затраченных на его достижение ресурсов (стоимости) $\bar{Q} = F(\bar{C})$, где \bar{Q} и \bar{C} обобщенные скалярные оценки эффекта и стоимости ТПРС офисов; F – оператор, отображающий стратегию использования ресурсов, определяемую выбором варианта построения ТПРС офисов $s \in S^*$. На ранних этапах проектирования возникает задача выбора варианта построения ТПРС офисов по критерию "эффект-стоимость"

$$K_{QC} = \underset{Q, C, F}{opt} \Theta(Q, C, F), \quad (6)$$

где $opt\Theta$ – оператор, определяющий конкретный вид критерия эффективности.

В условиях заданных ограничений на показатели эффекта и стоимости задача структурного синтеза ТПРС офисов на основе критерия (6) может быть представлена в формах:

$$s_1^0 = \arg \max_{s \in S^*} (\bar{Q}(s) - \bar{C}(s) : \bar{Q}(s) \geq \bar{Q}^*, \bar{C}(s) \leq \bar{C}^*), \quad (7)$$

$$s_2^0 = \arg \max_{s \in S^*} (\bar{Q}(s) / \bar{C}(s) : \bar{Q}(s) \geq \bar{Q}^*, \bar{C}(s) \leq \bar{C}^*), \quad (8)$$

где $S^* = \{s\}$ – множество допустимых вариантов построения ТПРС офисов; \bar{Q}^* , \bar{C}^* – предельные уровни приведенных обобщенных оценок эффекта и стоимости ТПРС офисов.

Частными случаями задач (7) – (8) являются задачи синтеза ТПРС офисов:

– в условиях заданных ограничений на ресурсы (стоимость) выбрать вариант построения ТПРС офисов, максимизирующий приведенный эффект

$$s_3^0 = \arg \max_{s \in S^*} (\bar{Q}(s) : \bar{C}(s) \leq \bar{C}^*); \quad (9)$$

– в условиях заданных ограничений на уровень эффекта выбрать вариант построения, минимизирующий приведенные затраты на создание и (или) эксплуатацию ТПРС

$$s_4^0 = \arg \min_{s \in S^*} (\bar{C}(s) : \bar{Q}(s) \geq \bar{Q}^*). \quad (10)$$

Задача структурного синтеза ТПРС офисов программ и всей корпорации в целом формализуется аналогичным образом за исключением того, что в ней элементом системы рассматриваются ПУПП или корпорации и взаимосвязи между ними соответственно.

Проблема синтеза ТПРС офисов является многогранной, включает комплексы задач выбора оргструктуры и схемы управления программами, технологии реализации ПУПП, установления коммуникационных связей между ними, выбора места расположения, подбора квалифицированных исполнителей, всесторонней оценки и выбора вариантов на различных этапах жизненного цикла программы. Кроме того, описание ТПРС офисов и задач их синтеза в виде (1) – (10) является достаточно общим. Для получения по нему решений требуется их детализация и конкретизация.

Выбор и формализация критерииев оценки эффективности ТПРС офисов.

Целью синтеза офисов, как ТПРС является удовлетворение потребностей обслуживаемых процессов программы $Ob = \{ob_p\}, p = \overline{1, p_o}$ (где p_o – количество программ).

Степень достижения цели создания системы можно оценить множеством ее важнейших свойств $p = \{p_i : i = \overline{1, n_p}\}$ (где n_p – количество выделенных свойств), характеризующих, в частности, эффекты от ее функционирования Q и затраты C , связанные с ее созданием и эксплуатацией.

Наиболее существенными и общими требованиями, предъявляемыми к ТПРС офисов, являются: качество, сроки и стоимость выполнения целей программ и проектов.

Под качеством выполнения функций системой понимается степень удовлетворения требований обслуживаемых объектов [2]. Показателями качества ТПРС офисов могут служить точность, полнота выполнения программ и проектов. Уровень качества обслуживания ТПРС офисов определяется, в основном, составом бизнес-процессов и бизнес-операций, технологией их выполнения, квалификацией исполнителей.

Выполнение возложенных на ТПРС офисов функций должно осуществляться в минимальные $\Delta t \rightarrow \min$ или в установленные сроки $\Delta t \leq \Delta t^*$ (где Δt^* – допустимое время на реализацию функций). Нарушение установленных сроков Δt^* , как правило, недопустимо, связано со штрафами, потерями ресурсов или увеличением затрат на выполнение функций и, как следствие, увеличение стоимости программы.

Под стоимостью выполнения функций C понимаются затраты на создание и (или) эксплуатацию ТПРС офисов, реализующей заданный набор функций. В общем случае затраты включают в себя стоимость создания и оборудования элементов проектного офиса и связей между ними, стоимость исполнения процессов управления программами, наём и содержание исполнителей (команды офиса) и т.д.

В процессе создания и эксплуатации ТПРС офисов степень удовлетворения перечисленным требованиям, выражаемая множеством ее важнейших свойств $p = \{p_i : i = \overline{1, n_p}\}$, рассматривается в качестве частных критериев ее эффективности $K = \{k_i : i = \overline{1, n_k}\}$. Другие свойства рассматриваются при этом в качестве ограничений.

В рамках выбранных показателей эффективности задача синтеза ТПРС офисов может быть сформулирована следующим образом.

Заданы:

$Ob = \{ob_p\}, (p = \overline{1, p'})$ – множество возможных программ и проектов, выполняемых корпорацией, и их характеристики Oh , где p' – количество программ и проектов;

$G_p = \{G_{pi}\}, (i = \overline{1, 5})$ – множество групп бизнес-процессов управления программами, где 5 – количество групп бизнес-процессов управления программами, которое равно пяти;

$G_{pi} = (G_{prij}), (j = \overline{1, j_i})$ – множество бизнес-процессов управления проектами, где j_i – количество бизнес-процессов в i -й группе;

$G_{prij} = \{G_{prijr}\}, (r = \overline{1, r_j})$ – множество бизнес-процедур, где r_j – количество бизнес-процедур в j -м бизнес-процессе i -й группы;

$G_{prijr} = \{G_{prijrm}\}, (m = \overline{1, m_r})$ – множество бизнес-операций, где, m_r – количество бизнес-операций в r -й бизнес-процедуре j -го бизнес-процесса i -й группы;

$OS = \{os_v\}, (v = \overline{1, v'})$ – множество видов организационных структур управления программами, где v' – количество типов организационных структур управления программами.

$SU = \{su_e\}, (e = \overline{1, 3})$ – множество схем управления программами проектным офисом, где 3 – количество видов схем управления программами в проектном офисе;

$Teh = \{teh_l\}, (l = \overline{1, l'})$ – множество допустимых технологий для реализации ПУПП, которые определяют множество методов, приемов, технических и программных средств, где l' – количество типов технологий для реализации ПУПП;

$Ra = \{ra_b\}, (b = \overline{1, b'})$ – множество мест возможного размещения ее элементов, где b' – количество мест возможного размещения элементов;

$Kom = \{kom_a\}, (a = \overline{1, a'})$ – множество коммуникационных связей между ПУПП, где a' – количество коммуникационных связей;

$Is = \{is_k\}, (k = \overline{1, k_{prijm}})$ множество возможных исполнителей, где k_{prijm} – количество претендентов, которые могут выполнить m -ю бизнес-операцию r -й бизнес-процедуры j -го бизнес-процесса i -й группы для p -й программы.

Необходимо определить:

– программу ob_p , для обслуживания которой необходима синтезировать офис, где p – порядковый номер обслуживаемой программы;

– состав и количество бизнес-процессов, бизнес-процедур и бизнес-операций для соответствующей группы $G_p = \{G_{pi}\}, (i = \overline{1, 5})$ бизнес-процессов управления выбранной p -й программы т.е. $G_{pi} = \{G_{pij}\}, G_{pij} = \{G_{pijr}\}, G_{pijr} = \{G_{prijm}\}, i = \overline{1, 5}; j = \overline{1, j_i}; r = \overline{1, r_j}; m = \overline{1, m_r}$;

– организационную структуру управления os_v^p выбранной p -й программой;

– схему управления su_e^p выбранной p -й программой;

– подмножество допустимых технологий для реализации ПУПП выбранной p -й программы $Teh^* = \{teh_l^p\}, (l = \overline{1, l'})$;

– места размещения бизнес-процессов, бизнес-процедур и бизнес-операций для соответствующей группы $G = \{G_i\}, (i = \overline{1, 5})$ бизнес-процессов управления выбранной p -й программы $Ra^* = \{ra_b^p\}, (b = \overline{1, b'})$;

– множество и типы коммуникационных связей между бизнес-процессами, бизнес-процедурами и бизнес-операциями для соответствующей группы $G_p = \{G_{pi}\}, (i = \overline{1, 5})$ бизнес-процессов управления выбранной p -й программы $Kom^* = \{kom_{ijrma}^p\}, i = \overline{1, 5}; j = \overline{1, j_i}; r = \overline{1, r_j}; m = \overline{1, m_r}$;

– подмножество исполнителей, которые могут выполнить m -ю бизнес-операцию r -й бизнес-процедуры j -го бизнес-процесса i -й группы для p -й программы с заданным качеством и в установленный срок $Is^* = \{is_k^p\}, i = \overline{1, 5}; j = \overline{1, j_i}; r = \overline{1, r_j}; m = \overline{1, m_r}$.

При этом желательной целью является экстремизация выбранных частных критериев эффективности:

– стоимость

$$C' = \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} C(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*); \quad (11)$$

– время выполнения

$$\Theta' = \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} \Theta(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*); \quad (12)$$

– качество

$$\mu' = \max_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} \mu(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*). \quad (13)$$

Затраты на создание и (или) эксплуатацию системы можно считать состоящими из затрат на: создание среды функционирования, которая состоит в синтезе автоматизированного рабочего места (АРМ) исполнителей бизнес-процессов, бизнес-процедур и бизнес-операций для соответствующей группы бизнес-процессов, обеспечение АРМ мебелью, техническими и программными средствами $C^{APM}(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*)$; обеспечение коммуникацией между ними $C^{Kom}(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*)$; оплату труда исполнителей $C^{Is}(ob_p, G_p, Teh^*, Is^*)$. В этом случае при использовании в качестве показателя затрат на ТПРС офисов ее стоимости C'' критерий (11) может быть представлен в виде

$$\begin{aligned} C'' = & \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} C^{APM}(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*) + \\ & + C^{Kom}(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*) + \\ & + C^{Is}(ob_p, G_p, Teh^*, Is^*). \end{aligned} \quad (14)$$

Одним из наиболее информативных показателей оперативности ТПРС офиса является время выполнения бизнес-процесса, бизнес-процедуры и бизнес-операции. Оно включает в себя затраты времени на всех стадиях процесса обслуживания, ожидания, обработки и передачи между элементами. При использовании в качестве показателя оперативности ТПРС офиса Θ времени выполнения p -ой программы или проекта τ_p , $p = \overline{1, p'}$ в принятых выше обозначениях критерий (12) может быть представлен в виде

$$\tau'_p = \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} \sum_{p=1}^{p'} \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^{r_j} \sum_{r=1}^{m_r} \sum_{l=1}^{l'} \tau_m^l z_{pijrm}^l + \tau^{Is}, \quad (15)$$

где τ_m^l – время выполнения m_r -й бизнес-операций в r -й бизнес-процедуре j -го бизнес-процесса i -й группы с использованием l -й технологии;

z_{pijrm}^l – булева переменная ($z_{pijrm}^l = 1$, если для выполнения m_r -й бизнес-операции в r -й бизнес-процедуре j -го бизнес-процесса i -й группы выбрана l -я технология; $z_{pijrm}^l = 0$ – в противном случае);

τ^{Is} – потери времени из-за исполнителей, связанные с распорядком рабочего времени, отпуском, болезнью и т.д.

В качестве оценки времени выполнения программы или проекта офисом (в зависимости от конкретной постановки задачи) можно использовать его максимальное или средневзвешенное значения

$$\tau'' = \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} \max_p \tau_p, \quad (16)$$

$$\tau''' = \min_{ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*} \frac{1}{p'} \sum_{p=1}^{p'} \bar{e}_p \tau_p, \quad (17)$$

где p' – количество обслуживаемых программ или проектов;

τ_p – время пребывания требования p -й программы или проекта в системе;

\bar{e}_p – коэффициент, характеризующий удельный вес требований p -й программ или проекта.

Показатели качества вариантов построения ТПРС офисов $\mu(ob_p, G_p, os_v^p, su_e^p, Teh^*, Ra^*, Kom^*, Is^*)$ зависят от выбранных исполнителей и технологии и могут быть определены аналитически только для конкретных структур. В общем случае в процессе структурного синтеза системы они определяются с помощью имитационных моделей.

Таким образом, сформулирована общая постановка задачи структурного синтеза ТПРС офисов и выбраны критерии оценки вариантов ТПРС офисов. С целью обеспечения эффективности решений поставленной задачи на всех этапах жизненного цикла программы необходима разработка единой методологии их структурного синтеза, предполагающая корректную декомпозицию проблемы на комплексы задач, относящиеся к различным уровням описания объекта и этапам его синтеза, разработку комплекса соответствующих моделей и проектных процедур технологии синтеза.

Выводы. В результате проведенной научной работы, впервые разработаны концептуальные модели синтеза территориально-пространственно-распределенной системы офисов программ и проектов, что позволяет решить проблему структурного синтеза ТПРС офисов комплексно с единых системных и критериальных позиций.

Предложенные модели позволяют повысить эффективность синтеза офисов по управлению программами и проектами.

Список литературы: 1. Денисов А.А. Теория больших систем управления / А.А. Денисов, Д.К. Колесников. – Л.: Энергоиздат, Ленингр. 1982. – 288 с. 2. Петров Э.Г. Территориально распределенные системы обслуживания / Э.Г. Петров, В.П. Пискакова, В.В. Бескоровайный. – К.: Техника, 1992. – 208 с. 3. Петров Э.Г. Методология структурного системного анализа и проектирования крупномасштабных ИУС Ч. 1. Концепции и методы / Э.Г. Петров, С.И. Чайников, А.О. Овегельдыев. – Харьков: Рубикон, 1997. – 140 с. 4. Мазур И.И. Управление проектами: Справочное пособие / И.И. Мазур, В.Д. Шапиро. – М.: Высшая школа, 2001. 5. Руководство к Своду знаний по управлению проектами (Руководство PMBOK®) Третье издание 2004 Project Management Institute, Four Campus Boulevard, Newtown Square, PA 19073-3299 USA / США. – 200 с. 6. Нефьодов Л.И. Управління проектами: Навчальний посібник / Л.І. Нефьодов, Ю.А. Петренко, С.А. Кривенко, М.І. Богданов, В.Ф. Демішан. – Харків: ХНАДУ, 2004. – 200 с. 7. Нефедов Л.И. Модели выбора программного обеспечения офиса по управлению проектами / Л.И. Нефедов, В.Е. Овечаренко, Ю.А. Петренко, Т.В. Плугина, В.А. Щеголь // Технология приборостроения. – Харьков, 2008 – Вып. № 1. – С. 23–27. 8. Нефедов Л.И. Модели синтеза организационного обеспечения офисов по управлению программами / Л.И. Нефедов, Ю.А. Петренко, Т.В. Плугина // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – Харьков, 2009. – Вып. № 1/6 (37). – С. 31–36. 9. Нефедов Л.И. Модели выбора технических средств управления программами и проектами офиса / Л.И. Нефедов, Е.В. Токарева, Ю.А. Петренко, Т.В. Плугина, О.В. Василенко // Технология приборостроения – Харьков, 2008. – Вып. № 2. – С. 35–43.

Статья представлена д.т.н. проф. УИПА Сахацким В.Д.

УДК 65.001.1(075.8)

Модель структурного синтезу офісу програм і проектів / Петренко Ю.А. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 141 – 151.

У статті розглянутий теоретико-множинний опис синтезу офісу програм і проектів, як територіально-просторово-розділену системи і запропонована модель її структурного синтезу. Сформульована загальна постановка задачі синтезу ТПРС офісів і вибрані критерії оцінки варіантів ТПРС офісів. Бібліогр.: 9 назв.

Ключові слова: офіс програм і проектів, структурний синтез, територіально-просторово-розділена система.

UDC 65.001.1(075.8)

Model of structural synthesis of office of programs and projects / Petrenko Y.A. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 141 – 151.

Description of synthesis of office of the programs and projects is considered in the article from the wheelbarrow of sight of the set theory, as territorial-spatially-distributed systems and the model of its structural synthesis is offered. The general raising of task of synthesis of the TSDS offices is formulated and the criteria of estimation of variants of the TSDS offices are chosen. Refs: 9 titles.

Key words: office of the programs and projects, structural synthesis, territorial-spatially-distributed system.

Поступила в редакцию 10.04.2010.

B.B. РОМАНЮК, канд. техн. наук, доц. ХНУ (м. Хмельницький)

ОЦІНЮВАННЯ ВІРОГІДНОСТІ РОЗПОДІЛУ СТАТИСТИЧНИХ ЧАСТОТ ВИПАДКОВОЇ ВЕЛИЧИНІ З НЕВІДОМIM МАТЕМАТИЧНИМ СПОДІВАННЯM I ДИСПЕРСІЄЮ

Побудовано ядро антагоністичної гри для задачі безумовної оптимізації, за розв'язком якої пропонується приймати рішення про достатність проведених вимірювань випадкової величини для того, щоб її реалізовувати у відповідній математичній моделі у формі розподілу відносних статистичних частот. Представлено програму підтримки прийняття рішення про вірогідність дослідженого розподілу. Іл.: 4. Бібліогр.: 8 назв.

Ключові слова: антагоністична гра, випадкова величина, розподіл статистичних частот, прийняття рішення.

Постановка проблеми. Вимірювання параметрів випадкових величин є складовою математичного моделювання явищ і процесів, де фігурують ці величини. Зазвичай випадкова величина Θ у математичній моделі реалізуються у формі нормованого частотного розподілу

$$\mathbf{F}(\Theta) = [f(\theta_1) \ f(\theta_2) \ \cdots \ f(\theta_{n-1}) \ f(\theta_n)] \quad (1)$$

скінченного набору

$$[\theta_1 \ \theta_2 \ \cdots \ \theta_{n-1} \ \theta_n] \quad (2)$$

своїх значень, де $f(\theta_k)$ є відносною частотою спостереження значення θ_k

при $\sum_{k=1}^n f(\theta_k) = 1$ та $f(\theta_k) \in (0; 1) \ \forall k = \overline{1, n}$. Якщо вектор-набір (2) подається

відсортованим за зростанням, а про характер розподілу (1) нічого невідомо, то слідчим буде перевірка нульової гіпотези про достатність проведених вимірювань над полем значень (2) для того, щоб надалі працювати з даними (1) у досліджуваній математичній моделі. Проте таке оцінювання вірогідності розподілу статистичних частот (1) випадкової величини Θ не може опиратись на відомі методи перевірки гіпотези про той чи інший вид розподілу, адже тут існує декілька проблем. По-перше, нам невідомі математичне сподівання і дисперсія випадкової величини Θ , тому, можливо, проведених вимірювань недостатньо. По-друге, яке є наслідком першого, якщо проведених вимірювань недостатньо, то це означає також і потенційну необхідність розширення відрізка спостережень $[\theta_1; \theta_n]$. Тому перевірку розподілу статистичних частот (1) випадкової величини Θ на вірогідність слід проводити у більш широкому розумінні.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Питання перевірки гіпотез про тип розподілу генеральної сукупності за даними емпіричних розподілів глибоко висвітлюються у всіх посібниках і підручниках з теорії імовірностей та математичної статистики, зокрема, в [1 – 5]. Але там не ставиться питання про достатність проведених вимірювань для того, щоб реалізувати частотний розподіл у досліджуваній математичній моделі. Крім того, якщо для спостережень узято недостатньо широкий інтервал значень випадкової величини, що може бути обумовлено обмеженнями по часу вимірювань або контактом з об'єктом, то це, взагалі кажучи, додатково спотворює припущення про реальний розподіл генеральної сукупності.

Мета і постановка завдань статті. Будемо відштовхуватись від того, що нам невідомі математичне сподівання $M(\Theta)$ і дисперсія $D(\Theta)$ випадкової величини Θ , але після проведення деяких спостережень (прямих чи непрямих вимірювань) ми отримали скінчений відсортований набір (2) з нормованим частотним розподілом (1), де $\theta_k < \theta_{k+1} \quad \forall k = \overline{1, n-1}$. Оскільки $M(\Theta)$ є невідомим, то ми не можемо стверджувати, що $M(\Theta) \approx \arg \max_{\{\theta_k\}_{k=1}^n} f(\theta_k)$, адже

на відрізку спостережень $[\theta_1; \theta_n]$ може трапитись декілька максимальних значень вектора $F(\Theta)$ з однаковими значеннями. Крім того, якщо, скажімо, у нас $F(\Theta) = [0.4 \quad 0.25 \quad 0.25 \quad 0.1]$, то можна припустити, що тут математичне сподівання $M(\Theta)$ у межах відрізка $[\theta_1; \theta_4]$ зміщено ліворуч, і навіть цілком вірогідна ситуація $M(\Theta) < \theta_1$ (котра може бути викликана, наприклад, некоректною постановкою експериментальних спостережень). Тому метою цієї статті є оцінка того, чи ми можемо вважати отриманий у процесі деяких спостережень розподіл (1) скінченного набору (2) значень випадкової величини Θ адекватним для його подальшого застосування у відповідній математичній моделі. Для цього необхідно побудувати модель оцінювання вірогідності розподілу статистичних частот (1) випадкової величини Θ для її значень (2), де математичне сподівання $M(\Theta)$ і дисперсія $D(\Theta)$ є невідомими. Таку модель реалізовуватимемо у формі структурованої задачі прийняття рішень з частково невідомою інформацією, тобто у формі антагоністичної гри.

Побудова ядра антагоністичної гри. Сформулюємо задачу прийняття рішень, у якій ми зацікавлені у такому виборі значень випадкової величини Θ з підмножини $\{\theta_k\}_{k=1}^n$ відрізка $[\theta_1; \theta_n]$, який приведе до найменших втрат, котрі зумовлюються відхиленням прийнятого у даний момент значення цієї випадкової величини від істинного її значення $M(\Theta)$. Значить, у відповідній антагоністичній грі ми будемо виконувати роль другого гравця, намагаючись

мінімізувати свої втрати [6, 7]. Різні випадкові обставини, що, власне, і зумовлюють випадковий характер величини Θ , уособлюватимуть першого гравця [8].

Позначимо через x та y чисті стратегії першого і другого гравців відповідно, де множини $\{x_k\}_{k=1}^n$ та $\{y_k\}_{k=1}^n$ чистих стратегій гравців співпадають, у яких їх k -й елемент відповідає обиренню значення θ_k . Тоді ядро $K(x, y)$ антагоністичної гри у точці (x, y) буде пропорційним модулю різниці $x - y$. При цьому коефіцієнт пропорційності є додатною функцією S від модуля різниці $x - y$, і ця функція $S(|x - y|)$ є монотонно неспадною на підмножині $\{\theta_k\}_{k=1}^n$ відрізка $[\theta_1; \theta_n]$. Таким чином, ядром антагоністичної гри, яку ми використаємо для оцінювання вірогідності розподілу статистичних частот (1) випадкової величини Θ для її значень (2), буде квадратна матриця n -го порядку $\mathbf{K} = (a_{ij})_{n \times n}$ з елементами

$$a_{ij} = |\theta_i - \theta_j| S(|\theta_i - \theta_j|) \text{ при } i = \overline{1, n} \text{ та } j = \overline{1, n}. \quad (3)$$

Головна діагональ цієї матриці є, очевидно, нульовою:

$$\mathbf{K} = \begin{pmatrix} 0 & |\theta_1 - \theta_2| S(|\theta_1 - \theta_2|) & \dots \\ |\theta_1 - \theta_2| S(|\theta_1 - \theta_2|) & 0 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \\ |\theta_1 - \theta_{n-1}| S(|\theta_1 - \theta_{n-1}|) & |\theta_2 - \theta_{n-1}| S(|\theta_2 - \theta_{n-1}|) & \dots \\ |\theta_1 - \theta_n| S(|\theta_1 - \theta_n|) & |\theta_2 - \theta_n| S(|\theta_2 - \theta_n|) & \dots \\ \dots & |\theta_1 - \theta_{n-1}| S(|\theta_1 - \theta_{n-1}|) & |\theta_1 - \theta_n| S(|\theta_1 - \theta_n|) \\ \dots & |\theta_2 - \theta_{n-1}| S(|\theta_2 - \theta_{n-1}|) & |\theta_2 - \theta_n| S(|\theta_2 - \theta_n|) \\ \ddots & \vdots & \vdots \\ \dots & 0 & |\theta_{n-1} - \theta_n| S(|\theta_{n-1} - \theta_n|) \\ \dots & |\theta_{n-1} - \theta_n| S(|\theta_{n-1} - \theta_n|) & 0 \end{pmatrix}. \quad (4)$$

Також очевидна і симетричність матриці (4): $\mathbf{K} = \mathbf{K}^T$.

Зауважимо, що у матричній грі з матрицею $\mathbf{K} = (a_{ij})_{n \times n}$ обидва гравці володіють однаково потужними множинами своїх змішаних стратегій. Одну з них, а саме – множину змішаних стратегій другого гравця, позначимо як \mathcal{Q} , де

$$\mathcal{Q} = \left\{ \mathbf{Q} = [q_1 \quad q_2 \quad \cdots \quad q_{n-1} \quad q_n] \in \mathbb{R}^n : q_k \in [0; 1] \forall k = \overline{1, n}, \sum_{k=1}^n q_k = 1 \right\}. \quad (5)$$

Звісно, у (5) значення q_k є імовірністю обирання чистої стратегії y_k , тобто імовірністю прийняття рішення про використання у досліджуваній (вихідній) математичній моделі значення θ_k випадкової величини Θ .

Модель прийняття рішення про вірогідність розподілу (1). Взагалі кажучи, в $n \times n$ -грі з матрицею $\mathbf{K} = (a_{ij})_{n \times n}$ завданням другого гравця є мінімізація добутку $\mathbf{P} \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T$ на множині (5), де \mathbf{P} є деякою змішаною стратегією першого гравця (з тієї ж, в принципі, множини). Але тут буде слушним покладання того, що у грі з матрицею (4) перший гравець уже обрав свою змішану стратегію у формі розподілу статистичних частот (1), яка, до речі, є цілком змішаною. Тоді другому гравцю залишається розв'язати задачу

$$\arg \min_{\mathbf{Q} \in \mathcal{Q}} (\mathbf{F}(\Theta) \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T). \quad (6)$$

Покажемо, що ця задача безумовної оптимізації завжди має розв'язок у формі чистої стратегії другого гравця.

Теорема 1. Задача безумовної оптимізації (6) завжди має хоча б один розв'язок виду

$$\check{\mathbf{Q}} \in \left\{ \mathbf{Q} \in \mathcal{Q} : \exists q_k = 1, k \in \overline{1, n} \right\} \subset \arg \min_{\mathbf{Q} \in \mathcal{Q}} (\mathbf{F}(\Theta) \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T) \subset \mathcal{Q}. \quad (7)$$

Доведення. Під знаком мінімуму у задачі (6) маємо матричний добуток

$$\mathbf{F}(\Theta) \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T = \mathbf{H} \cdot \mathbf{Q}^T, \quad (8)$$

де

$$\mathbf{H} = [h_1 \quad h_2 \quad \cdots \quad h_{n-1} \quad h_n] \quad (9)$$

є числовим вектором при

$$h_j = \sum_{k=1}^n f(\theta_k) a_{kj} \quad \forall j = \overline{1, n}. \quad (10)$$

Тоді добуток (8) представимо як

$$\mathbf{F}(\Theta) \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T = \mathbf{H} \cdot \mathbf{Q}^T = \sum_{j=1}^n h_j q_j = \sum_{j=1}^n \left(\sum_{k=1}^n f(\theta_k) a_{kj} \right) q_j. \quad (11)$$

Оскільки стратегія $\mathbf{F}(\Theta)$ є цілком змішаною і матриця (4) є невід'ємною,

то вектор (9) є додатним. Тому задача (6) зводиться до мінімізації лінійної комбінації (11) n змінних $\{q_j\}_{j=1}^n$ з додатними коефіцієнтами $\{h_j\}_{j=1}^n$.

Нехай

$$h_l \in \min \left(\left\{ h_j \right\}_{j=1}^n \right). \quad (12)$$

Оскільки кожна змінна $q_j \in [0; 1]$ при $\sum_{k=1}^n q_k = 1$, то

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^n h_j q_j &= \sum_{j=1}^{l-1} h_j q_j + h_l q_l + \sum_{j=l+1}^n h_j q_j = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq l}}^n h_j q_j + h_l q_l = \\ &= \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq l}}^n h_j q_j + h_l \left(1 - \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq l}}^n q_j \right) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq l}}^n (h_j - h_l) q_j + h_l. \end{aligned} \quad (13)$$

Згідно з (12) у виразі (13) кожен коефіцієнт $(h_j - h_l)$ перед q_j є невід'ємним, тому мінімізувати лінійну функцію (13) на множині (5) можна при покладанні $q_j = 0 \quad \forall j = \overline{1, n}$ без $j = l$. Відповідно тоді $q_l = 1$, і знайдені значення $\{q_j\}_{j=1}^n$ утворюватимуть вектор $\tilde{\mathbf{Q}}$ у (7), що і треба було довести.

Зауважимо, що при декількох мінімальних елементах вектора (9)

$$\min \left(\left\{ h_j \right\}_{j=1}^n \right) = \left\{ h_{l_r} \right\}_{r=1}^m \quad (14)$$

розв'язком задачі (6) буде вектор $\tilde{\mathbf{Q}}$ такий, що

$$\tilde{\mathbf{Q}} \in \left\{ \mathbf{Q} \in \mathcal{Q} : q_k = 0 \quad \forall k \in \{1, n\} \setminus \{l_r\}_{r=1}^m \right\} \subset \arg \min_{\mathbf{Q} \in \mathcal{Q}} (\mathbf{F}(\Theta) \cdot \mathbf{K} \cdot \mathbf{Q}^T) \subset \mathcal{Q}. \quad (15)$$

Але із усіх векторів виду (15) легко буде відібрати і ті, що відповідатимуть чистим стратегіям другого гравця. І якщо в одній з таких чистих стратегій буде виконана умова

$$q_{l_r} = 1 \text{ при } f(\theta_{l_r}) \in \max \left\{ f(\theta_j) \right\}_{j=1}^n, \quad (16)$$

то нам логічно можна буде використати значення θ_{l_r} випадкової величини Θ у вихідній математичній моделі, оскільки воно (експериментально) спостерігалось найбільш часто, і при його обиренні нами очікуються найменші втрати.

Власне, умову (16) назовемо необхідною умовою вірогідності розподілу

статистичних частот (1) випадкової величини Θ для її значень (2), де математичне сподівання $M(\Theta)$ і дисперсія $D(\Theta)$ є невідомими, а функція $S(|x - y|)$ для (3) задана. Якщо ж ні при якому з індексів $\{l_r\}_{r=1}^m$ не вдається виконати умову (16), то розподіл (1) для заданої функції $S(|x - y|)$ слід вважати неприйнятним (або ж неадекватним), і вимагати додаткових вимірювань випадкової величини Θ . Це цілком природно, оскільки найменші втрати при обиранні значення випадкової величини не відповідатимуть найбільш імовірній (за статистичними даними) появі цієї величини.

Програма підтримки прийняття рішення про вірогідність розподілу (1). Перевірку виконання умови (16) зручно виконувати у середовищі MATLAB, у якому реалізуємо програмний модуль **stochparamfreqarr** підтримки прийняття рішення про вірогідність розподілу статистичних частот (1) випадкової величини (стохастичного параметра) Θ для її значень (2), задаючи паралельно функцію S (рис. 1).

Програмний модуль **stochparamfreqarr** має три вхідних параметри: вектор-розподіл (1), вектор відсортованих за зростанням значень (2) і вектор неспадних значень функції S . Можна вказувати тільки два перших вектори, і тоді за умовчанням буде покладено $S = 1$. Якщо умова (16) є справедливою, то у середовище MATLAB повертається вектор $\tilde{\mathbf{Q}}$ як розв'язок задачі (6) та матриця $\mathbf{K} = (a_{ij})_{n \times n}$ як (4). Також користувач бачить вектор (9). За невиконання умови (16) замість вектора $\tilde{\mathbf{Q}}$ повертається повідомлення про неадекватний розподіл (1).

Розглянемо приклад. Нехай є нормований розподіл

$$\mathbf{F}(\Theta) = [0.1 \ 0.1 \ 0.1 \ 0.1 \ 0.4 \ 0.15 \ 0.05] \quad (17)$$

статистичних частот випадкової величини Θ зі значеннями

$$[4 \ 5 \ 6 \ 7 \ 8 \ 9 \ 10]. \quad (18)$$

Як видно з рис. 2, для розподілу (17) значень (18) при $S = 1$ умова (16) є справедливою.

Але вже для розподілу

$$\mathbf{F}(\Theta) = [0.2 \ 0.2 \ 0.1 \ 0.1 \ 0.3 \ 0.05 \ 0.05] \quad (19)$$

значень (18) буде прийнято рішення про його неприйнятність (рис. 3), оскільки за розв'язком задачі (6) для досягнення найменших втрат треба обирати значення $\theta_3 = 6$ та $\theta_4 = 7$, які статистично є найбільш “непопулярними”. Ця аналогічність у даному випадку (як і в інших випадках) і є приводом для прийняття рішення про неадекватність розподілу (19).

```

1 function [AS, F] = stochparamfreqarr(FA, V, S)
2 % Finding the appropriate strategy AS for the given Frequencies Arrangement FA of the Stochastic Parameter with multiple values in the vector V.
3 % This minimizes the negative aftermath of realizing the given Stochastic Parameter. The scaling coefficients are in the vector S.
4 % By default S = 1. Note, that if the greatest element in FA does not correspond to the greatest appropriate strategy in AS, then it is obvious
5 % that the been watch and fixed frequencies in FA are not complete, and the interval for watching the Stochastic Parameter should be expanded,
6 % adding some new elements in V.
7 %
8 % nargin == 2
9 % S = ones(1, length(V_sorted));
10 %
11 % S_sorted = sort(S);
12 %
13 % for k=1:length(V_sorted)
14 % for i=1:length(V_sorted)
15 % K(k, i) = abs(V_sorted(k) - V_sorted(i)) * S(abs(k - 1));
16 %
17 % end
18 % Vector_to_Minimize = FA*K; disp(' ');
19 % if length(col) == 1
20 % if max(FA) == max(FA)
21 % AS = 0; disp([' There is the inappropriate data in the given Frequencies Arrangement.']);
22 %
23 % AS = repmat(0, 1, col-1) * repmat(0, 1, length(Vector_to_Minimize - col)); disp([' The appropriate strategy AS is [ ', num2str(AS), ' ] ']);
24 % disp([' It corresponds to the value alpha = ', num2str(V_sorted(col)) , ' of the Given Stochastic Parameter.']);
25 %
26 % else
27 % if max(FA{col}) == max(FA)
28 % AS = 0; disp([' There is the inappropriate data in the given Frequencies Arrangement.']);
29 % else
30 % lcol = length(col); AS = zeros (1, length(Vector_to_Minimize)); ASer = [ repmat('0', 1, length(Vector_to_Minimize) - 1) '0'];
31 % ASrecommended = zeros (1, length(Vector_to_Minimize));
32 % for k=1:length(Vector_to_Minimize)
33 % if sum(k == col) ~= 0
34 % ASer (4*k-3:4*k-2) = [ q];
35 % end
36 % ASrecommended = ASrecommended/sum(ASrecommended);
37 % disp([' The appropriate strategy AS is [ ', ASer, ' ] by sum(q,) = 1 and q, >=0 for all natural j from ( ', num2str(col), ', )']);
38 % disp([' though it is recommended to apply the strategy [ , num2str(ASrecommended), '], 1]);
39 % disp([' It corresponds to selecting the values ( ', num2str(V_sorted(col)), ' ) of the given Stochastic Parameter.']);
40 %
41 % end
42 %

```

Рис. 1. Повний код програмного модуля **stochparamfreqarr** для підтримки прийняття рішення про вірогідність розподілу (1)

```

>> [AS, K] = stochparamfreqarr([0.1 0.1 0.1 0.1 0.4 0.15 0.05], [4:10]);
Vector_to_Minimize =
    13/4      49/20      37/20      29/20      5/4      37/20      11/4

K =
    0      1      2      3      4      5      6
    1      0      1      2      3      4      5
    2      1      0      1      2      3      4
    3      2      1      0      1      2      3
    4      3      2      1      0      1      2
    5      4      3      2      1      0      1
    6      5      4      3      2      1      0

The appropriate strategy AS is [ 0 0 0 0 1 0 0 ]
It corresponds to the value alpha = 6 of the given Stochastic Parameter.

```

Рис. 2. Запуск модуля **stochparamfreqarr** для прийняття рішення про вірогідність розподілу (17) значень (18)

```

>> [AS, K] = stochparamfreqarr([0.2 0.2 0.1 0.1 0.3 0.05 0.05], [4:10]);
Vector_to_Minimize =
    49/20      37/20      33/20      33/20      37/20      53/20      71/20

K =
    0      1      2      3      4      5      6
    1      0      1      2      3      4      5
    2      1      0      1      2      3      4
    3      2      1      0      1      2      3
    4      3      2      1      0      1      2
    5      4      3      2      1      0      1
    6      5      4      3      2      1      0

There is the inappropriate data in the given Frequencies Arrangement.

```

Рис. 3. Прийняття рішення про неадекватність розподілу (19) значень (18)

Висновок та перспектива подальшого дослідження. Звичайно, запропонований метод перевірки достатності проведених вимірювань для того, щоб реалізувати розподіл (1) у досліджуваній математичній моделі, є тільки необхідністю того, щоб для найменших втрат обиралось значення випадкової величини Θ з найбільшою відносною частотою. Можливо, у деяких випадках саме це значення і можна використовувати у вихідній математичній моделі, якщо тільки для нього виконано (16). Але можливий випадок, коли розв'язок \tilde{Q} задачі (6) не буде чистою стратегією, як для розподілу (рис. 4)

$$F(\Theta) = [0.1 \ 0.2 \ 0.1 \ 0.1 \ 0.4 \ 0.05 \ 0.05] \quad (20)$$

тих же значень (18), де

$$\tilde{Q} = [0 \ 0 \ 0 \ q_4 \ q_5 \ 0 \ 0] \text{ при } q_4 \in [0; 1], q_5 \in [0; 1], q_4 + q_5 = 1. \quad (21)$$

```

>> [A5, K] = stochparamfreqarr([0.1 0.2 0.1 0.1 0.4 0.05 0.05], [4:10]);
Vector_to_Minimize =
    57/20      41/20      33/20      29/20      29/20      9/4       63/20

K =
    0      1      2      3      4      5      6
    1      0      1      2      3      4      5
    2      1      0      1      2      3      4
    3      2      1      0      1      2      3
    4      3      2      1      0      1      2
    5      4      3      2      1      0      1
    6      5      4      3      2      1      0

The appropriate strategy A5 is [ 0   0   0   q4   q5   0   0 ] by sum(q_j) = 1 and q_j >=0 for all natural j from (4 - 5),
though it is recommended to apply the strategy [ 0   0   0   0.2   0.8   0   0 ]
It corresponds to selecting the values (7 - 8) of the given Stochastic Parameter.

```

Рис. 4. Прийняття рішення про вірогідність розподілу (20) значень (18) з рекомендацією щодо використання значень $\theta_4 = 7$ та $\theta_5 = 8$ з відповідними імовірностями 0.2 та 0.8

Щоправда, тоді замість (21) рекомендовано використовувати стратегію

$$\check{Q} = [0 \ 0 \ 0 \ 0.2 \ 0.8 \ 0 \ 0], \quad (22)$$

співвідношення ненульових елементів котрої відповідає співвідношенню між $f(\theta_4)$ й $f(\theta_5)$ у розподілі (20). Саме для таких розрахунків і створено програмний модуль **stochparamfreqarr** підтримки прийняття рішення про вірогідність розподілу статистичних частот (1) випадкової величини Θ для її значень (2) при заданій функції S , де перевіряється необхідна умова вірогідності (16). А з точки зору подальшого дослідження у цьому напрямку перспективною слід вважати задачу сполучення запропонованої моделі прийняття рішення про вірогідність розподілу (1) із критеріями перевірки статистичних гіпотез про тип розподілу генеральної сукупності та його параметри.

Список літератури: 1. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: учеб. пособие для вузов / В.Е. Гмурман. – М.: Высшая школа, 1999. – 479 с. 2. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике: учеб. пособие для студентов вузов / В.Е. Гмурман. – М.: Высшая школа, 1998. – 400 с. 3. Большаков А.А. Методы обработки многомерных данных и временных рядов: учебное пособие для вузов / А.А. Большаков, Р.Н. Каримов. – М.: Горячая линия – Телеком, 2007. – 520 с. 4. Бочаров П.П. Теория вероятностей. Математическая статистика: учебное пособие / П.П. Бочаров, А.В. Печникин. – М.: Гардарика, 1998. – 328 с. 5. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и её инженерные приложения: учеб. пособие для втузов / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров. – М.: Высшая школа, 2000. – 480 с. 6. Петросян Л.А. Теория игр: учеб. пособие для ун-тов / Л.А. Петросян, Н.А. Зенкевич, Е.А. Семина. – М.: Высшая школа, Книжный дом "Университет", 1998. – 304 с. 7. Васин А.А. Введение в теорию игр с

приложениями к экономике: учебное пособие / А.А. Васин, В.В. Морозов. – М.: Высшая школа, 2003. – 278 с. 8. Романюк В.В. Модель визначення оптимального рішення проектувальника у задачі про розрахунок повзуважної стійкості двох елементів будівельної конструкції при дії на них нормованого стискаючого зусилля / В.В. Романюк // Проблеми трибології. – 2010. – № 1. – С. 42 – 56.

Стаття представлена д.т.н. проф. Національної академії державної прикордонної служби України імені Б. Хмельницького Катеринчуком І. С.

УДК 519.832.3

Оцінювання достовірності розподілення статистических частот случайної величини з неизвестним математическим ожиданием и дисперсієй / Романюк В. В. // Вестник НТУ "ХПІ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 152 – 161.

Построено ядро антагонистической игры для задачи безусловной оптимизации, по решению которой предлагается принимать решение о достаточности проведённых измерений случайной величины для того, чтобы её реализовывать в соответствующей математической модели в форме распределения относительных статистических частот. Представлено программу поддержки принятия решения о надёжности исследуемого распределения. Ил.: 4. Библиогр.: 8 назв.

Ключевые слова: антагонистическая игра, случайная величина, распределение статистических частот, принятие решения.

UDC 519.832.3

Evaluating validity of the statistic frequencies distribution of a variate with undefined mathematical expectation and variance / Romanuke V. V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 152 – 161.

There has been constructed the kernel of an antagonistic game for an unconstrained optimization problem, by the solution of which it is being proposed to make the decision on the sufficiency of the carried measurements of a variate for realizing it within the corresponding mathematical model in the form of the distribution of relative statistical frequencies. It has been represented a decision making support program on the reliability of the being investigated distribution. Figs: 4. Refs: 8 titles.

Key words: antagonistic game, random variate, statistic frequencies distribution, decision making.

Поступила в редакцию 18.03.2010

B.M. ТАРАН, ст. викл., Європейський університет, Ялтинська філія
(Ялта)

ПРАКТИЧНЕ ВПРОВАДЖЕННЯ РОЗРОБЛЕНІХ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ЗСУВНИХ ПРОЦЕСІВ ПІВДЕННОГО БЕРЕГА КРИМУ

Розглянуто методи регресійного аналізу прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму для довгострокового прогнозу та мережі довіри Байєса для короткострокового, а також побудовано відповідні математичні моделі. На основі розроблених методів побудована програмна система, що дозволяє аналізувати та прогнозувати катастрофічні наслідки цих процесів при допомозі даних багаторічних спостережень за кліматичними та гідрогеологічними факторами. Наведено концептуальну модель системи та її технічний опис. Система має гібку архітектуру, що дозволяє її доповнювати додатковими модулями. Іл.: 6. Табл.1. Бібліогр.: 10 назв.

Ключові слова: прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму, регресійний аналіз, мережі довіри Байєса.

Постановка проблеми. Моніторинг, моделювання та прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму є складною задачею аналізу і прогнозування динамічних процесів довільної природи, що ускладнюється присутністю в даній системі чинника ризику непередбачених ситуацій [1]. В цьому регіоні існують організації, що ведуть спостереження за кліматичними, екологічними та геологічними процесами, які обладнані новітніми технічними пристроями, але ці дані ніяк не пов'язані між собою, тобто відсутнє єдине технічне бюро обробки набутої інформації та вироблення оптимального рішення по впровадженню протизсуvinих заходів [2].

Аналіз літератури. У наукових дослідженнях [3 – 6], що розглядають прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму основна увага приділяється геологічному та геоморфологічному дослідженням схилів та ділянок, на яких відбулися руйнівні зсуви, а саме прогнозування базується більшою мірою на нескладних математичних моделях або лише на інтуїції фахівця. Таким чином, в цих дослідженнях обмеженім є використання сучасних інформаційних технологій, а також приділяється недостатньо уваги задачам інформаційної підтримки та автоматизації планування й управління протизсуvinими заходами в нестабільних умовах протікання цих процесів.

На сучасному етапі накопичено різномірні дані багаторічних кліматичних, геологічних, екологічних, астрономічних спостережень, але науковці певної галузі при моделюванні використовують лише ті дані, що стосуються безпосередньо цієї галузі, і ті моделі, які себе вже виправдали в попередніх дослідженнях. Таким чином, накопичена інформація використовується не в повному обсязі, не системно, не використовуючи сучасні інформаційні технології.

Мета статті – системний аналіз динаміки зсувних процесів та розробка інтелектуальної системи, яка спрощуватиме процес вироблення і прийняття управлінських рішень.

Використання методів прогнозування часових рядів не завжди забезпечує потрібну точність результатів обробки інформації, тому необхідно розвивати технологію оцінювання і прогнозування головних показників, динаміки внутрішніх та зовнішніх факторів розвитку процесу з метою покращення точності короткострокового та довгострокового прогнозування. Отже, актуальною стає проблема створення системи підтримки прийняття рішень (СППР), яка б допомагала приймати ефективні управлінські рішення та використовувала не один, а декілька методів прогнозування і на їх основі будувала би узагальнений прогноз.

Основні моделі, що використовуються в інтелектуальній системі при прогнозуванні зсувних процесів Південного берега Криму. Південний берег Криму є унікальним регіоном України не лише завдяки географічному розташуванню і клімату, а ще й тому, що на цій достатньо вузькій полосі узбережжя розміщується велика кількість різnorідних станцій спостереження. Це й метеорологічні станції (в смт. Нікіті, в Лівадії, в Місхорі, на горі Ай-Петрі); сейсмічна станція, яка має новітнє обладнання; обсерваторії (в Кацивелі, в Сімейзі); протизсувне управління і Ялтинська гідрогеологічна станція, що безпосередньо формує базу даних стосовно зсувів; також в Кацивелі є філіал Севастопольського гідрогеологічного інституту моря, який має власні станції спостереження за кліматичними, морськими та гідрогеологічними змінами. Проте, вся зібрана інформація підпорядковується різним галузям наук, тому обробляється за допомогою відомих в цій галузі математичних моделей і передається до Києва у відповідні установи та відомства, а на місці не проводяться комплексні розрахунки, в єдиній системі, враховуючи всі фактори ризику і прогнозуючи їх катастрофічні наслідки.

Наведемо деякі моделі та методи, що описують зсувні процеси Південного берега Криму: однофакторна регресійна модель, авторегресійна, комплексна множинна лагова авторегресійна модель, метод групового врахування аргументів та метод комплексування аналогів.

По-перше, розглянемо чинники, що сприяють активізації зсувних процесів: опади, сейсмічна активність та сонячна активність. Новизною в даному дослідженні є те, що будемо пов'язувати між собою чинники попереднього року і результатуючий показник наступного, тобто кожна модель буде лаговою (з лагом рівним 1 року). Опади враховувалися багатьма іншими науковцями, але такі прогнози мали невелику достовірність. Отже, для їх покращення будемо накопичувати кількість опадів за два роки (О). В якості фактора сейсмічної активності візьмемо кількість поштовхів впродовж року з магнітудою, що перевищує 8,5 К, які відбулися на відстані до 200 км від Південного берега Криму (СeА). Сонячну активність будемо вимірювати за

річною кількістю чисел Вольфа (СоА). Зсувний процес опишемо за допомогою кількості активних зсувів за рік (А3). Розглянемо наступні моделі:

однофакторну регресійну модель (Р):

$$A3(t) = a_0^1 + a_1^1 O(t-1);$$

авторегресійну модель (АР):

$$A3(t) = a_0^2 + a_1^2 A3(t-1);$$

комплексну множинну лагову авторегресійну модель (ЛАР):

$$A3(t) = a_0^3 + a_1^3 O(t-1) + a_2^3 CeA(t-1) + a_3^3 CoA(t-1) + a_4^3 A3(t-1) + a_5^3 (t-1)$$

(цю модель доповнено авторегресійною складовою $A3(t-1)$ та значенням попереднього року ($t-1$));

модель методу групового врахування аргументів (МГВА):

$$Y = a_0^4 + \sum_{i=1}^N a_i^4 x_i + \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N a_{ij}^4 x_i x_j + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N a_{ijk}^4 x_i x_j x_k + \dots;$$

модель методу комплексування аналогів (КА):

$$E_i = \sqrt{\sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \rightarrow \min, \quad i = \overline{1, k},$$

де $a_0^1, a_1^i, (i = \overline{1, 3}), a_2^3, a_3^3, a_4^3, a_5^3, a_0^4, a_i^4, (i = \overline{1, N}), a_{ij}^4, (j, i = \overline{1, N}, i \leq j), a_{ijk}^4,$

$(i, j, k = \overline{1, N}, j \leq i, k \leq j)$ – постійні коефіцієнти.

Позначимо E_{a1} – найменшу відстань між факторами, E_{a2} – ту, що слідує за найменшою, y_{a1} – величина, найближча до прогнозованої невідомої величини y , а y_{a2} – друга за нею по відстані, тоді результат визначаємо за формулою

$$y = \frac{y_{a1} \cdot E_{a2} + y_{a2} \cdot E_{a1}}{E_{a1} + E_{a2}}.$$

Наведемо критерії вибору кращих моделей з множини оцінюваних кандидатів:

– коефіцієнт множинної детермінації

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\tilde{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

де y_i – значення показника для $i=1, 2, \dots, n$; \tilde{y}_i – прогнозна величина;

– середній квадрат похибки

$$e^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{y}_i)^2 ;$$

– критерій Дарбіна-Уотсона для перевірки на корельованість похибок моделі

$$DW = 2 - 2\rho ,$$

де ρ коефіцієнт корельованості похибок моделі між собою;

– t -статистика Стьюдента для перевірки значимості параметрів моделі;

– інформаційний критерій Акайке

$$AIC = n \ln \sum_{i=1}^n e_i^2 + 2k,$$

де n – довжина вибірки даних; k – число параметрів моделі;

– критерій Байеса-Шварца

$$ABC = n \ln \sum_{i=1}^n e_i^2 + k \ln(n) ;$$

– F -критерій Фішера для перевірки адекватності моделі в цілому

$$F = \frac{(n-m-1) \sum_{i=1}^n (\tilde{y}_i - \bar{y})^2}{m \sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{y})^2},$$

де n – кількість спостережень; m – кількість змінних.

Всі відомі показники, що використовуються для оцінки якості отриманого прогнозу можна розділити на три групи: абсолютні, порівняльні та якісні. До абсолютних показників якості прогнозів відносяться такі, що дозволяють кількісно оцінити величину похибки прогнозу в одиницях вимірювання прогнозованого об'єкту або у відсотках. В практиці частіше використовують такі формальні статистики перевірки якості прогнозу похибки точності:

Середня абсолютна похибка MAE (mean absolute error):

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - \tilde{y}_i|,$$

де: y_i – значення періоду, \tilde{y}_i – прогнозна величина для $i = 1, 2, \dots, n$.

Середня абсолютна відсоткова похибка MAPE (mean absolute percentage error):

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - \tilde{y}_i|}{|y_i|} \cdot 100\%.$$

Середньоквадратична похибка RMSE (root mean squared error):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}.$$

Коефіцієнт нерівності Тейла U:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \tilde{y}_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i)^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\tilde{y}_i)^2}}.$$

В таблиці можемо для порівняння навести результати оцінювання запропонованих моделей за наведеними критеріями.

Таблиця

Оцінювання запропонованих моделей

Статист. Регрес.	Регресія	Авто- регресія	ЛАР (5 факторів)	МГВА (15 факторів)	Комплексування аналогів
Множ. R	0,641	0,708	0,803	0,896	0,897
R^2	0,411	0,501	0,645	0,802	0,804
Среднекв.откл.	45,42	41,80	37,18	32,67	45,97
e^2	82504,85	69889,73	49753,73	27746,62	84889,07
DW	0,912	2,02	1,852	2,28	1,587
F	27,96	40,20	13,08	7,03	7,14
RMSE	44,32	58,02	35,82	44,33	45,50
MAE	32,92	45,32	30,19	33,86	31,06
MAPE	35,30%	51,71%	31,39%	36,49%	26,8%
U	0,154	0,203	0,124	0,144	0,165

Таким чином, кращими моделями можна вважати третю і четверту, тобто комплексну множинну лагову авторегресійну модель і модель, отриману за допомогою методу групового врахування аргументів. На третьому місці – модель, яка отримана за допомогою методу комплексування аналогів.

Для врахування всіх результатів моделювання побудуємо узагальнений прогноз, який містить всі оцінки моделювання, але не є їх середнім арифметичним тому, що ці моделі не є рівноцінними. Виберемо в якості вагових коефіцієнтів R^2 – коефіцієнти детермінації кожної з моделей. Отже, узагальнений результат моделювання будемо розраховувати за формулою:

$$A3_{\text{узар.}} = \frac{A3_1 \cdot R_1^2 + A3_2 \cdot R_2^2 + A3_3 \cdot R_3^2 + A3_4 \cdot R_4^2 + A3_5 \cdot R_5^2}{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2 + R_5^2}.$$

Такий прогноз будемо вважати довгостроковим тому, що мінімальний інтервал прогнозування 1 рік. Для отримання прогнозу на менший термін вперед (тиждень, місяць та ін.) побудуємо мережу довіри Байєса.

Мережа Байєса (МБ) представляє орієнтований ацикличний граф, вершини якого є дискретні випадкові змінні зі скінченим числом станів, а

ребра є причинними зв'язками між ними і характеризуються таблицею безумовних ймовірностей переходів з одного стану до іншого під впливом збурень. Отже, МБ характеризується парою чисел (G, P) , де $G = \langle X, E \rangle$ – спрямований ацикличний граф на скінчений множині X , елементи якої поєднані між собою сукупністю орієнтованих ребер E , а P – множина умовних розподілів ймовірностей [2, 8].

На першому рівні розташовано фактори впливу (опади, сейсмічна активність, сонячна активність, кількість активних зсувів, що мали місце в попередньому терміні) та управляючий фактор (У – укладені кошти в укріплення зсувионебезпечних ділянок). На другому рівні – показник кількості активних зсувів, на третьому – показник ризику часу, впродовж якого можуть статися катастрофічні зсуви, на четвертому – узагальнений показник обсягу витрат на укріплення схилів та подолання руйнівних наслідків.

За допомогою байесівських мереж формується логічний висновок відносно стану цільових вузлів ймовірності моделі об'єкта на основі значень спостережень за параметрами, що контролюються (значення вузлів пасивного контролю) і результатів додаткового тестування (значення вузлів активного контролю). Причому в якості значень вузлів пасивного контролю можуть використовуватися як поточні спостереження, так і результати прогнозування спостережень, що реалізуються блоком оцінки і прогнозування стану процесу (див. рис.1).

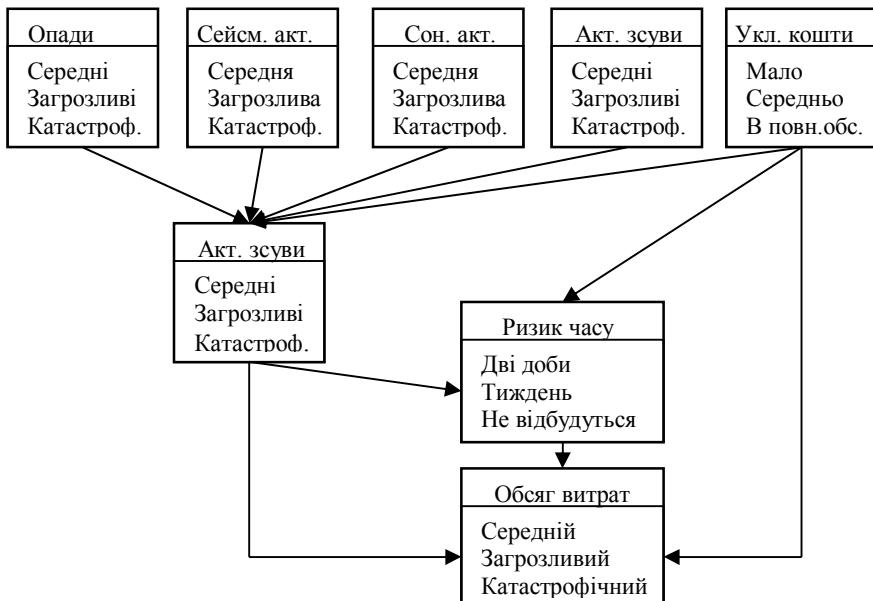


Рис.1. Мережа довіри Байеса для короткострокового прогнозування зсувних процесів Південного берега Криму

СППР при прогнозуванні зсувних процесів Південного берега Криму.

Для прогнозування зсувних процесів Південного берега Криму запропонована СППР, яка має концептуальну структуру, що показано на рис. 2.

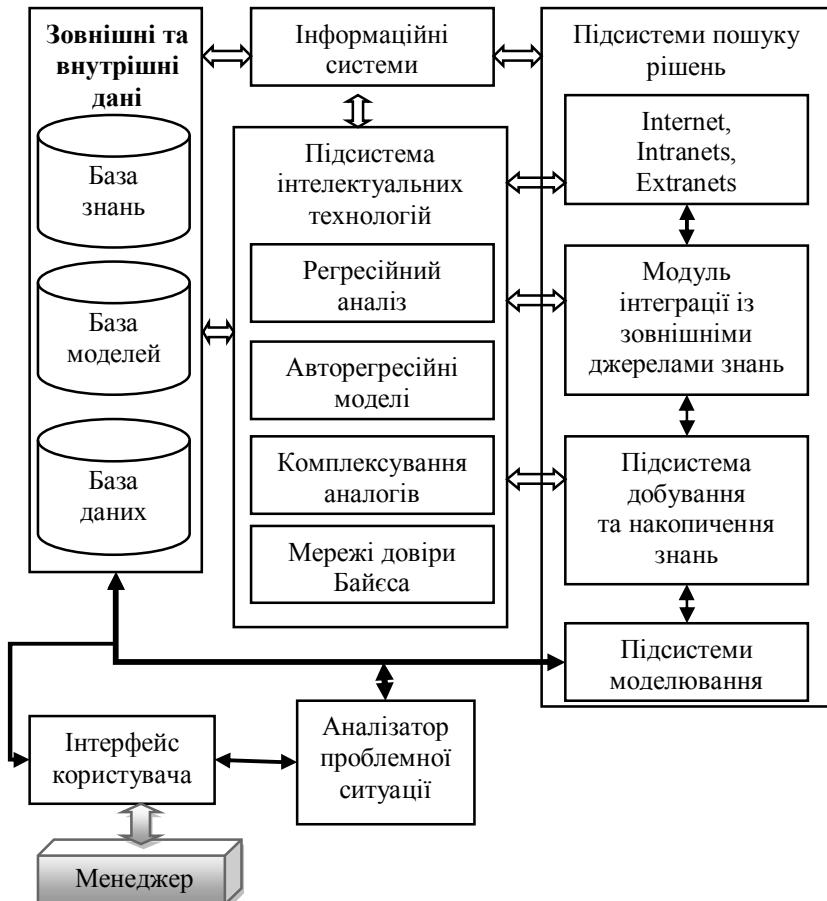


Рис. 2. Концептуальна структура інтелектуальної системи підтримки прийняття рішень

При вивченні та аналізі даних, що пов'язані з зсувними процесами Південного берега Криму, виявилось, що найбільш впливові теоретично чинники кількісно пов'язані дуже слабо. Спостереження за кліматичними, гідрогеологічними та метеорологічними даними ведуться різними організаціями і містять набір результатів спостережень майже за п'ятдесят років, а по деяким параметрам перевищує одне століття, але ці організації

фактично не пов'язані між собою оскільки відносяться до різних галузей, а значить відсутній обмін даними поміж ними для встановлення певних попереджуючих факторів.

В даному дослідженні пропонується система побудови прогнозів з використанням декількох методів прогнозування, якість та точність яких оцінюється експертною системою, що є складовою модуля LongTimeForecast. Порівняння отриманих довгострокових прогнозів проводиться на основі рішення задач за допомогою традиційних методів прогнозування: регресійного аналізу, авторегресії, кореляційного аналізу, комплексування аналогів; а короткострокового – мереж довіри Байеса [8, 10]. При оцінюванні системою отриманих прогнозів вибирається найкращій (оптимальний) або буде відбутися узагальнений прогноз, котрий є комбінацією прогнозів, побудованих за допомогою різних методів.

Модуль LongTimeForecast містить необхідні інструменти та процедури для рішення таких задач, як:

- попередня обробка та аналіз даних, необхідних для розробки прогнозів;
- вибір методу прогнозування,
- оцінка якості прийнятої прогнозної моделі та метода.

При функціонуванні СППР проводиться аналіз якості обраної моделі та аналіз і оцінювання прогнозу (рис. 3). Якщо якість моделі відповідає обраному критерію, то буде відбутися прогноз, який в свою чергу перевіряється за допомогою обраних характеристик. Якщо прогноз не відповідає певному критерію, то отримані моделі та результати прогнозування відкидаються і моделювання починається знову, спираючись на оновлені дані.

Таким чином, питання про якість прогнозу зводиться до визначення допустимої середньої похибки, відносної похибки у відсотках, коефіцієнту кореляції, критерію Дарбіна-Уотсона та коефіцієнта нерівності Тейла U . В дослідженнях здійснювалося порівняння прогнозів, отриманих за допомогою мереж довіри Байеса з прогнозами, отриманими з використанням класичних статистичних методів.

При отриманні прогнозу побудована система створює графічне відображення – множину форматів графічного відображення для візуального сприйняття таблиць і графіків [8 – 10]. Для короткострокового прогнозу використовуються мережі Байеса, що надають результат у вигляді ймовірності появи даного розвитку подій.

За допомогою вибору варіанта протікання даного процесу фахівець відповідає на питання стосовно поточного стану чинників, а система моделює прогноз в залежності від обраного варіанту результату.

В залежності від обраного варіанту прогнозу результатами короткострокового прогнозування можуть бути:

- кількість активних зсувів (незначна, загрозлива – позаштатна ситуація, катастрофічна);

- ресурс часу, впродовж якого має відбуватися зсувний процес (найближчі дві доби, найближчий тиждень, або зсуви не відбудуться зовсім);
- обсяг коштів на відновлення ушкоджених об'єктів (невеликий, помірний, катастрофічний).

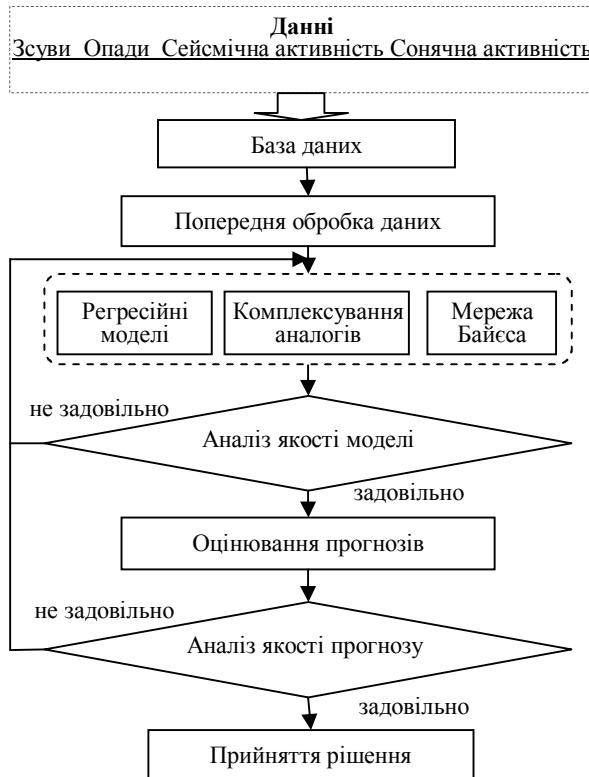


Рис. 3. Структура СППР

Довгострокові прогнозування реалізують п'ять методів: регресійний аналіз, авторегресія, лагова авторегресія, комплексування аналогів та метод групового врахування аргументів. Для оцінки кількості зсувів в наступному році (можна обирати на рік вперед, на два, на п'ять) треба ввести значення кількості опадів за два попередніх роки, кількість поштовхів за попередній рік, що перевищують магнітуду 8 К і не перевищують відстань від епіцентрів 200 км, а також число Вольфа (сонячна активність) і кількість активних зсувів в попередньому році.

Всі входні данні вводяться за попередній рік, щоб отримати прогноз на наступний (такий вибір моделі, що пов'язує данні попереднього і наступного

років, запропоновано вперше). Показники всіх факторів підсумовуються за рік (хоча є данні за більш короткий термін, ніж рік) тому, що результатуючий показник – кількість зсуvin фіксується за цілий рік, тобто раз на рік фахівці Ялтинської гідрогеологічної партії, яка відповідає за результати обстеження вже відомих і нових зсуvin, виїжджають на місце і фіксують наявність активності того чи іншого зсуву, описують, вимірюють та заносять в Кадастру зсуvin Криму. В разі появи нових зсуvin приходить повідомлення від відповідних служб і фахівці аналогічно все фіксують (але знову ж таки раз на рік). Таким чином, ці моделі розглядаємо як довгострокові, тобто прогноз оцінюється не менше ніж на рік вперед.

Отже, при використанні СППР та створенні єдиного технічного бюро обробки інформації та прогнозування можливо отримувати достовірні оцінки прогнозів зсуvinих процесів Південного берега Криму та оптимізувати витрати (за допомогою мережі довіри Байеса) на впровадження протизсуvinих заходів і подолання катастрофічних наслідків цих процесів.

Висновки. Запропоновано поєднати методи регресійного аналізу, комплексування аналогів та мережі довіри Байеса для моделювання і прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму, які використовують попередні відомі данні для отримання оцінок прогнозу в майбутньому, що є новим в моделюванні цих процесів. Таким чином, для прогнозування запропоновано п'ять математичних моделей (однофакторна регресія, авторегресія, комплексна множинна лагова авторегресія, моделі методу групового врахування аргументів та метода комплексування аналогів) і критерії оцінки моделей та оцінки прогнозу. Результати розрахунків наведено у вигляді таблиці.

Побудовано концептуальну структуру інтелектуальної системи підтримки прийняття рішень відносно зсуvinих процесів Південного берега Криму, виділено її головні підсистеми.

Реалізовано інтелектуальну систему у вигляді програмного продукту на мові програмування Delphi2009.

В подальшому передбачається при виводі результату поєднувати всі отримані висновки в один, а також показувати ефективність прогнозу за допомогою не тільки двох обраних критеріїв, а добавити в розрахунки й інші розглянуті критерії.

Список літератури: 1. Селін Ю.М. Системний аналіз екологічно небезпечних процесів різної природи / Ю.М. Селін // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2007. – № 2. – С. 22 – 32. 2. Таран В.М. Інтелектуальні системи моделювання і прогнозування зсуvinих процесів Південного берега Криму з використанням мережі довіри Байеса / В.М. Таран // Актуальні проблеми економіки. – 2008. – № 10. – 198 – 206 с. 3. Юдин В.В. Геологія Крима на основі геодинаміки / В.В. Юдин. – Сыктывкар, 2000. – 44 с. 4. Трофимов А.М. Математическое моделирование в геоморфологии склонов / А.М. Трофимов, В.М. Москвін. – Издательство Казанского университета, 1983. – 220 с. 5. Круцик М.Д. Защита гірських автомобільних доріг від зсуvin / М.Д. Круцик. – "Коломия". – 2003. – 425 с. 6. Логвинова К.Т. Клімат і опасні гідрометеорологічні явища Криму / К.Т. Логвинова, М.Б. Барабаш. – Л.: "Гидрометеоіздат", 1982.

– 320 с. 7. Малеева О.В. Методологические основы системного анализа качества проектов и программ развития производства: Автореферат диссертации на соискание научной степени доктора технических наук. / О.В. Малеева. – Х.: Нац. авиац. ин-т "ХАИ", 2003. – 34 с.

8. Терентьев А.Н. Использование байесовских сетей в кредитном скоринге / А.Н. Терентьев, П.И. Бидюк // Збірка наукових праць міжнародної наукової конференції ISDMCI'2008 у трьох томах. Т3 (частина 2). – С. 101 – 103. 9. Таран В.М. Навчання мережі Байєса при моделюванні зсувних процесів Південного берега Криму / В.М. Таран // Искусственный интеллект. – 2008. – № 3. – С. 600 – 610. 10. Терентьев А.Н. Байесовская сеть – инструмент интеллектуального анализа данных / А.Н. Терентьев, П.И. Бидюк, Л.А. Коршевнюк // Проблемы управления и информатики. – 2007. – № 4. – С. 83 – 92.

Статья представлена д.т.н. Бидюком П.И.

УДК 519.876:55.435.62

Практическое внедрение разработанных методов прогнозирования оползневых процессов Южного берега Крыма / Таран В.Н. // Вестник НТУ "ХПИ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 162 – 172.

Рассмотрены методы регрессионного анализа прогнозирования оползневых процессов Южного берега Крыма для долгосрочного прогноза и сети доверия Байеса для краткосрочного, а также построены соответствующие математические модели. На основе предложенных методов построена программная система, позволяющая анализировать и прогнозировать катастрофические последствия этих процессов при помощи данных многолетних наблюдений за климатическими и гидрогеологий факторами. Приведена концептуальная модель системы. Система имеет гибкую архитектуру, что позволяет ее расширять дополнительными модулями. Ил.: 3. Табл.: 1. Библиогр.: 10 назв.

Ключевые слова: прогнозирование оползневых процессов Южного берега Крыма, регрессионный анализ, сети доверия Байеса.

UDC 519.876:55.435.62

Practical introduction of the developed methods of prognostication of landslide processes of the South bank of Crimea / Taran V.N. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 162 – 172.

There are considered regressive analysis methods of prognostication of landslide processes of the Southern Coast of Crimea for a long-term prognosis and Bayesian trust networks for a short-term prognosis. The programmatic system is built on the basis of the developed methods, allowing to analyses and forecast the catastrophic consequences of these processes through these long-term looking after climatic and by a geohydrology by factors. Conceptual model of the system and its technical description, is resulted. The system has flexible architecture, that allows it to extend the additional modules. Figs: 3. Tabl. 1. Refs: 10 titles.

Key words: prognostication of landslide processes of the Southern Coast of Crimea, regressive analysis, Bayesian trust networks.

Поступила в редакцию 29.09.2009

В.Л. ТИМЧЕНКО, канд. техн. наук, доц. НУК (м. Миколаїв),

О.О. УХІН, магістр, НУК (м. Миколаїв),

О.О. МАХНОВА, магістр, НУК (м. Миколаїв)

МОДЕЛЮВАННЯ РОБАСТНИХ СТРУКТУРНО- ПЕРЕМИКАЛЬНИХ СИСТЕМ КЕРУВАННЯ ДИНАМІЧНИМИ ОБ'ЄКТАМИ

Розглянуто порядок синтезу оптимальних керуючих функцій в багатовимірних лінійних системах на основі побудови спеціальної структурної конфігурації перемикальних зворотних зв'язків, яка забезпечує задану траекторію руху об'єкта керування. При неповній априорній інформації про об'єкт на основі еталонної моделі руху формується корегувальний керуючий вплив, що забезпечує робастність системи керування. Приведено результати моделювання, що підтверджують забезпечення заданих показників точності керування при некоректно заданих параметрах реального об'єкта та дії невимірних зовнішніх збурень. Іл.: 7. Бібліогр.: 9 назв.

Ключові слова: структурно-перемикальні системи керування, еталонна модель, робастність системи.

Постановка проблеми та аналіз літератури. Необхідність керування в невизначеніх умовах та жорстких вимогах до використання обмежених запасів енергії та швидкодії для досягнення об'єктом керування заданого стану привело до таких основних напрямків сучасної теорії автоматичного керування як ідентифікація систем, оптимальне та робастне керування [1 – 3].

В той же час необхідно відзначити в проблемі оптимізації систем значну увагу сугубо математичним додаткам, які часто не знаходять прикладного використання чи не мають можливості фізично реалізуватись в наслідок громіздкості [3]. Розробка інженерних методів синтезу оптимальних систем автоматичного керування передбачає використання достатньо обґрунтованих методів імітаційного моделювання та дослідницького узагальнення і систематизації для конкретного об'єкту керування в противагу строго математичному доказу для довільної узагальненої моделі с подальшим суттєвим спрощенням для практичних задач. Таким чином, створення інженерних методів синтезу оптимальних систем керування динамічними об'єктами є нагальною проблемою для розвитку сучасної теорії автоматичного керування. Одним з таких шляхів вирішення задачі керування є застосування принципу зворотної динаміки та динамічних зворотних зв'язків, що розглянуті, зокрема, в роботах [4 – 7]. До таких методів відноситься метод структурно-перемикальних зворотних зв'язків [8, 9], що забезпечує побудову оптимальної траекторії руху для заданих граничних умов та синтез керуючих функцій в зворотному зв'язку об'єкта керування на основі математичної моделі об'єкта. В той же час реальні системи керування функціонують в умовах неповної априорної інформації та невимірних зовнішніх збуреннях, що потребує розробки робастних систем керування.

Мета статті – розвиток методу структурно-перемикальних зворотних зв’язків для вирішення задач керування в умовах невизначеності та створення робастних алгоритмів керування багатовимірними динамічними об’єктами.

Основні етапи синтезу керувань методом структурно-перемикальних зворотних зв’язків. Довільну фазову траекторію переходу об’єкта керування з початкового стану до заданого можна описати як сукупність відрізків траекторії з постійною похідною визначеного порядку. Планування фазової траекторії об’єкта керування для заданих начальних і кінцевих умов включає:

- визначення необхідної кількості відрізків фазової траекторії з постійними значеннями відповідних похідних вектора фазових координат;

- обчислення моментів перемикання керувань в зворотних зв’язках.

Фазова траекторія динамічного об’єкта, наприклад, для вектора $\mathbf{X}(t)$ представимо для i -го відрізку траекторії за допомогою розкладення в ряд Тейлора

$$\begin{aligned} \mathbf{X}(t_{i+1}) = & \mathbf{X}(t_i) + \frac{d\mathbf{X}(t)}{dt} \Big|_{t_i^l} \frac{\Delta t^l}{1!} + \frac{d^2\mathbf{X}(t)}{dt^2} \Big|_{t_i^l} \frac{(\Delta t^l)^2}{2!} + \\ & \dots + \frac{d^k\mathbf{X}(t)}{dt^k} \Big|_{t_i^l} \frac{(\Delta t^l)^k}{k!} + \dots + \mathbf{R}_p, \end{aligned} \quad (1)$$

де $\mathbf{X}(t) = \{x_x(t), x_y(t), x_z(t)\}$ – вектор фазової координати руху по координатним осям $l = \{x, y, z\}$; \mathbf{R}_p – вектор, визначаючий остаточні члени ряду Тейлора; $\Delta t^l = t_{i+1}^l - t_i^l$; t_i^l, t_{i+1}^l – начальний і кінцевий моменти часу руху об’єкта по кожній з координатних осей на i -ом відрізку.

Треба відзначити, що представлення довільного відрізу планованої траекторії виразом (1) можливо в загальному випадку застосувати, в тому числі, для нелінійного нестационарного об’єкта керування. Вид траекторії руху визначається максимальним порядком постійної похідної фазової координати та значеннями похідних.

На основі енергетичного аналізу можливо сформувати принципи оптимальності для траекторій виду (1) наступним чином: траекторія буде оптимальною за швидкодією при русі з максимальною можливою кількістю похідних вектора координат та їх максимальними значеннями, при цьому це буде траекторія з найбільшими витратами енергії. Максимальна можлива кількість похідних вектора координат, а також величина їх значень визначається обмеженнями на енергію керуючого впливу.

Розглянемо загальний порядок синтезу керуючих функцій в зворотних зв’язках стаціонарного багатовимірного об’єкта n -го порядку, що описується системою диференційних рівнянь в векторно-матричній формі

$$\dot{\mathbf{X}}(t) = \mathbf{AX}(t) + \mathbf{BU}(t), \quad (2)$$

де $\mathbf{X}(t)$ – вектор фазових змінних (чи змінних стану) розмірністю $n \times 1$; \mathbf{A}, \mathbf{B} – матриці коефіцієнтів $n \times n$; $\mathbf{U}(t)$ – вектор керуючих функцій $n \times 1$.

Для широкого класу динамічних об'єктів можна рахувати, що компоненти вектора $\mathbf{X}(t)$ безперервні і диференційовані, а компоненти вектора $\mathbf{U}(t)$ – кусочно-безперервні і кусочно-диференційовані (можливі розриви в точках переключення).

Після диференціювання рівняння (2) отримаємо другу похідну

$$\ddot{\mathbf{X}}(t) = \mathbf{A}\dot{\mathbf{X}}(t) + \mathbf{B}\dot{\mathbf{U}}(t), \quad (3)$$

а після повторення процедури диференціювання, третю

$$\ddot{\ddot{\mathbf{X}}}(t) = \mathbf{A}\ddot{\mathbf{X}}(t) + \mathbf{B}\ddot{\mathbf{U}}(t). \quad (4)$$

При русі об'єкта з умовою $\ddot{\mathbf{X}}(t) = 0$ після підстановки послідовно рівняння (2) в (3) та далі в (4) отримаємо

$$\mathbf{B}\ddot{\mathbf{U}}(t) = -\mathbf{A}^3\mathbf{X}(t) - \mathbf{A}^2\mathbf{B}\mathbf{U}(t) - \mathbf{A}\mathbf{B}\dot{\mathbf{U}}(t).$$

Застосування перетворення Лапласа з урахуванням начального значення вектора керуючих функцій \mathbf{U}_0 і векторно-матричних перетворень, запишемо

$$\mathbf{U}(p) = -\mathbf{B}^{-1}(p^2\mathbf{E} + p\mathbf{A} + \mathbf{A}^2)^{-1}[\mathbf{A}^3\mathbf{X}(p) - (p\mathbf{B} + \mathbf{A}\mathbf{B})\mathbf{U}_0 - \mathbf{B}\dot{\mathbf{U}}_0],$$

де $\mathbf{U}_0, \dot{\mathbf{U}}_0$ – вектора начальних кількісних значень керуючої функції; \mathbf{E} – одинична матриця; p – оператор Лапласа.

Для загального випадку, при котрому похідна k -го порядку вектора фазових координат $\mathbf{X}(t)$ дорівнює нулью, отримаємо вираз

$$\overset{(k)}{\mathbf{X}}(t) = \mathbf{A}^{(k)}\overset{(k-1)}{\mathbf{X}}(t) + \mathbf{B}^{(k)}\overset{(k-1)}{\mathbf{U}}(t) = 0.$$

В результаті відповідних векторно-матричних перетворень вектор керуючих функцій запишемо в вигляді

$$\mathbf{U}(p) = -\mathbf{B}^{-1}(p^{k-1}\mathbf{E} + \mathbf{A}_k)^{-1}[\mathbf{A}^k\overset{(k)}{\mathbf{X}}(p) - \overset{(k)}{\mathbf{U}}_0(p)],$$

де матриця $\mathbf{A}_k = \sum_{j=0}^{k-2} p^j \mathbf{A}^{k-j-1}$; $k = 2, \dots, n$; $\mathbf{U}_0(p)$ – початковий вектор керуючої функції, що визначається у відповідності до правил перетворення Лапласа.

Структурна схема структурно-перемикальної системи керування багатовимірним динамічним об'єктом (рис. 1) включає блок ключів перемикання (БКП), що здійснює в розрахованій на основі рішення алгебраїчних рівнянь, які описують фазові траєкторії руху з урахуванням заданих граничних умов, моменту часу t_n включення необхідного каналу керування в ланцюзі зворотного зв'язку; при цьому інші канали керування вимкнуті.

Синтез керуючих функцій для формування корегувального сигналу. При побудові систем автоматичного керування динамічними об'єктами параметри динамічної моделі об'єкту, що покладені в основу синтезу, в реальних системах відрізняються від розрахункових в силу неможливості фізично визначити та математично описати всі чинники, які впливають на значення чи описуючу функцію параметру. Наприклад, коефіцієнт

гідродинамічного опору морського рухомого об'єкта (МРО) залежить в тому числі від форми корпусу МРО, яка в процесі експлуатації може змінюватись, та густини водного середовища, значення якого теж не є постійним для різних акваторій експлуатації МРО. Одним із ефективних шляхів усунення невизначеності параметрів динамічної моделі об'єкта при синтезі керування є створення робастних алгоритмів на основі еталонної моделі об'єкта. Таким чином на основі методу структурно-перемикальних зворотних зв'язків формується еталонна модель руху об'єкта керування з керуючими функціями в зворотному зв'язку, сигнал з яких поступає на вход реального об'єкту керування та далі формується корегувальний сигнал на основі порівняння сигналу з виходу моделі з сигналом з виходу об'єкту керування.

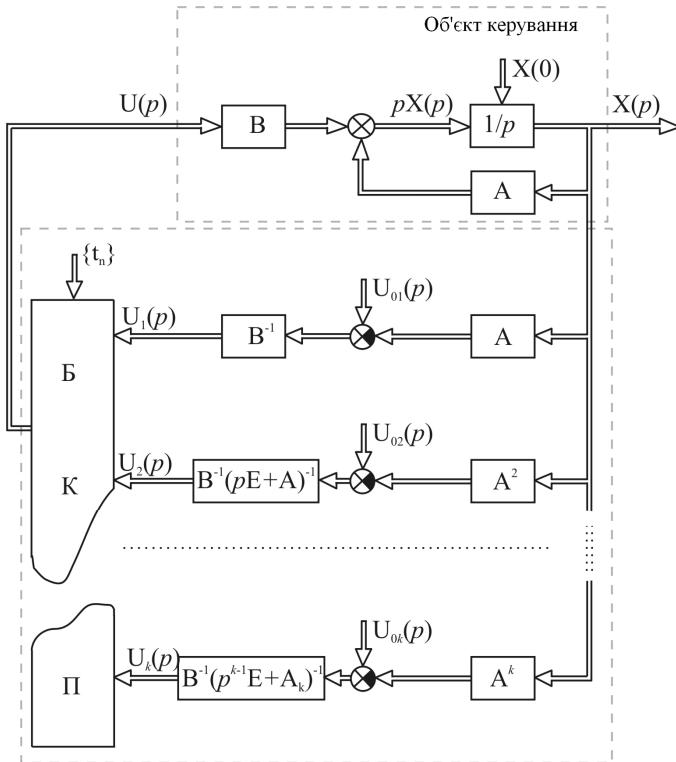


Рис. 1. Структурна схема структурно-перемикальної системи керування

Розглянемо одномірну систему. Для еталонної моделі запишемо рівняння

$$\dot{x}_m(t) = ax_m(t) + bu(t)$$

де x_m – фазова координата моделі.

Реальний об'єкт виразимо математично наступним чином

$$\dot{x}(t) = ax(t) + b[u(t) + u_\varepsilon(t)]. \quad (5)$$

Фактично це визначає систему з відомою моделлю реального об'єкта, на виході якого вимірюється вихідний сигнал з шумом. Помилка системи керування при цьому визначиться $\varepsilon(t) = x_m(t) - x(t)$, чи після диференціювання $\dot{\varepsilon}(t) = \dot{x}_m(t) - \dot{x}(t)$, що дозволяє записати

$$\dot{\varepsilon}(t) = \dot{x}_m(t) - \dot{x}(t) = a[x_m(t) - x(t)] - bu_\varepsilon(t) = a\varepsilon(t) - bu_\varepsilon(t).$$

Сформуємо вимоги до значень похибки в вигляді виконання умови

$$\ddot{\varepsilon}(t) + \gamma_1 \dot{\varepsilon}(t) = 0,$$

де γ_1 – ваговий коефіцієнт;

та матимемо рівняння для корегувального сигналу керування

$$u_\varepsilon(p) = \frac{(a^2 + \gamma_1 a)\varepsilon(p) + bu_\varepsilon(0)}{b(p + a + \gamma_1)}, \quad (6)$$

де $u_\varepsilon(0)$ – значення корегувального сигналу у початковий момент часу.

Для випадку виконання умови, що враховує значення похибки та двох її перших похідних, запишемо

$$\ddot{\varepsilon}(t) + \gamma_1 \dot{\varepsilon}(t) + \gamma_2 \varepsilon = 0,$$

де γ_2 – ваговий коефіцієнт;

та матимемо рівняння для корегувального сигналу керування

$$u_\varepsilon(p) = \frac{(a^2 + \gamma_1 a + \gamma_2)\varepsilon(p) + bu_\varepsilon(0)}{b(p + a + \gamma_1)}. \quad (7)$$

Якщо не враховувати другу похідну похибки, тобто, $\dot{\varepsilon}(t) + \gamma_2 \varepsilon = 0$, то корегувальний сигнал прийме вид

$$u_\varepsilon(p) = \frac{(a + \gamma_2)\varepsilon(p)}{b}. \quad (8)$$

Треба відзначити, що саме вибір вагових коефіцієнтів γ_1, γ_2 забезпечує робастність системи. Дійсно, з виразів для корегувальних сигналів (6), (7) та (8) слідує, що при заданих значеннях фізичних параметрів системи a, b , можна підібрати вагові коефіцієнти, які забезпечують інваріантність системи до некоректно заданих апріорних значень параметрів a, b .

Функціональна схема системи керування для загального випадку представлена на рис. 2.

Для багатовимірного об'єкту для вектору похибки запишемо

$$\dot{\mathbf{S}}(t) = \mathbf{A}\mathbf{S}(t) - \mathbf{B}\mathbf{U}_{\mathbf{S}}(t).$$

Для виконання умов для вектору похибок системи

$$\mathbf{G}_1 \dot{\mathbf{S}}(t) + \ddot{\mathbf{S}}(t) = 0,$$

де \mathbf{G}_1 – позитивно визначена симетрична матриця вагових коефіцієнтів, матимемо для вектора корегувальних сигналів

$$\mathbf{U}_{\mathfrak{I}}(p) = \mathbf{B}^{-1}(p\mathbf{E} + \mathbf{A} + \mathbf{G}_1\mathbf{E})^{-1}((\mathbf{A}^2 + \mathbf{G}_1\mathbf{A})\mathfrak{I}(p) + \mathbf{B}\mathbf{U}_{\mathfrak{I}}(0)).$$

При умові

$$\mathbf{G}_2\mathfrak{I}(t) + \mathbf{G}_1\dot{\mathfrak{I}}(t) + \ddot{\mathfrak{I}}(t) = 0,$$

де \mathbf{G}_1 , \mathbf{G}_2 – матриці вагових коефіцієнтів, запишемо для вектора корегувальних сигналів

$$\mathbf{U}_{\mathfrak{I}}(p) = \mathbf{B}^{-1}(p\mathbf{E} + \mathbf{A} + \mathbf{G}_1\mathbf{E})^{-1}((\mathbf{A}^2 + \mathbf{G}_1\mathbf{A} + \mathbf{G}_2)\mathfrak{I}(p) + \mathbf{B}\mathbf{U}_{\mathfrak{I}}(0)).$$

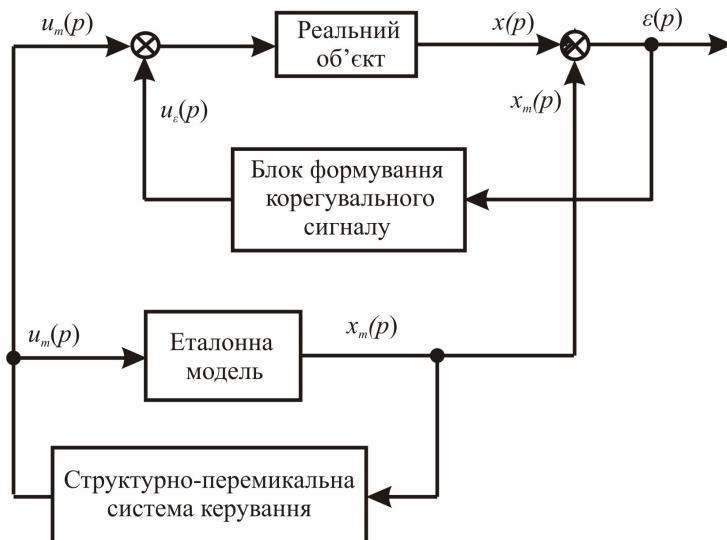


Рис. 2. Функціональна схема системи керування

Таким чином отримані вирази керуючих функцій визначають значення корегувального керуючого сигналу робастної системи керування багатовимірним динамічним об'єктом.

Приклади моделювання. Розглянемо систему керування (рис. 3) об'єктом першого порядку, що описується рівнянням (5) з початкового стану $x = 0$; $\dot{x} = 0$ в заданий стан $x = 25$; $\dot{x} = 0$ за умови $\ddot{x} = 0$. Параметри реального об'єкта визначаються некоректно наступним чином: $a^* = -0.5$; $b^* = 0.5$. Параметри еталонної моделі: $a = -0.1$; $b = 0.1$. Траєкторія руху об'єкта складається з двох відрізків. Перший відрізок: $t = 0 \div 0.5$ с, $\ddot{x} = 100$;

другий відрізок: $t = 0.5 \div 1.0$ с, $\ddot{x} = -100$. В момент часу $t = 0.5$ с здійснюється перемикання керуючих функцій. Зовнішнє збурення представлено на рис. 4. Корегувальний сигнал має наступний вигляд: $u_\varepsilon(p) = 299\varepsilon(p)$.

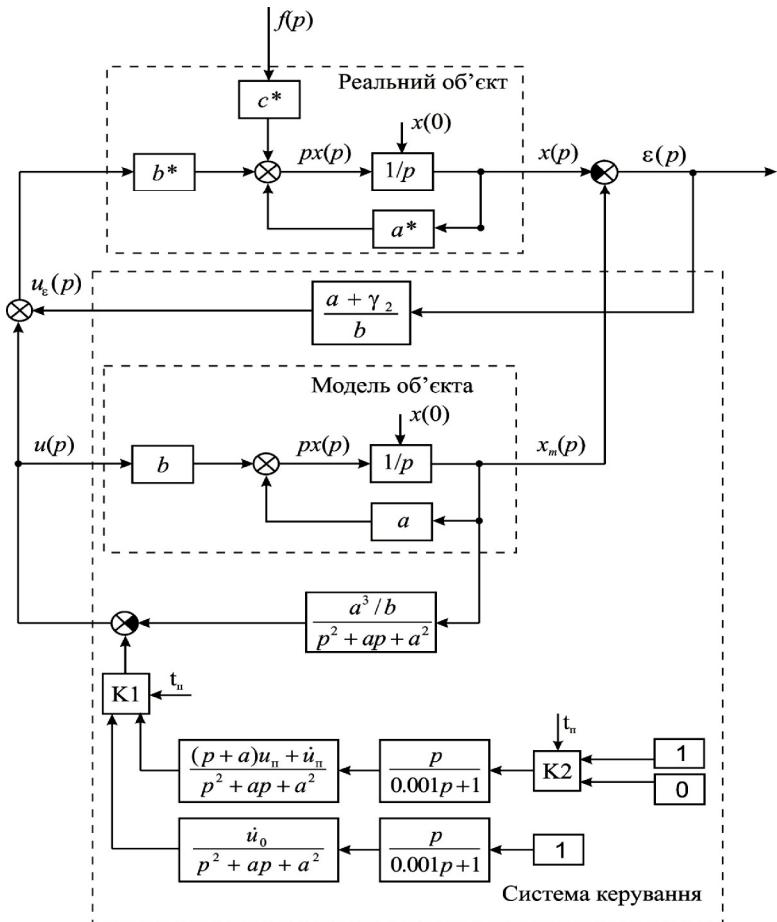


Рис. 3. Структурна схема робастної системи керування з еталонною моделлю

Результати моделювання, представлені на рис. 4 – 7, демонструють, що при некоректно заданих параметрах реального об'єкта та дії зовнішнього збурення, система керування приводить об'єкт керування в задану точку з високими показниками точності (значення похибки дорівнює 0.2%). В системі керування при русі по планованій траекторії формується незначне значення похибки, що не приводить до значних витрат енергії на формування корегувального сигналу.

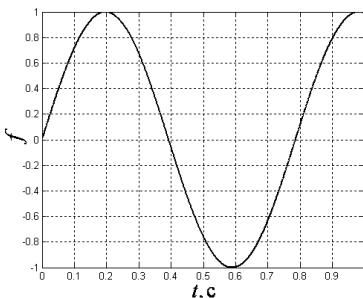


Рис. 4. Зовнішнє збурення

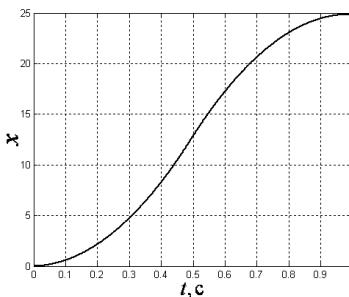


Рис. 5. Траекторія руху моделі

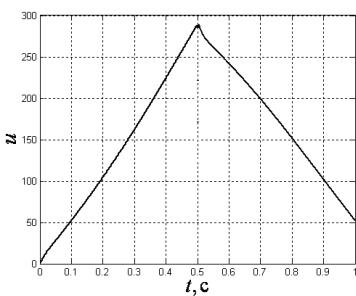


Рис. 6. Керуючий вплив

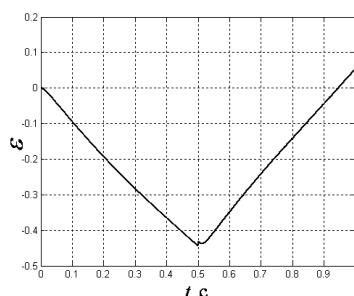


Рис. 7. Похибка системи

Висновок. Розроблено метод робастного керування багатовимірним динамічним об'єктом на основі використання керуючого впливу на виході еталонної моделі руху об'єкта по оптимальній траєкторії, сформованої на основі структурно-перемикальних зворотних зв'язків, та корегувального керуючого впливу, що синтезується при заданих показниках точності керування на основі порівняння вихідного сигналу еталонної моделі та реального об'єкта керування. Таким чином досягаються при неповній априорній інформації про параметри об'єкту керування задані значення похибки керування та її похідні, а також інваріантність керування по відношенню до фізичних збурень.

Список літератури: 1. Понtryagin L.S. Математическая теория оптимальных процессов / Л.С. Понtryагин. – М.:Наука, 1974. — 392 с. 2. Чаки Ф. Современная теория управления / Ф. Чаки – М.:Мир, 1975. – 424 с. 3. Поляк Б.Т. Робастная устойчивость и управление / Б.Т. Поляк, П.С. Щербаков. – М.: Наука, 2002. — 303 с. 4. Справочник по теории автоматического управления // Под ред. Красовского А.А. – М.: Наука, 1987. – 711 с. 5. Крутько П.Д. Обратные задачи динамики управляемых систем / П.Д. Крутько. – М.: Наука, 1988. — 328 с. 6. Габасов Р. Реализация ограниченной обратной связи в нелинейной задаче регулирования / Р. Габасов, Ф.М. Кириллова, Е.А. Ружицкая // Кибернетика и системный анализ. – К. – 2009. – № 1. – С. 108 – 117. 7. Ларин В.Б. Стабилизация системы обратной связью по выходной переменной / В.Б. Ларин // Проблемы управления и информатики. – К. – 2004. – № 2. – С. 5 – 18. 8. Kondratenko Y.P. Optimal feedback switching method for linear control systems / Y.P. Kondratenko, V.L. Timchenko // Systems and

Networks: Mathematical Theory and Applications (Mathematical Research). – Berlin: Academia Verlag, 1994. – Vol. 79. – P. 291 – 292. 9. Тимченко В.Л. Оптимальное управление линейным объектом на основе метода структурно-переключаемых обратных связей / В.Л. Тимченко // Вісник НТУ "ХПІ". – Тематичний випуск "Інформатика та моделювання". – Харків. – 2009. – № 13. – С. 167 – 175.

Стаття представлена д.т.н. проф. НУК Кондратенко Ю.П.

УДК 681.5

Моделирование робастных структурно-переключаемых систем управления динамическими объектами / Тимченко В.Л., Ухин О.А., Махнова О.А. // Вестник НТУ "ХПІ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 173 – 181.

Рассмотрен порядок синтеза оптимальных управляющих функций в многомерных линейных системах на основании построения специальной структурной конфигурации переключаемых обратных связей, которая обеспечивает заданную траекторию движения объекта управления. При неполной априорной информации про объект на основании эталонной модели движения формируется корректирующее управляющее воздействие, которое обеспечивает робастность системы управления. Приведено результаты моделирования, которые подтверждают обеспечение заданных показателей точности управления при некорректно заданных параметрах реального объекта и действии неизмеряемых внешних возмущений. Ил.: 7. Библиогр.: 9 назв.

Ключевые слова: структурно-переключаемые системы управления, эталонная модель, робастность системы.

UDC 681.5

Modeling of robust structural-commuted control systems of dynamic objects / Timchenko V.L., Ukhin O.A., Makhnova O.A. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – P. 173 – 181.

The order of synthesis of optimum managing functions is considered in the multidimensional linear systems on the basis of construction of the special structural configuration of the commuted feed-backs, which provides the set trajectory of motion of management object. At a priori incomplete information about an object on the basis of standard model of motion correcting managing influence which provides robust control system is formed. Results are resulted designs which confirm providing of the set indexes of exactness of management at incorrectly preset parameter of the real object and action of immeasurable external indignations. Figs: 7. Refs: 9 titles.

Keywords: structural-commuted control systems, etalon model, robust control system.

Поступила в редакцию 25.03.2010

П.В. ФЕРНАТИ, канд. техн. наук, научный сотрудник Института механики им. С.П. Тимошенко НАН Украины (г. Киев)

МОДЕЛИРОВАНИЕ НЕЛИНЕЙНЫХ ПРОЦЕССОВ ПОЛЗУЧЕСТИ НА ОСНОВЕ КУБИЧНОЙ ТЕОРИИ ВЯЗКОУПРУГОСТИ

Рассмотрена задача моделирования процесса нелинейной ползучести вязкоупругих материалов. Решение строится на основе кубичной теории ползучести с дробно-экспоненциальным ядром. Найдены параметры дробно-экспоненциальных ядер нейлонов FM 10001 и FM 3001, стеклопластика ТС8/3-250 и стеклопластика контактного формования. Получено удовлетворительное согласование расчетных и экспериментальных данных. Ил.: 4. Табл.: 1. Библиогр.: 19 назв.

Ключевые слова: нелинейная ползучесть, кубичная теория, моделирование нелинейных процессов ползучести, дробно-экспоненциальное ядро.

Постановка проблемы и анализ литературы. Существует широкий класс конструкционных материалов, процессы вязкоупругого деформирования которых не проявляют линейных свойств. Для моделирования таких процессов в литературе [1, 2] предложено ряд математических моделей. Самой общей формой записи определяющих уравнений физически нелинейной наследственной среды является кратно-интегральное представление Вольтера-Фреше [3, 4]. Однако, большое количество и многомерная природа входящих в него функций интегрирования, равных числу ядер наследственности, делает задачу идентификации ядер практически не разрешимой. Обратить аналитически разложение Вольтера-Фреше также затруднительно.

Из-за трудностей идентификации ядер наследственности в рамках общей нелинейной теории Вольтера-Фреше в ряде работ построены упрощенные варианты общей теории исходя из реального характера нелинейного деформирования материала. В качестве упрощенного варианта широкое распространение получила кубичная теория [1, 2, 5 – 7].

Известны работы в которых решение задач вязкоупругости на основе кубичной теории ползучести построено с использованием ядер в форме комбинации степенной и экспоненциальной функции [1, 7]. Однако более перспективными представляются дробно-экспоненциальные ядра. Эти ядра, как оказалось [9 – 12], наиболее эффективны при молировании процессов линейного вязкоупругого деформирования. Дробно-экспоненциальные функции протабулированы и представлены отдельным изданием [13]. Кроме того, разработаны эффективные методы определения параметров дробно-экспоненциальных ядер, позволяющие достаточно точно моделировать процессы ползучести и релаксации линейных вязкоупругих материалов. Предметный анализ этих методов изложен в [14].

Целью настоящей работы является решение задачи моделирования нелинейных процессов ползучести вязкоупругих материалов на основе

кубичной теории ползучести с использованием дробно-экспоненциальных ядер наследственности.

Постановка задачи исследования, основные соотношения модели. В одномерном случае связь между деформацией $\varepsilon(t)$ и напряжением $\sigma(t)$ в соответствии с кратно-интегральным представлением Вольтера-Фреше задается соотношением [2]

$$\begin{aligned} \varepsilon(t) = & \frac{\sigma(t)}{E} + \frac{1}{E_1} \int_0^t K_1(t-\tau_1) \sigma(\tau_1) d\tau_1 + \frac{1}{E_2} \int_0^t \int_0^t K_2(t-\tau_1, t-\tau_2) \sigma(\tau_1) \sigma(\tau_2) d\tau_1 d\tau_2 + \\ & + \frac{1}{E_3} \int_0^t \int_0^t \int_0^t K_3(t-\tau_1, t-\tau_2, t-\tau_3) \sigma(\tau_1) \sigma(\tau_2) \sigma(\tau_3) d\tau_1 d\tau_2 d\tau_3 + \dots, \end{aligned} \quad (1)$$

где E – модуль упругости материала; $K_1(\cdot)$, $K_2(\cdot)$, $K_3(\cdot)$ – функции интегрирования, которые являются характеристиками материала и интерпритируются как ядра ползучести; E_1 , E_2 , E_3 – постоянные.

Ограничиваая уравнение (1) тремя интегральными членами и считая далее, что вязкоупругие свойства материала при растяжении и сжатии одинаковы, и исключая соответственно из (1) двойной интеграл, получаем нелинейное определяющее уравнение кубичной теории [1]

$$\varepsilon(t) = \frac{1}{E} \left[\sigma(t) + \lambda \int_0^t K_1(t-\tau) \sigma(\tau) d\tau \right] + b \int_0^t K_3(t-\tau) \sigma^3(\tau) d\tau, \quad (2)$$

которое используется для моделирования ползучести вязкоупругих материалов, когда в зависимости от уровня напряжений можно выделить линейную и нелинейную области вязкоупругих свойств. Здесь $K_1(t-\tau)$ и $K_3(t-\tau)$ – ядра наследственности в линейной и нелинейной области соответственно, λ и b – реологические параметры.

В качестве ядер ползучести $K(t-\tau)$ в нелинейном интегральном уравнении (2) используется дробно-экспоненциальное ядро [2]

$$K(t-\tau) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n (t-\tau)^{\alpha+(1+\alpha)n}}{\Gamma[(1+\alpha)(1+n)]}, \quad (3)$$

где α , β – параметры ядра, подлежащие определению из экспериментов на ползучесть или на релаксацию ($-1 < \alpha < 0$; $\beta > 0$); $\Gamma[\cdot]$ – гамма-функция.

Параметры α и β дробно-экспоненциального ядра (3), а также реологические параметры λ и b в уравнении (2) определяются по результатам обработки экспериментальных данных на одноосную ползучесть при фиксированной температуре и нескольких уровнях постоянных напряжений. В этом случае величина напряжения $\sigma(t)$ задается соотношением

$$\sigma(t) = h(t)\sigma_k; \quad (k = \overline{1, m}), \quad (4)$$

где $h(t)$ – единичная функция Хевисайда ($h(t) = 0$ при $t < 0$ и $(h(t) = 1$ при $t \geq 0$), а $\sigma_k = const.$

Рассмотренная выше математическая модель используется для моделирования стационарной ползучести нейлона FM 10001, нейлона FM 3001, стеклопластика ТС8/3-250, стеклопластика контактного формования. Экспериментальные данные рассмотренных материалов заимствованы соответственно из [15,16,17].

Задача заключается в определении по экспериментальным данным реологических параметров и параметров дробно-экспоненциальных ядер наследственности рассматриваемой модели и расчете на их основе деформаций длительного вязкоупругого деформирования исследуемых материалов.

Методика идентификации параметров определяющих уравнений модели. Кубичная теория является частным случаем общей нелинейной теории вязкоупругости Вольтерра-Фреше, определяющие уравнения которой включают только линейный и кубический члены. Ползучесть материала, как собственно и релаксация напряжений, описывается двумя независимыми ядрами, отражающими линейное и нелинейное вязкоупругое деформирование материала.

Методика определения коэффициентов и параметров ядер ползучести в кубичной теории (2) реализуется следующим образом [1, 7].

Пусть имеется семейство кривых ползучести " $\varepsilon - t$ " при разных уровнях постоянных напряжений σ_k , каждое из которых достигнуто ступенчатым нагружением согласно (4). Определяющее уравнение ползучести (2) с учетом (4) записывается в виде

$$\varepsilon(t) = \frac{\sigma_k}{E} \left[1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau) d\tau \right] + \sigma^3 b \int_0^t K_3(\tau) d\tau, \quad (5)$$

где принято, что $h(t) = 1$.

Параметры ядер ползучести и неизвестные коэффициенты в (5) определяются в два этапа. На первом этапе определяются параметры ядра ползучести $K_1(t)$ и параметр λ_1 , описывающие линейное вязкоупругое деформирование материала. В этом случае уравнение (5) преобразуется к линейному интегральному уравнению

$$\frac{\bar{\varepsilon}(t)}{\bar{\sigma}_k} = \frac{1}{E} \left(1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau) \sigma(\tau) d\tau \right), \quad (6)$$

неизвестные параметры которого определяются путем минимизации функционала

$$F(\lambda_1, \bar{p}_i) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{\bar{\varepsilon}(t_j, \bar{\sigma}_k)}{\bar{\sigma}_k} - \frac{1}{E} \left[1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau, \bar{p}_i) d\tau \right] \right\}^2. \quad (7)$$

Здесь \bar{p}_i – параметры ядра ползучести $K_1(t)$; $\bar{\varepsilon}(\cdot)$ – экспериментальные значения деформаций ползучести в линейной области ($\bar{\sigma}_k < \sigma_*$).

На втором этапе определяются параметры ядра ползучести $K_3(t)$ и коэффициентов $b = \lambda_3 E_3^{-1}$, описывающие деформирование материала в нелинейной области. В этом случае уравнение (5) можно представить в виде

$$E \frac{\tilde{\varepsilon}(t_j, \tilde{\sigma}_k)}{\tilde{\sigma}_k} - \left(1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau, \bar{p}_i) d\tau \right) = b E \tilde{\sigma}_k^2 \int_0^t K_3(\tau) d\tau, \quad (8)$$

где величина

$$I(t_j, \tilde{\sigma}_k) \equiv E \frac{\tilde{\varepsilon}(t_j, \tilde{\sigma}_k)}{\tilde{\sigma}_k} - \left(1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau, \bar{p}_i) d\tau \right) \quad (9)$$

известна, поскольку величины $\tilde{\varepsilon}(t_j, \sigma_k)$ измеряются по экспериментальным кривым ползучести в нелинейной области ($\tilde{\sigma}_k > \sigma_*$), а значения параметров \bar{p}_i определяются согласно (7).

Параметры ядра ползучести $K_3(t)$ и величина коэффициента b , исходя из (8) и (9), определяются по результатам аппроксимации дискретных значений величины $I(t, \tilde{\sigma}_k)$ путем минимизации функционала

$$F(b, \tilde{p}_i) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^n \left\{ I(t_j, \tilde{\sigma}_k) - b E \tilde{\sigma}_k^2 \int_0^t K_3(\tau, \bar{p}_3) d\tau \right\}^2, \quad (10)$$

где \bar{p}_3 – параметры ядра ползучести $K_3(\cdot)$.

Определение области линейности вязкоупругих свойств. При определении коэффициентов и параметров ядер наследственности в кубической теории методикой предусмотрено выделение двух областей напряжений, вызывающих линейное и соответственно нелинейное вязкоупругое деформирование материала. Эта задача решается на основе анализа экспериментальных функций ползучести (6).

По заданным кривым ползучести строятся функции ползучести и

$$J_k(t) = \frac{\varepsilon(t)}{\sigma_k} = \frac{1}{E} \left[1 + \lambda_1 \int_0^t K_1(\tau) d\tau \right] + \frac{\sigma_k^2}{E_3} \lambda_3 \int_0^t K_3(\tau) d\tau, \quad (11)$$

определяется область линейности вязкоупругих свойств материала. Считается, что материал обладает линейными вязкоупругими свойствами в некоторой области напряжений $0 < \sigma_k < \sigma_*$, если в этой области функция ползучести (11)

не зависит от уровня напряжений. Аналитически условие линейности с учетом статистической природы вязкоупругих свойств материала записывается в виде

$$t_{\alpha,k} = \frac{\delta \bar{J}(t_j) \sqrt{n}}{S_j(t_j)} > t_{\alpha,k}^*, \quad (j = \overline{1, n}), \quad (12)$$

где $t_{\alpha,k}$ и $t_{\alpha,k}^*$ – расчетное и критическое значения квантиля статистики; $\bar{J}(t_j)$ – выборочное среднее значение функции ползучести; $S_j(t_j)$ – выборочное среднее квадратичное отклонение величины $\bar{J}(t_j)$; n – объем выборки (число функций ползучести); δ – величина погрешности, с которой выполняется условие существования единой функции ползучести; j – число временных интервалов разбиения экспериментальной кривой ползучести. Величина $t_{\alpha,k}^*$ определяется по таблицам [18].

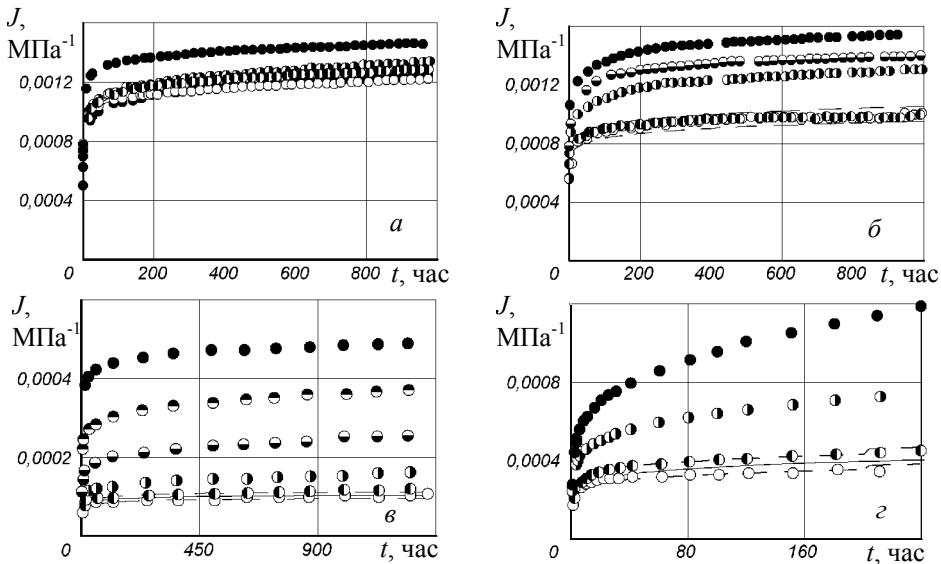


Рис. 1. Функции ползучести (а) нейлона FM 10001, (б) нейлона FM 3001, (в) стеклопластика ТС8/3-250, (г) стеклопластика контактного формования

На рис. 1 точками представлены экспериментальные значения функций ползучести $J_k(t_j)$ для нейлоновых волокон FM 10001 (а) при температуре $\theta = 25^\circ\text{C}$ и $\sigma_k = 3,2 (\circ), 5,0 (\bullet), 6,8 (\Theta), 9,3 (\bigcirc), 12,4 (\bullet)$ МПа, нейлоновых волокон FM 3001 (б) при $\theta = 23^\circ\text{C}$ и $\sigma_k = 3,3 (\circ), 4,1 (\bullet), 8,3 (\Theta), 12,4 (\bullet), 16,6 (\bullet)$ МПа, стеклотекстолита ТС8/3-250 (в) при $\theta = 23,5^\circ\text{C}$ и $\sigma_k = 20,3 (\circ), 40,6$

(◐), 60,9 (◑), 81,2 (●), 101,5 (◐), 121,8 (◑), 142,1 (●) МПа и стеклопластика контактного формования (г) при $\theta = 23,5$ °С и $\sigma_k = 5$ (○), 10 (◐), 20 (◑), 30 (●) МПа. Тонкими штриховыми линиями нанесены границы интервала построенного относительно функции ползучести $\bar{J}(t_j)$ и задаваемого величиной $\delta = \pm 5\%$.

Из данных, приведенных на рис. 1, следует, что для всех рассмотренных материалов можно выделить область напряжений, в которой функции ползучести $J_k(t_j)$ с погрешностью $\delta_{max} = \pm 5\%$ относительно величины $\bar{J}(t_j)$ оказываются инвариантными по отношению к уровню напряжений σ_k , а материалы соответственно обладают линейными вязкоупругими свойствами. Для волокна FM 10001 эта область включает напряжения $\bar{\sigma}_k = 3,2 \pm 9,3$ МПа, для волокна FM 3001 – $\bar{\sigma}_k = 3,3 \pm 4,1$ МПа, для стеклотекстолита TC8/3-250 – $\bar{\sigma}_k = 19,91 + 39,82$ МПа и для стеклопластика – $\bar{\sigma}_k = 4,9 + 9,81$ МПа. Условие линейности (12) выполняется при этом во всем исследованном временном интервале с вероятностью $p = 90\%$.

В качестве примера на рис. 2 сопоставлены значения критического $t_{\alpha,k}^*$ (сплошная линия) и расчетного $t_{\alpha,k}$ (пунктирная линия) значения квантиля статистики найденного для нейлоновых волокон FM 10001 (а) – при учете всех кривых $J_k(t_j)$, (б) – при учете кривых $J_k(t_j)$, соответствующих интервалу напряжений $\bar{\sigma}_k = 3,2 \pm 9,3$ МПа.

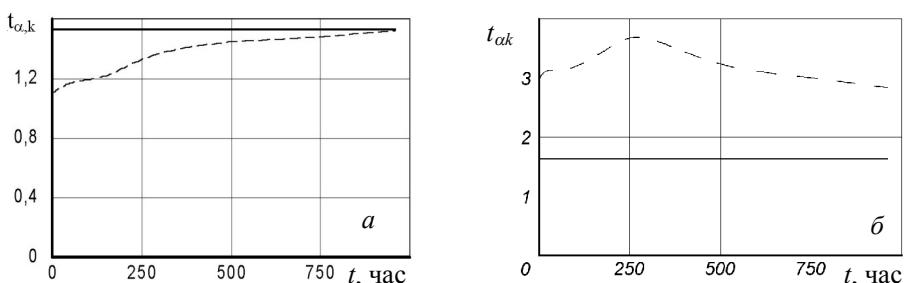


Рис. 2. Расчетные $t_{\alpha,k}$ и критические $t_{\alpha,k}^*$ значения квантиля статистики для нейлона FM 10001

Идентификация параметров определяющих уравнений модели. Экспериментальные значения деформаций ползучести $\varepsilon(t_j, \sigma_k)$, замеренные по кривым ползучести в области напряжений $\bar{\sigma}_k$, которые удовлетворяют

условиям линейности вязкоупругих свойств нейлоновых волокон, стеклотекстолита и стеклопластика, используются для определения параметров дробно-экспоненциальных ядер (3). В этом случае функционал (7) с учетом (3) записывается в виде

$$F(\alpha_1, \beta_1, \lambda_1) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{\bar{\varepsilon}(t_j, \bar{\sigma}_k)}{\bar{\sigma}_k} - \frac{1}{E} \left[1 + \lambda_1 \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta)^n t_j^{(1+\alpha_1)(1+n)}}{\Gamma[1 + (1+n)(1+\alpha_1)]} \right] \right\}^2, \quad (13)$$

минимизируя который находим значения параметров α_1 , β_1 и λ_1 . Здесь и далее процедура минимизации функционалов при определении параметров ядер ползучести решается с использованием итерационного метода Левенберга-Маркардта [19].

Значения параметров α_1 , β_1 и λ_1 , рассчитанных согласно (13), приведены в таблице.

Таблица

Материал	E , МПа	α_1	β_1 , час $^{-(1+\alpha)}$	λ_1 , час $^{(1+\alpha)}$	b , МПа $^{-3} \times$ час $^{(1+\alpha)}$	α_3	β_3 , час $^{(1+\alpha)}$
Волокно FM 10001	1709,9	-0,859	0,04122	0,4636	$1,169 \cdot 10^{-6}$	-0,859	0,5222
Волокно FM 3001	1889,2	-0,830	0,10829	0,3511	$0,780 \cdot 10^{-6}$	-0,798	0,4212
Стеклотекстолит TC8/3-250	15690	-0,406	0,07965	0,0537	$1,780 \cdot 10^{-3}$	-0,844	0,3778
Стеклопластик	4888,2	-0,573	0,08765	0,1600	$2,040 \cdot 10^{-7}$	-0,586	0,0985

На рис. 1. сплошной линией показаны значения функции ползучести рассчитанные по уравнению (6) с использованием найденных коэффициентов.

Подставляя далее (3) в (10), получаем соотношение

$$I(t_j, \tilde{\sigma}_k) = E \frac{\tilde{\varepsilon}(t_j, \tilde{\sigma}_k)}{\tilde{\sigma}_k} - \left[1 + \lambda_1 \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta_1)^n t_j^{(1+\alpha_1)(1+n)}}{\Gamma[1 + (1+n)(1+\alpha_1)]} \right], \quad (14)$$

используемое для расчета значений величины $I(t_j, \tilde{\sigma}_k)$, по которым определяют параметры ядра ползучести $K_3(t)$ в нелинейной области.

Значения величины $I(t_j, \tilde{\sigma}_k)$, рассчитанные по соотношению (14), представлены для исследованных материалов на рис. 3 точками. Расчеты выполнены с использованием параметров α_1 , β_1 и λ_1 , приведенных в таблице и значений деформаций ползучести $\tilde{\varepsilon}(t_j, \tilde{\sigma}_k)$, замеренных по кривым ползучести в нелинейной области при напряжениях $\tilde{\sigma}_k = 12,4$ МПа для волокна FM 10001 (а), $\tilde{\sigma}_k = 8,3$ (◐), $12,4$ (◑), $16,6$ (●) МПа для волокна FM 3001

(б), $\tilde{\sigma}_k = 59,72$ (◐), $79,63$ (◑), $99,53$ (◓), $119,45$ (●) МПа для стеклопластика ТС8/3-250 (в), $\tilde{\sigma}_k = 19,61$ (◐), $24,51$ (●) МПа для стеклопластика контактного формования (г).

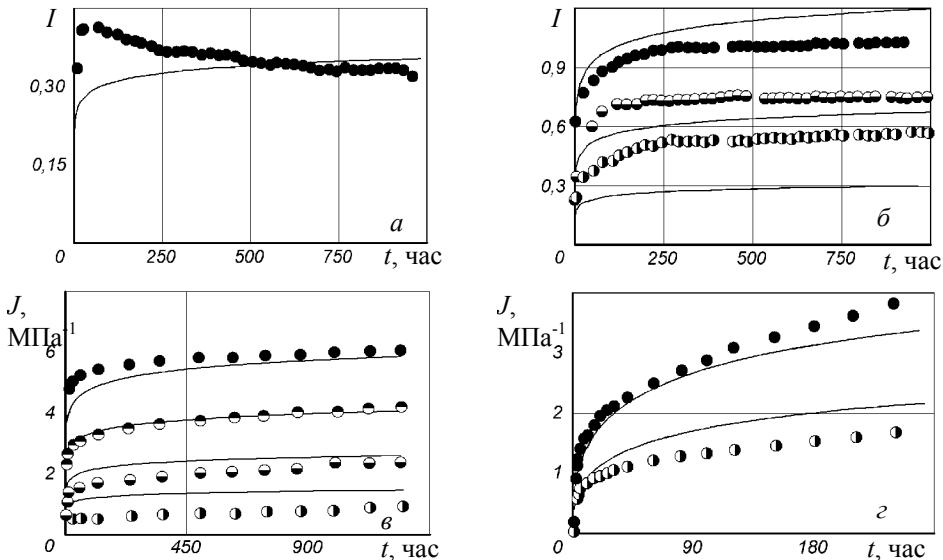


Рис. 3. Расчетные значения и аппроксимация величины $I(t_j, \tilde{\sigma}_k)$ (а) нейлона FM 10001, (б) нейлона FM 3001, (в) стеклопластика ТС8/3-250, (г) стеклопластика контактного формования

В этом случае, функционал (7) с учетом (3) записывается в виде

$$F(\alpha_3, \beta_3, b) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^n \left\{ I(t_j, \tilde{\sigma}_k) - b E \tilde{\sigma}_k^2 \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta_3)^n t_i^{(1+\alpha_3)(1+n)}}{\Gamma[1 + (1 + \alpha_3)(1 + n)]} \right\}^2, \quad (15)$$

минимизируя который находим значения параметров α_3 , β_3 и λ_3 . Значения параметров α_3 , β_3 и λ_3 для исследованных материалов, рассчитанных согласно (15), приведены в таблице, а на рис. 3 тонкими сплошными линиями показана соответствующая этим значениям параметров аппроксимация дискретных значений величины $I(t_j, \tilde{\sigma}_k)$.

Экспериментальная апробация модели. Простейшая проверка применимости дробно-экспоненциального ядра (3) в кубичной наследственной теории и параметров ядер, найденных в предположении существования области линейности и области нелинейности вязкоупругих свойств материала, для решения задач нелинейной теории вязкоупругости может быть

осуществлена на примере расчета деформаций ползучести при постоянных напряжениях.

Зависимость деформации ползучести ε от времени t при нагружении постоянными напряжениями σ_k записывается, исходя из (2) с учетом (3) и (4) в виде

$$\varepsilon(t) = \frac{\sigma_k}{E} \left[1 + \lambda \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta_1)^n t^{(1+\alpha_1)(1+n)}}{\Gamma[1+(1+\alpha_1)(1+n)]} \right] + b \sigma_k^3 \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-\beta_3)^n t^{(1+\alpha_3)(1+n)}}{\Gamma[1+(1+\alpha_3)(1+n)]}, \quad (16)$$

где принято, что $\tau = 0$, $t - \tau = t$, а $h(t) = 1$.

Значения деформаций ползучести $\varepsilon(t)$, рассчитанных по уравнению (16) с использованием значений параметров α_1 , β_1 , λ_1 , α_3 , β_3 , b , приведенных в таблице, сопоставлены на рис. 4 с экспериментальными данными для нейлоновых волокон FM10001 (а) и FM3001 (б), стеклопластика ТС 8/3-250 (в) и стеклопластика контактного формования (г) при растяжении под углом $\varphi = 45^\circ$ к направлению армирования. Результаты расчетов нанесены штриховыми линиями, а экспериментальные данные показаны точками. Обозначения уровня приложенных напряжений совпадают с принятыми на рис.1.

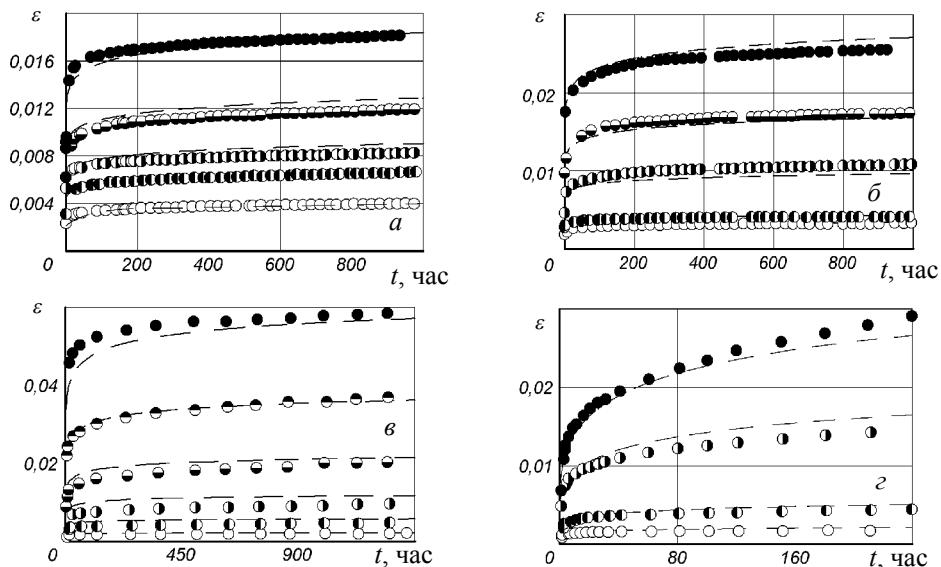


Рис. 4. Расчетные (пунктирные линии) и экспериментальные значения (точки) деформаций ползучести (а) нейлона FM 10001, (б) нейлона FM 3001, (в) стеклопластика ТС8/3-250, (г) стеклопластика контактного формования

Выходы Нелинейный процесс ползучести исследованных вязкоупругих материалов с достаточной степенью точности описывается нелинейной кубичной моделью. В качестве ядра наследственности в модели используется дробно-экспоненциальное ядро. В работе предложен метод идентификации параметров дробно-экспоненциальных ядер, входящих в определяющие уравнения рассмотренной модели.

Как видно из данных представленных на рис. 4, получено удовлетворительное согласование результатов расчета деформаций ползучести исследованных материалов при стационарном режиме нагружения с экспериментальными данными, что подтверждает целесообразность использования дробно-экспоненциального ядра в кубичной теории. Максимальная погрешность расчетов не превысила 10 %.

- Список литературы:**
- 1.** Колтунов М.А. Ползучесть и релаксация / М.А. Колтунов. – М.: Высшая школа, 1976. – 278 с.
 - 2.** Работнов Ю.Н. Элементы наследственной механики твердых тел / Ю.Н. Работнов. – М.: Наука, 1977. – 384 с.
 - 3.** Volterra V. Leçons sur les fonctions de lignes / V. Volterra. – Paris: Goutier-Villard, 1913. – 230 p.
 - 4.** Green A.E. The mechanics of non-linear materials with memory / A.E. Green, R.S. Rivlin // Arch. Rat. Mech. Anal. – 1957. – 1. – Р. 1-21.
 - 5.** Ward I.M. Non-linear mechanical behaviour of oriented polypropylene / I.M. Ward, E.T. Onat // J. Mech. Phys. Solids. – 1963. – 11. – № 4. – Р. 217-229.
 - 6.** Ильюшин А.А. Основы математической теории термовязкоупругости / А.А. Ильюшин, Б.Е. Победря. – М.: Наука. – 1970. – 240 с.
 - 7.** Кучер Н.К. Кратковременная ползучесть и прочность полипропиленовых волокнистых структур / Н.К. Кучер, М.П. Земцов, Е.Л. Данильчук // Пробл. прочности. – 2007. – № 6. – С. 77-90.
 - 8.** Ржаницын А.Р. Некоторые вопросы механики систем, деформируемых во времени / А.Р. Ржаницын. – М.: Гостехиздат, 1969. – 252 с.
 - 9.** Звонов Е.Н. Определение характеристик ползучести линейных упруго-наследственных материалов с использованием ЭЦВМ / Е.Н. Звонов, Н.И. Малинин, Л.Х. Паперник, Б.М. Цейтлин // Изв. АН СССР, МТТ. – 1968. – № 5. – С. 76-82.
 - 10.** Гольдман А.Я. Способ определения параметров для описания кривой ползучести упругонаследственных материалов на основе таблицы \mathcal{E}_α – функции Работнова / А.Я. Гольдман, В.В. Щербак, Е.Н. Кислов, Е.И. Дворский // Машиноведение. – 1977. – № 6. – С. 77-82.
 - 11.** Демидова И.И. Об описании реологии полимеров с помощью суммы дробно-экспоненциальных функций / И.И. Демидова, В.С. Екельчик // В кн.: Исследования по упругости и пластичности. – Вып. 12. – 1978. – С. 107-113.
 - 12.** Гаврилов Д.А. Метод определения параметров ползучести вязко-упругих материалов / Д.А. Гаврилов, В.Н. Потсаев // Прикл. механика. – 1982. – 18. – № 5. – С. 125-127.
 - 13.** Работнов Ю.Н. Таблицы дробно-экспоненциальной функции отрицательных параметров и интеграла от неё / Ю.Н. Работнов, А.Х. Паперник, Е.Н. Звонов. – М.: Наука, 1969. – 132 с.
 - 14.** Golub V.P. To the problem of determination of parameters of the fractional-exponential heredity kernels of linearly viscoelastic materials / V.P. Golub, P.V. Fernati, Ya.G. Lyashenko // Int. App. Mech. – 2008. – 40. – № 9. – Р. 963-974.
 - 15.** Marin J. Creep-time relations for nylon in tension, compression, bending, and torsion / J. Marin, A.C. Webber, G.F. Weissmann // Proc. ASTM. – 1954. – Vol. 54. – Р. 1313-1343.
 - 16.** Работнов Ю.Н. Нелинейная ползучесть стеклопластика ТС8/3-250 / Ю.Н. Работнов, А.Х. Паперник, Е.И. Степанычев // Механика полимеров. – 1971. – № 3. – С. 391-397.
 - 17.** Керштейн И.М. Область линейности деформационных свойств стеклопластика контактного формования / И.М. Керштейн, Р.Д. Степанов, П.М. Огibalов // Механика полимеров. – 1970. – № 3. – С. 404-410.
 - 18.** Степнов М.Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний / М.Н. Степнов. – М.: Машиностроение, 1972. – 232 с.
 - 19.** More J.J. Users guide to minipack / J.J. More, B.S. Garbow, K.E. Hillstrom // Argonne National Laboratory Publication ANL-80-74. – 1980. – 238 p.

Статья представлена д.т.н. проф. Института механики им. С.П. Тимошенко НАН Украины Голубом В.П.

УДК 539.376

Моделювання нелінійних процесів повзучості на підставі кубічної теорії в'язкопружності / Фернаті П.В. // Вісник НТУ "ХПІ". Тематичний випуск: Інформатика і моделювання. – Харків: НТУ "ХПІ". – 2010. – № 21. – С. 182 – 192.

Розглянута задача моделювання процесу нелінійної повзучості в'язкопружних матеріалів. Розв'язок будується на підставі кубичної теорії повзучості з дробово-експоненційним ядром. Визначені параметри дробово-експоненційних ядер нейлонів FM 10001 і FM 3001, склопластика TC8/3-250 і склопластика контактного формування. Отримане задовільне узгодження розрахунків з експериментами. Іл.: 4.Табл.: 1. Бібліогр.: 19 назв.

Ключові слова: нелінійна повзучість, кубічна теорія, моделювання нелінійних процесів повзучості, дробово-експоненційне ядро.

UDC 539.376

The modeling of nonlinear process of creep on the cube theory of viscoelasticity / Fernati P.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkov: NTU "KhPI". – 2010. – №. 21. – P. 182 – 192.

The problem of the modeling of nonlinear creep process of viscoelastic materials is considered. The solution is constructed on the cube theory using the exponential-fractional kernel. The parameters of exponential-fractional kernels of nylons FM 10001 and FM 3001, glass-plastic TC8/3-250 and glass-plastic of contact formation are determined. The calculation results are in a good agreement with those obtained from an experiment. Figs: 4. Tabl.: 1. Refs: 19 titles.

Keywords: nonlinear creep, cube theory, modeling of nonlinear process of creep, exponential-fractional kernel.

Л.І. ЦВІРКУН, канд. техн. наук, доц. НГУ (м. Дніпропетровськ),
I.B. КМІТІНА, аспірант НГУ (м. Дніпропетровськ)

МОДЕЛЮВАННЯ РОБОТИ МЕРЕЖІ ПЕРЕДАЧІ ДАНИХ СИСТЕМИ КОНТРОЛЮ КОНВЕЄРНИХ ЛІНІЙ

Розроблено модель передачі даних по CAN мережі для контролю стану конвеєрних ліній у вугільній шахті, що має три сегменти збору різного роду інформації. Модель дозволяє аналізувати роботу мережі й визначати її найбільш завантажені місця. На основі цієї моделі можна визначити кількість контролюваних пунктів для забезпечення стійкого режиму роботи мережі. Іл.: 2. Табл.:1. Бібліогр.: 8 назв.

Ключові слова: конвеєрна лінія, мережа передачі даних, модель передачі даних.

Постановка проблеми. За минулій час майже повністю оновлена техніка для виймки вугілля, для підземного транспорту, створені засоби контролю й керування технологічними процесами, пристрой збору, аналізу й передачі інформації на базі мікропроцесорної техніки. Усе більше в керуванні виробництвом застосовується комп'ютерна техніка. Згідно "Правилам технічної експлуатації вугільних шахт" повинно бути реалізований безперервний технологічний моніторинг [1]. Технологічний моніторинг – система аналізу й оцінки в поточному часі комплексу даних контролю, спостережень, вимірювань, обстеження всіх частин технологічного ланцюга шахти. Інформаційні потоки з об'єктів повинні надходити в базу даних автоматизованої системи керування виробництвом.

Застосування цих систем на вугільних шахтах стримується відсутністю розвинених інформаційних мереж, а тим більше мереж з використанням протоколу TCP/IP. Крім цього, в підземних умовах звичайно використовується багатожильний неекранований телефонний кабель, що спільно зі специфічними умовами монтажу (неспаяні клемні з'єднання) значно погіршує параметри ліній зв'язку існуючих мереж, що приводить до значного зменшення швидкості передачі інформації [2]. Тобто такі мережі характеризуються малою пропускною здатністю.

Все більше застосування в багатьох галузях промисловості, включаючи й вугільну, знаходять системи відеоконтролю технологічних процесів [3].

Для уточнення структури системи контролю конвеєрних ліній і обґрунтuvання алгоритму передачі інформації, включаючи й відеоінформацію, необхідна розробка імітаційної моделі. Вона дозволить визначити оптимальний інтервал передачі інформації з відеокамер, час передачі повідомлень і завантаження каналів зв'язку.

Аналіз літератури. На сьогоднішній день в Україні серед систем керування розгалуженими конвеєрними лініями найбільшу популярність має

система автоматизованого керування конвеєрними лініями (САККЛ). Концепція САККЛ була розроблена на початку 90-х років разом з Національним гірничим університетом (м. Дніпропетровськ, Україна) і Проектно-конструкторським інститутом гірничого машинобудування ТОВ "ПКІ Гормаш". Для САККЛ підсистемою моніторингу є пульт керування, який відображає для оператора стан кожного конвеєра та систему в цілому.

Повну інформацію про виконання технологічного процесу при такій структурі має у своєму розпорядженні лише оператор, що перебуває безпосередньо біля пульта керування.

В теперішній час є потреба в дистанційному моніторингу через локальну або глобальну мережу. При цьому з технологічних процесів повинні надходити не тільки показання датчиків, але й відеозображення.

У роботі [4] проведено аналіз готових промислових мережних рішень для створення системи передачі інформації на великі відстані в шахтних умовах, що базуються на польових шинах AS-i, Modbus, CAN, Interbus, Profibus, Unitelvay, Fipio. У роботі представлені відмінності шини CAN (Controller Area Network), які вигідно виділяють її з наведеного переліку.

Становить інтерес розробка математичної моделі завантаження одного каналу передачі даних CAN мережі, що дозволяє визначати такі параметри системи контролю, при яких забезпечується прийнятний коефіцієнт використання каналу. У роботі [3] представлена структурна схема такої CAN мережі передачі даних і обрані її параметри (довжина лінії зв'язку, пропускна здатність каналу, середній обсяг переданої відеоінформації, кількість камер спостереження та часовий інтервал їхнього опитування).

Мета статті. Розробка моделі мережі передачі даних з декількома сегментами збору інформації при контролі стану конвеєрних ліній, аналіз роботи мережі та визначення завантаженості каналів.

Основна частина. Структурна схема системи контролю конвеєрних ліній, що розробляється, може мати вигляд, показаний на рис. 1. Відеоконтролери (В) фіксують, що відбувається, й передають зібрану інформацію через інформаційну мережу шахти на сервер бази даних. Крім знімків відправляються дані про температуру, час і інші параметри.

Ця схема може бути описана методами систем масового обслуговування [5, 6]. Як джерело заявок виступає вся безліч кінцевих вузлів, тобто для розглянутого завдання – відеоконтролери спостереження.

Вимогами, що надходять на обслуговування, є CAN-кадри (фрейми). Обслуговуючим апаратом є CAN канал передачі даних. Крім того, CAN контролери також є приймачами й оброблювачами вимог.

У розглянутому випадку вхідний потік вимог відповідає пуассонівському закону розподілу імовірності, а час обслуговування – показовому [6]. Таким чином, представлена задачу можна віднести до задач масового обслуговування.

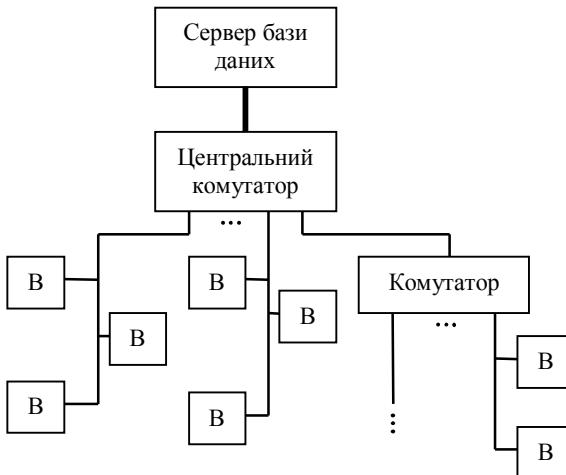


Рис. 1. Структурна схема системи контролю конвеєрних ліній

Система відеоконтролю відноситься до розімкнених систем, тому що вимоги надходять ззовні й інтенсивність їхнього потоку не залежить від стану системи. Потік вимог, що надходить на вход системи, може бути обслугований одним апаратом, тобто система є одноканальною. В розглянутій системі немає обмеження на довжину черги, тому що вимоги в кожному разі стають у чергу й чекають обслуговування.

Відомо, що CAN інтерфейс підтримує два нижніх рівні еталонної моделі OSI: фізичний і канальний. Таким чином, інформація в мережі передається кадрами, які і є вимогами в системі масового обслуговування.

Вузли мережі, які мають коефіцієнт завантаження U , що наближається до одиниці, є завантаженими. Пошук завантажених місць у мережі є важливим аспектом її роботи. Якщо в цих вузлах утвориться черга, то при $U \geq 1$ вона стає нескінченною й мережа переходить у нестійкий режим роботи. Такий вузол стає насищеним вимогами. Завантажені вузли в мережі визначають її пропускну здатність. Тому при аналізі роботи мережі необхідно особливу увагу приділяти їхньому пошуку [7].

Представимо розглянуту мережу передачі даних у вигляді багатофазної одноканальній системи масового обслуговування, структурна схема якої представлена на рис. 2. При цьому передана інформація, залежно від виду й обсягу, надходить по одному з трьох сегментів.

Для моделювання процесів у системі контролю конвеєрних ліній і оцінки параметрів роботи системи скористаємося середовищем моделювання GPSS World [6 – 8].

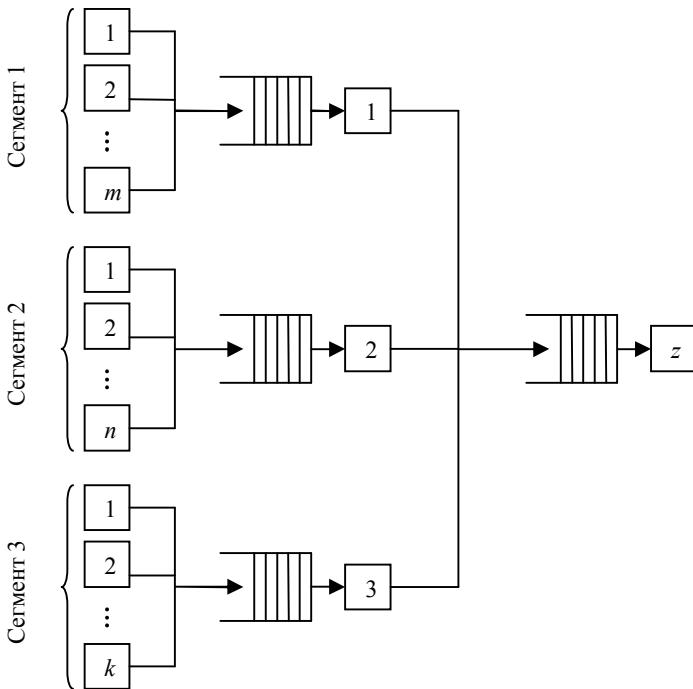


Рис. 2. Структурна схема системи масового обслуговування

Для написання програми моделі, відповідно до поставленого завдання, використаємо такі типи об'єктів GPSS World [6, 8]:

- транзакти;
- блоки, що здійснюють модифікацію атрибутів транзактів;
- блоки, що описують об'єкти апаратної категорії;
- блоки, що забезпечують одержання статистичних результатів;
- одноканальні пристрой;
- об'єкти обчислювальної статистичної категорії.

Інформацію про об'єкти GPSS запишемо у вигляді послідовності операторів.

Програму мовою GPSS World представимо у вигляді двох частин. У першій частині реалізується збір інформації з камер або датчиків і послідовна передача однорідних повідомлень по каналу зв'язку на проміжний CAN контролер (CAN.1, CAN.2, CAN.3).

Ураховується середній інтервал часу між надходженнями двох зображень, відхилення часу надходження зображень від середнього. Збір статистичної інформації для черги забезпечується за допомогою операторів QUEUE і DEPART.

Далі моделюється час обробки повідомлення першого потоку.

Після обробки відбувається переход до наступної частини. Але перед цим системі повинне бути послане повідомлення про звільнення першого об'єкта за допомогою оператора RELEASE.

У другій частині програми відбувається розрахунок завантаження основного каналу CAN мережі. Стадії обробки вимог моделюються аналогічно.

Для написання програми необхідно задати вихідні дані розрахунку часу передачі одного повідомлення. Для цього необхідно вибрати середовище передачі даних, визначити пропускну здатність каналу, кількість пристрійв контролю та інтенсивність їхнього опитування.

Будь-яке фізичне середовище (мідний кабель, оптоволокно або бездротовий канал), яке призначено для передачі інформації, вносить певну тимчасову затримку розповсюдження сигналу. Ця затримка залежить від довжини лінії зв'язку й пропускної здатності середовища передачі.

Як середовище передачі даних обрано мідний неекранований телефонний кабель. Швидкість поширення сигналу по мідному провіднику прийнято вважати рівною або близькою до швидкості світла у вакуумі – $3 \cdot 10^8$ м/с. Тобто затримка поширення одного біта інформації у лінії зв'язку довжиною L дорівнює:

$$T_{bit} = \frac{L}{V_{ce}}, \text{ с}, \quad (1)$$

де V_{ce} – швидкість світла у вакуумі, рівна швидкості поширення сигналу, м/с.

Як було зазначено вище інформація в мережі передається кадрами, у яких послідовності бітів кодовані відповідно до певного алгоритму в електричний сигнал різної частоти й амплітуди. Отже, загальний час пересилання одного кадру рівняється часу, що пройшов між відправленням передавачем першого біта інформації й одержанням приймачем останнього біта. Дано величина розраховується, як сума часу T_{bit} та часу передачі одного кадру даних. Остання ж величина представляє собою наступне відношення:

$$T_{tr} = \frac{F}{v}, \quad (2)$$

де T_{tr} – час затримки передачі сигналу, с; F – довжина кадру, біт; v – швидкість передачі даних, біт/с.

Виходячи з вище зазначеного, загальний час передачі одного кадру по лінії зв'язку визначається наступним відношенням:

$$T_{frame} = T_{bit} + T_{tr}, \text{ с}. \quad (3)$$

Три сегменти системи передають повідомлення різного типу. Припустимо, що через перший сегмент передаються дані з відеокамер спостереження, через другий – з датчиків контролю стану конвеєрної стрічки й

через третій – аварійні повідомлення, яким задається вищий (перший) пріоритет при передачі на пульт диспетчера.

Вихідними даними для розрахунку завантаження каналу першого сегмента були: чорно-білі відеозображення форматом 320×240 піксель із середнім обсягом 7 Кбайт, пропускна здатність каналу передачі даних 20 Кбіт/с (при обраній відстані CAN шини 2500 м), інтервал опитування камер спостереження 120 ± 10 с, кількість камер 20.

Вихідними даними для розрахунку завантаження каналу другого сегмента були: сигнали з датчиків конвеєрів середнім обсягом 8 байт, пропускна здатність каналу передачі даних 20 Кбіт/с, інтервал опитування датчиків 30 ± 5 с, кількість конвеєрів 40.

Вихідними даними для розрахунку завантаження каналу третього сегмента були: аварійні повідомлення із середнім обсягом 1 байт, пропускна здатність каналу передачі даних 20 Кбіт/с, середній статистичний інтервал передачі таких повідомлень 5400 ± 1000 с, кількість джерел повідомлень 120.

У таблиці наведені результати моделювання для системи контролю, модельний час складав 6 год.

Таблиця
Результати моделювання в середовищі GPSS World

Пристрій моделі (FACILITY)	Кількість кадрів оброблених пристроєм (ENTRIES)	Коефіцієнт використання UTIL, відн. од.
CAN.1	3495	0. 784
CAN.2	43174	0. 011
CAN.3	479	0. 000
CAN	47081	0. 826

За результатами моделювання, як зазначено у таблиці, видно, що найбільше значення коефіцієнту використання каналу (0.784) є у першому сегменті мережі, де передаються відеозображення. У другому сегменті мережі, по якому передаються показники датчиків, невелике значення коефіцієнту завантаження (0.011). А в третьому взагалі коефіцієнт дорівнює нулю.

Коефіцієнт використання основного каналу мережі, який об'єднує в собі три сегменти, дорівнює сумі коефіцієнтів інших каналів (0.826).

Таким чином, знаючи максимально допустимий коефіцієнт завантаження каналу передачі даних, а саме 80% [5], можна використати розроблену модель для визначення інтервалу зйомки зображень відеокамерою при певній кількості контролюваних пунктів на конвеєрній лінії у вугільній шахті.

Висновок. Розроблено модель мережі передачі даних системи контролю конвеєрних ліній, що дозволила:

- уточнити структуру системи відеоконтролю та можливості її розширення;
- обґрунтувати алгоритм роботи системи відеоконтролю;
- визначити оптимальний інтервал передачі інформації з відеокамер, час передачі повідомлень і завантаження каналів зв'язку різних сегментів.

Подальші дослідження в даній області необхідно направити на уточнення й подальший розвиток запропонованих алгоритмів передачі інформації.

Список літератури: 1. Дубов Е.Д. О новых "Правилах технической эксплуатации угольных шахт" / Е.Д. Дубов, И.Я. Мищенко, П.Е. Мухин // Уголь Украины. – 2007. – № 4. – С. 46-48. 2. Gruhler G. Very large hierarchical CANopen systems in mining / G. Gruhler, G. Pivnjak, V. Tkachov, L. Tsvirkun, D. Poperechniy // CAN Newsletter. – 2004. – № 4. – Р. 48-54. 3. Кмитина И.В. Расчет загрузки канала CAN сети системы контроля работы конвейерных линий угольной шахты / И.В. Кмитина, Л.И. Цвиркун // Збірник наукових праць НГУ. – Дніпропетровськ: РВК НГУ, 2009. – № 33. – Том 2. – С. 5-10. 4. Ткачев В.В. Разработка системы передачи информации для подземных условий / В.В. Ткачев, Ю.А. Аврахов, Д.А. Поперечный, П.Ю. Огееенко, Н.В. Козарь // Збірник наукових праць НГУ. – Дніпропетровськ: РВК НГУ, 2004. – № 19. – Том 2. – С. 20-27. 5. Томашевський В.М. Моделирование систем / В.М. Томашевський. – К.: Видавничя група ВНВ, 2005. – 352 с. 6. Боев В.Д. Моделирование систем. Инструментальные средства GPSS World / В.Д. Боев. – СПб.: БХВ-Петербург, 2004. – 368 с. 7. Томашевський В.М. Вирішення практичних завдань методами комп'ютерного моделювання: Навч. посібник / В.М. Томашевський, О.Г. Жданова, О.О. Жолдаков. – К.: Корнійчук, 2001. – 268 с. 8. Кудрявцев Е.М. GPSS World. Основы имитационного моделирования различных систем / Е.М. Кудрявцев. – М.: ДМК Пресс, 2004. – 320 с.

Стаття представлена д.т.н. проф. НГУ Ткачовим В.В.

УДК 681.5.015:622.647.2

Моделирование работы сети передачи данных системы контроля конвейерных линий / Цвиркун Л.И., Кмитина И.В. // Вестник НТУ "ХПИ". Тематический выпуск: Информатика и моделирование. – Харьков: НТУ "ХПИ". – 2010. – № 21. – С. 193 – 199.

Разработана модель передачи данных по CAN сети для контроля состояния конвейерных линий в угольной шахте, которая имеет три сегмента сбора разного рода информации. Модель позволяет анализировать работу сети и определять ее наиболее загруженные места. На основе этой модели можно определить количество контролируемых пунктов для обеспечения устойчивого режима работы сети. Ил.: 2. Табл.: 1. Библиогр.: 8 назв.

Ключевые слова: конвейерная линия, сеть передачи данных, модель передачи данных.

UDC 681.5.015:622.647.2

Data communication network modeling of the control system for conveyor lines / Tsvirkun L.I., Kmitina I.V. // Herald of the National Technical University "KhPI". Subject issue: Information Science and Modelling. – Kharkiv: NTU "KhPI". – 2010. – № 21. – Р. 193 – 199.

Model of data communication by CAN network with three different type information gathering segments for the state conveyor line monitoring in coal mine was developed. Model permits to analysis the network and to identify the most high-usage trunks. On basis of this model can regulate an amount of observation points for support stable network condition. Figs.: 2. Table: 1. Refs.: 8.

Key words: conveyor line, network of telecommunications, model of communication data.

Поступила в редакцию 10.10.2009

Содержание

Борисенко А.Н., Литвиненко С.А., Халанская Е.В., Гусельников А.В. Математическое моделирование дизель-генератора как объекта регулирования скорости с учетом случайного характера ее девиации, измерения фаз топливоподачи и дополнительного воздухоснабжения	4
Бурцев М.В., Поворознюк А.И. Программная реализация комбинированного решающего правила для задач медицинской диагностики	12
Виклюк Я.І., Артеменко О.І. Порівняльний аналіз методів fuzzy logic та аналізу ієрархій в задачах визначення привабливості території	18
Волк М.А. Парадокс момента модельного времени в распределенных поведенческих имитационных моделях	30
Высоцкая Е.В., Беловол А.Н., Кириченко Ю.В. Восстановление пропущенных значений параметров в таблицах биохимических анализов пациентов с псориазом	38
Гурко А.Г. Некоторые свойства функции Ляпунова на множестве состояний	46
Дацок О.М., Глибциккий Д.М. Разработка визуальной среды моделирования цифровой обработки биосигналов для мобильных платформ	52
Дзюба С.М., Белянина Н.В., Прокопенко М.Н., Серовиков С.А. Применение информационных технологий для решения задач экологического мониторинга загрязнения атмосферы мегаполисов	58
Дмитриенко В.Д., Заковоротный А.Ю., Мезенцев Н.В. Линеаризация нелинейной математической модели дизель-поезда с тяговым асинхронным приводом методами геометрической теории управления	66
Ефимов А.В., Гончаренко А.Л. Математическая модель системы "котел – теплоутилизатор"	76
Кириченко Л.О. Сравнительный анализ статистических свойств оценок показателя Херста	88
Колыбин Ю.Н., Половинко С.В. Использование языка XML для обмена данными в распределенной системе мониторинга сети	96
Кондратенко Ю.П., Гордиенко Е.В. Нейросетевой подход к решению задачи идентификации нестационарных параметров технологических объектов	102

Маков Д.К., Поворознюк Н.И., Виноградов Ю.М., Услонцев А.Б.	110
Повышение точности измерения несимметрии трехфазного напряжения	
Нефьодов Л.І., Кривенко С.А., Мусієнко Є.М. Метод синтезу моделі геоінформаційної системи на основі базових поліномів	117
Павлюк Я.В. Моделювання процесів повзучості на основі нелінійної теорії в'язкопружності із незалежною від часу нелінійністю	126
Парфененко Ю.В. Інформаційна модель топології мережі теплопостачання	136
Петренко Ю.А. Модель структурного синтеза офіса программ и проектов	141
Романюк В.В. Оцінювання вірогідності розподілу статистичних частот випадкової величини з невідомим математичним сподіванням і дисперсією	152
Таран В.М. Практичне впровадження розроблених методів прогнозування зсувних процесів Південного берега Криму	162
Тимченко В.Л., Ухін О.О., Махнова О.О. Моделювання робастних структурно-перемикальних систем керування динамічними об'єктами	173
Фернати П.В. Моделирование нелинейных процессов ползучести на основе кубической теории вязкоупругости	182
Цвіркун Л.І., Кмітіна І.В. Моделювання роботи мережі передачі даних системи контролю конвеєрних ліній	193

НАУКОВЕ ВИДАННЯ

ВІСНИК НАЦІОНАЛЬНОГО ТЕХНІЧНОГО УНІВЕРСИТЕТУ "ХПІ"

*Збірник наукових праць
Тематичний випуск
Інформатика і моделювання
Випуск 21*

Науковий редактор д.т.н. Дмитрієнко В.Д.

Технічний редактор к.т.н. Леонов С.Ю.

Відповідальний за випуск Луньова В.М.

Обл.вид. № 96–10

Підп. до друку 04.06.2010 р. Формат 60x84 1/16. Папір Copy Paper.

Друк-ризографія. Гарнітура Таймс. Умов. друк. арк. 9,8.

Облік. вид. арк. 10,0. Наклад 300 прим.

Ціна договірна

НТУ "ХПІ", 61002, Харків, вул. Фрунзе, 21

Видавничий центр НТУ "ХПІ"
Свідоцтво ДК № 116 від 10.07.2000 р.

Типография "Современная печать"
61024 Украина, г. Харьков, ул. Культуры, 22