

О.О. Писарчук, д.т.н., с.н.с.

Житомирський військовий інститут ім. С.П. Корольова
Державного університету телекомуникацій

МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ СИТУАЦІЙНОГО УПРАВЛІННЯ ТА ІДЕНТИФІКАЦІЇ В ЕРГАТИЧНИХ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУЮЧИХ СИСТЕМАХ

Розглянуто математичні моделі синтезу структури ергатичної інформаційно-керуючої системи й процесу ідентифікації контролюваних об'єктів. Різноманітність і априорна невизначеність за типом конфліктної ситуації при управлінні складними об'єктами в умовах динамічної зміни зовнішньої обстановки вимагає використання ситуаційного принципу керування. При цьому, залежно від змісту й сутності контролюваної ситуації, ситуативно створюється структурно-параметрична конфігурація системи керування. В результаті досліджень сформовано математичну модель синтезу структури ергатичної інформаційно-керуючої системи з використанням методів багатокритерійного аналізу на базі концепції ситуаційного керування. Також запропоновано математичну модель ідентифікації на основі самоорганізації, яка має властивості упорядкування створення й еволюції структур: об'єкти ідентифікації – апостеріорні ознаки. Результати перевірки працевздатності запропонованого підходу підтвердили реалізованість ідентифікації на основі самоорганізації. Ефективне використання розробленої моделі можливе в завданнях великої розмірності.

Ключові слова: ідентифікація; управління; ергатична інформаційно-керуюча система; математична модель; синтез.

Актуальність дослідження. Сучасні завдання керування складними об'єктами вирішуються ергатичними системами в умовах динамічної зміни зовнішньої обстановки, супроводжуються аналізом багатьох факторів, обробкою значних інформаційних масивів, одержаних від різнорідних, розподілених у просторі інформаційних джерел (ІнфД), а також вимагають адекватного й актуального реагування на конфліктні ситуації (КС), що виникають при цьому. Прикладом таких ергатичних інформаційно-керуючих структур можуть бути системи керування повітряним рухом, військами й зброяєю, державними інституціями різного рівня тощо. Ефективним підходом до вирішення подібних завдань керування може бути застосування розподілених інформаційно-керуючих систем реагування на КС. Різноманітність і априорна невизначеність за типом КС вимагає використання ситуаційного принципу керування в системах реагування на них. При цьому, залежно від змісту й сутності контролюваної ситуації, необхідно ситуативно створювати структурно-параметричну конфігурацію системи керування.

У той же час, розглядаючи керування як взаємозалежний замкнений ланцюжок дій з розпізнавання, передбачення, ідентифікації, прийняття рішення й безпосередньо керування в умовах надмірності внутрішньої й зовнішньої інформації, слід зазначити необхідність вирішення завдання ідентифікації в умовах великої розмірності. Необхідність ідентифікації виникає у ході класифікації позаштатних (конфліктних) ситуацій у системах керування повітряним рухом, навігації космічних апаратів, контролю радіоелектронної обстановки, ідентифікації конфліктних ситуацій при функціонуванні ситуаційних центрів, виявлення комп'ютерних (кібернетичних) атак на системи керування, ідентифікації джерел радіовипромінювання різного походження й характеру.

У зв'язку із цим **актуальним** є завдання напрацювання ефективних підходів до синтезу структури складних розподілених інформаційно-керуючих систем і процесів ідентифікації для умов динамічної зміни зовнішньої обстановки й внутрішніх процесів, супроводжуваних необхідністю аналізу надлишкових інформаційних масивів.

Аналіз існуючих підходів. Завдання конфігурування інформаційно-керуючої системи належить до класу завдань аналізу й синтезу складних систем [1, 2]. Основними недоліками класичних підходів до системи реагування на КС є складність їх практичного застосування для різнорідних розподілених систем в умовах динамічної зміни зовнішньої обстановки й внутрішніх процесів, а також використання, значною мірою, однокритерійних цільових функцій ефективності. Разом з тим відомо, що ефективність вирішення такого класу завдань підвищується із застосуванням методів багатокритерійного аналізу й ситуаційного керування [3, 4]. Традиційно завдання ідентифікації вирішується з використанням методів теорії розпізнавання образів [5, 6]. Їх сутність полягає в послідовному зіставленні масиву априорно заданих образів реальному розпізнаваному об'єкту з оцінюванням заходу їх відповідності. Такий підхід неефективний в умовах надмірності внутрішньої й зовнішньої інформації.

Таким чином, **метою** статті є розробка математичних моделей синтезу структури складної розподіленої керуючої системи й процесу ідентифікації на базі ситуаційних і таких, що самоорганізовуються, концепцій.

Викладення основного змісту статті. Для вирішення завдання розробки математичної моделі синтезу структури ергатичної інформаційно-керуючої системи пропонується розглядати синтезовану систему на трьох рівнях: ІнфД; системи обробки інформації й прийняття рішень; споживачів інформації – виконавчих елементів, дія яких спрямовані на усунення КС. Така система призначена для реалізації функцій: контролю поточної ситуації з використанням наявних і доступних ІнфД; виявлення й ідентифікації КС; конфігурування системи відповідно до ситуації, що склалася; формування сценарію дій для усунення; визначення завдань виконавчим елементам та ІнфД на усунення й контроль розвитку КС із наступним переведенням системи в штатний режим функціонування.

Опис КС реалізується наступним чином. Нехай i -та ($i=1..I$) КС – KS_i характеризується множиною (формуляром), що випливають із трійки: P_{ks} – ознака КС, що являє собою унікальну для кожного її типу літерно-цифрову комбінацію; T_{ks} – множина (перелік) частинних завдань системи з усунення виниклої ситуації (формується, виходячи із завдань системи в цілому й завдань окремих автоматизованих робочих місць (АРМ)); I_{ks} – множина (перелік) інформаційних потреб системи з усунення КС. Тоді *формуляр КС* задається множиною:

$$KS_i = \{P_{ks}, T_{ks}^{KS}, I_{ks}^{KS}, i=1..I, j=1..J, f=1..F\}. \quad (1)$$

У свою чергу, множину частинних завдань з усунення КС і перелік інформаційних потреб для i -ої КС можна надати у вигляді підмножин:

$$\begin{aligned} T_{ks}^{KS} &= \{T_{ks\,i1}, T_{ks\,i2}, T_{ks\,i3}, \dots, T_{ks\,il}, \dots, T_{ks\,iL_i}\}, l=1..L_i, \\ I_{ks}^{KS} &= \{I_{ks\,i1}, I_{ks\,i2}, I_{ks\,i3}, \dots, I_{ks\,ik}, \dots, I_{ks\,iK_i}\}, k=1..K_i. \end{aligned} \quad (2)$$

Опис системи обробки інформації реалізується для кожного її окремого елемента (АРМ) як технічна система. Кожне АРМ характеризується множиною (*формуляром АРМ*) з переліку завдань та інформаційних потреб:

$$ES_j = \{T_{ks\,j}, I_{ks\,j}^{ES}(I_{ks\,f}^{ID})\}. \quad (3)$$

Функціональне позначення $I_{ks\,j}^{ES}(I_{ks\,f}^{ES})$ характеризує взаємозв'язок інформаційних потреб j -го АРМ, забезпечуваних інформаційними можливостями f -го ІнфД.

Опис джерел інформації характеризується множиною пар (*формуляром ІнфД*): I_{ks}^{ID} – перелік (множина) інформаційних можливостей ІнфД; TX – перелік (множина) технічних характеристик (TX) ІнфД, що забезпечують його можливості:

$$ID_f = \{I_{ks\,f}^{ID}, TX_f\}. \quad (4)$$

Таким чином, на понятійному рівні проведено формальний математичний опис складових розподіленої інформаційно-керуючої системи реагування на КС.

Далі здійснюється структурно-параметричний синтез системи за кількісним та якісним складом із застосуванням методів багатокритерійної оптимізації шляхом зведення сукупності частинних критеріїв в єдиний функціонал за згорткою проф. Вороніна А.Н. [4] Сутність синтезу полягає у визначенні складу необхідних АРМ, доданих до них (доступних) ІнфД для усунення виниклої КС. Склад АРМ та ІнфД непрямим чином визначає параметри складових системи реагування на КС.

Так, кількісний склад системи визначається відповідно до оптимізаційної моделі:

$$F(N_{ARM}) = (1 - t_{ks0}(N_{ARM}))^{-1} + (1 - D_{ks0}(N_{ARM}))^{-1} + (1 - ID_{ks0}(N_{ARM}))^{-1} \rightarrow \min, \quad (5)$$

де залежними від кількості АРМ N_{ARM} , нормованими до мінімізованої форми частинними критеріями є: $t_{ks0}(N_{ARM})$ – час, що затрачується на усунення КС; $D_{ks0}(N_{ARM})$ – достовірність рішень, що формуються для усунення КС; $ID_{ks0}(N_{ARM})$ – характеристика інформаційної надмірності системи, що синтезується.

Якісний склад системи визначається, виходячи з вимог найкращого відображення в її структурі виниклої КС. При цьому оптимальною буде структура системи, що забезпечує: виконання найбільшої кількості функцій АРМ із заданих формуляром КС $T_{S,j} \rightarrow \max$; найбільша кількість використовуваних для усунення КС ІнфД $I_{S,j} \rightarrow \max$ з найкращими TX $TX_{S,j} \rightarrow \max$. Операція конфігурування реалізується відповідно до оптимізаційної моделі та має вигляд:

$$\Psi_j = GT_{j0} \left(-T_{S,j0} \right) + GI_{j0} \left(-I_{S,j0} \right) + G TX_{j0} \left(-TX_{S,j0} \right) \rightarrow \min. \quad (6)$$

Як вагові коефіцієнти використовуються параметри $GT_j, GI_j, G TX_j$, що відображають значущість АРМ за параметрами $T_{S,j}, I_{S,j}, TX_{S,j}$.

Вирази (5), (6) являють собою моделі синтезу структури складної розподіленої інформаційно-керуючої системи. Сформовані таким чином моделі базуються на принципі ситуаційного керування, реалізованому з використанням методів багатокритерійного аналізу.

У загальному вигляді завдання ідентифікації формулюється наступним чином. Існує безліч об'єктів ідентифікації (ОІ) різного типу $R = R_1, R_2, \dots, R_i, i=1..n$. Як ОІ розглядаються: радіотехнічні системи (пілотовані й безпілотні повітряні, космічні апарати, пункти керування різного призначення з радіо- та радіолокаційними станціями й іншим обладнанням, що мають випромінювання в акустичному, радіо-, відео- та інфрачервоному діапазоні хвиль).

Кожний ОІ має сукупність різновідніх ознак, які доцільно поділити на три категорії: факти; дані; судження. *Факти*, що описуються, надалі множиною $F = F_1, f_{11}, f_{12}, \dots, f_{1j}, F_2, f_{21}, f_{22}, \dots, f_{2j}, \dots, F_i, f_{ij}, j=1..m_1, m_2, \dots, m_i$, являють собою об'єктивну інформацію про ОІ, що не відображається числововою величиною, наприклад, космічний (або від аеродинамічного об'єкта) знімок ОІ, його обрис, склад, динаміка зміни форми тощо. Категорія ознак *дані* – $D = D_1, d_{11}, d_{12}, \dots, d_{1l}, D_2, d_{21}, d_{22}, \dots, d_{2l}, \dots, D_i, d_{il}, l=1..L_1, L_2, \dots, L_i$ – поєднують вимірювальну інформацію про ОІ, наприклад його координати, параметри траекторії руху (у тому числі екстрапольовані), характеристики випромінюваних сигналів, ефективна поверхня розсіювання, радіолокаційний портрет тощо. *Судження* – $S = S_1, s_{11}, s_{12}, \dots, s_{1k}, S_2, s_{21}, s_{22}, \dots, s_{2k}, \dots, S_i, s_{ik}, k=1..K_1, K_2, \dots, K_i$ – поєднують суб'єктивну інформацію про ОІ, наприклад, його характер дій, зміст радіообміну борт-земля повітряного корабля, стан ОІ та ін.

Конкретний ОІ R_i за своєю сутністю в статичному стані або в процесі функціонування об'єктивно містить або породжує (у тому числі суб'єктивно) унікальну комбінацію з переліком належних йому підмножин ознак: фактів – F_i, f_{ij} ; даних – D_i, d_{il} ; суджень – S_i, s_{ik} із простору F, D, S . Причому унікальність ОІ відображається не лише комбінацією, але й числовими характеристиками окремих ознак.

Тоді, відповідно до введених позначень ОІ, априорно можна охарактеризувати множиною

$$R_i \subset F_i, f_{ij} \cup D_i, d_{il} \cup S_i, s_{ik} \subseteq F, f_{ij} \cup D, d_{il} \cup S, s_{ik} \subseteq R_i. \quad (7)$$

Априорна визначеність множини (7) пояснюється тим, що об'єкт, який ідентифікується, є технічною системою, створеною людиною із закладеними в ОІ властивостями й параметрами. Множину (7) будемо називати *априорною множиною ознак ОІ*.

У процесі спостереження за об'єктами з метою їх ідентифікації для конкретного моменту часу в обмеженому контролюваному просторовому районі (розміри району визначаються конкретикою розв'язуваного завдання й характеристиками технічних засобів спостереження за ОІ) формуються *апостеріорні множини ознак*: фактів – $\hat{F}_i, \hat{f}_{11}, \hat{f}_{12}, \dots, \hat{f}_{1j}, \hat{F}_2, \hat{f}_{21}, \hat{f}_{22}, \dots, \hat{f}_{2j}, \dots, \hat{F}_i, \hat{f}_{ij}$; даних – $\hat{D}_i, \hat{d}_{11}, \hat{d}_{12}, \dots, \hat{d}_{1l}, \hat{D}_2, \hat{d}_{21}, \hat{d}_{22}, \dots, \hat{d}_{2l}, \dots, \hat{D}_i, \hat{d}_{il}$; суджень – $\hat{S}_i, \hat{s}_{11}, \hat{s}_{12}, \dots, \hat{s}_{1k}, \hat{S}_2, \hat{s}_{21}, \hat{s}_{22}, \dots, \hat{s}_{2k}, \dots, \hat{S}_i, \hat{s}_{ik}$, що належать тому самому простору F, D, S :

$$W = \begin{cases} F = \hat{F}_1, \hat{f}_{11}, \hat{f}_{12}, \dots, \hat{f}_{1j}, \hat{F}_2, \hat{f}_{21}, \hat{f}_{22}, \dots, \hat{f}_{2j}, \dots, \hat{F}_i, \hat{f}_{ij} \\ D = \hat{D}_1, \hat{d}_{11}, \hat{d}_{12}, \dots, \hat{d}_{1l}, \hat{D}_2, \hat{d}_{21}, \hat{d}_{22}, \dots, \hat{d}_{2l}, \dots, \hat{D}_i, \hat{d}_{il} \\ S = \hat{S}_1, \hat{s}_{11}, \hat{s}_{12}, \dots, \hat{s}_{1k}, \hat{S}_2, \hat{s}_{21}, \hat{s}_{22}, \dots, \hat{s}_{2k}, \dots, \hat{S}_i, \hat{s}_{ik} \end{cases} = \hat{F}, \hat{f}_{ij}, \hat{D}, \hat{d}_{il}, \hat{S}, \hat{s}_{ik} \quad (8)$$

Сутність апостеріорних множин ознак – експериментальні дані й суб'єктивні оцінки з відповідними видами помилок. Апостеріорно невизначененою є належність отриманих (вимірюваних) фактів, даних і суджень конкретному ОІ.

Завдання ідентифікації об'єкта полягає у визначенні типу (категорії) ОІ шляхом установлення відповідності значень показників з *апостеріорною множиною ознак* (8) із вмістом *априорної множини ознак* (7) в умовах априорної невизначеності про ОІ в контролюваному районі, помилок вихідних даних, високої динамічності й нестандартності зміни зовнішньої обстановки, а також значної надмірності різновідніх інформацій для ідентифікації.

Основною властивістю систем, що самоорганізовуються, є їх довільне упорядкування, утворення й еволюція просторових і часових структур. Завдання ідентифікації можна відобразити в термінах синергетики наступним чином. Маємо систему великої розмірності з високим рівнем ентропії, що характеризується апостеріорною множиною ознак (*вихідна система*). Необхідно створити математичну модель її самоорганізації, наближаючи до прототипу з меншою ентропією, обумовленою априорною множиною ознак (*кінцева система*).

Вихідною інформацією для ідентифікації є апостеріорна й априорна вибірка ознак (7), (8), які можна модифікувати, одержавши для кожної i -ої ознаки монотонний спадний або зростаючий ряд. Монотонність модифікованих дискретних рядів априорних і апостеріорних множин ознак дозволяє провести поліноміальне їх згладжування, наприклад, з використанням класичного методу найменших

квадратів. Результатом згладжування є аналогів поліноміальні моделі зміни значення кожної конкретної i -ої ознаки в групі (факти, дані, судження) у полі i -их ОІ вигляду:

для апіорних множин ознак – апіорні моделі:

$$f_j \mathbb{V} \hat{\equiv} f_0 + f_1 N + f_2 N^2 + \dots, d_l \mathbb{V} \hat{\equiv} d_0 + d_1 N + d_2 N^2 + \dots, s_k \mathbb{V} \hat{\equiv} s_0 + s_1 N + s_2 N^2 + \dots, \quad (9)$$

для апостеріорних множин ознак – апостеріорні моделі:

$$\hat{f}_j \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{f}_0 + \hat{f}_1 N + \hat{f}_2 N^2 + \dots, \hat{d}_l \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{d}_0 + \hat{d}_1 N + \hat{d}_2 N^2 + \dots, \hat{s}_k \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{s}_0 + \hat{s}_1 N + \hat{s}_2 N^2 + \dots \quad (10)$$

Аргументом N є абстрактний аналоговий процес, що описується у дискретній формі рівнодискретним рядом чисел $N = 1, 2, 3, \dots$ та інтерпретується за своїми значеннями для кожного реального індексу вихідних множин (7), (8).

Сутність апіорної множини ознак полягає в експериментальному їхньому характері, отримуванні об'єктивно з використанням технічних засобів вимірювання або об'єктивно у вигляді усереднених суджень (оцінок) оператора відповідної системи керування. Отже, апіорній множині ознак характерна поява: випадкових помилок (ВП) вимірювань (до них належать й флюктуації нечітких даних); грубих помилок вимірювань (ГВ) (аномальних викидів (вимірювань), явних промахів у судженнях, а також оцінок і вимірювань ОІ, що не входить у перелік апіорної множини ознак). Зазначені причини, безсумнівно, призводять до незбігання моделей (9) і (10). Тоді, позбувшись від грубих вимірювань і зменшивши ВП, можна одержати апостеріорну вибірку за кожною ознакою із прив'язкою до конкретного ОІ. При цьому будемо спостерігати наближення моделі (10) до моделі (9). З погляду синергетики, описане явище являє собою наближення стану системи ідентифікації, описуване моделлю (10), за рівнем своєї організації до атTRACTора системи з більш високим рівнем організації, яка описується моделлю (9). При цьому ентропія кінцевої системи ідентифікації зменшується.

Реалізувати описаний процес пропонується наступним чином. Вибірка вимірів апостеріорної множини ознак підлягає попередній обробці з метою виявлення грубих вимірювань. Для цього будемо використовувати апробований рекурентний алгоритм виявлення аномальних вимірювань, оснований на аналізі динаміки зміни апроксимуючої моделі [7]. Виявлення ГВ реалізується шляхом аналізу значення коефіцієнта «старіння» інформації невідповідності, що змінюється з проявом невідповідності динаміки зміни прийнятих поліноміальних моделей (10) реальній апостеріорній монотонній вибірці ознак. Оптимальне за мінімумом суми динамічної й флюктуаційної похибок оцінювання експериментальних даних значення коефіцієнта «старіння» S_{st}^{opt} визначається згідно з емпіричним рівнянням:

$$(S_{st}^{opt} + 4)(S_{st}^{opt} - 1)^5 - A_N^2(S_{st}^{opt} + 4)^4 = 0, \quad (11)$$

де $A_N^2 = \Delta t \alpha_N^2 \sigma^{-2}$ – інтенсивність динаміки зміни значень апостеріорних ознак; $\alpha_N^2 = \vartheta_N - \vartheta_{N-1}$ – швидкість зміни ознак; σ^2 – дисперсія вимірювання значень ознак; Δt – період відновлення інформації. Для розв'язку рівняння (11) використовується метод дихотомії. Ознакою ГВ є вихід за встановлені за відсутності грубих вимірювань межі пошуку розв'язку рівняння (11) – коефіцієнта «старіння» S_{st}^{opt} . Границі значення встановлюються для кожного типу моделей, наприклад, для квадратичного полінома вони мають значення 0–1.

Виявлені ГВ видаляються з вибірки вимірювань апостеріорних ознак і накопичуються в базі даних нових ОІ для можливого використання на етапі навчання (донавчання) системи ідентифікації. Вільна від ГВ вибірка є експериментальною основою для формування поліноміальних моделей вигляду

$$\begin{aligned} \hat{f}'_j \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{f}'_0 + \hat{f}'_1 N + \hat{f}'_2 N^2 + \dots, \hat{d}'_l \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{d}'_0 + \hat{d}'_1 N + \hat{d}'_2 N^2 + \dots, \\ \hat{s}'_k \mathbb{V} \hat{\equiv} \hat{s}'_0 + \hat{s}'_1 N + \hat{s}'_2 N^2 + \dots . \end{aligned} \quad (12)$$

Надалі необхідно попарно оцінити схожість (блізькість) модельних функцій: $f_j(N)$ і $\hat{f}_j(N)$, $f_j(N)$ і $\hat{f}'_j(N)$ – на обмеженому інтервалі ознак з аналогічним повторенням цих процедур для ознак з категорій даних і суджень. Реалізувати оцінювання міри схожості моделей, що описують зміну апіорних і апостеріорних множин ознак, пропонується шляхом розрахунків і оцінювання величини квадрата нев'язки площ фігур, обмежених кривими $f_j(N)$, $\hat{f}_j(N)$, $\hat{f}'_j(N)$. Отже, можна записати

$$\delta = \left[\int_{N_1}^{N_n} f_j \mathbb{V} dN - \int_{N_1}^{N_n} \hat{f}_j \mathbb{V} dN \right]^2, \quad \delta' = \left[\int_{N_1}^{N_n} f_j \mathbb{V} dN - \int_{N_1}^{N_n} \hat{f}'_j \mathbb{V} dN \right]^2. \quad (13)$$

Параметр (13) обраний для використання, насамперед, завдяки обліку в ньому множинного відношення наявних апіорних і отриманих апостеріорних ознак ідентифікації у вигляді єдиної числової міри різниці площ. Квадратична форма застосована для обліку позитивних і негативних знаків у різниці

площ площинних фігур під кривими, що розглядаються.

Ознакою досягнення необхідного рівня організованості системи ідентифікації може служити факт виконання нерівності:

$$\max \delta < (\delta' < \delta) < \min \delta. \quad (14)$$

Внутрішня нерівність $(\delta' < \delta)$ характеризує еволюцію системи й буде виконана за реалізації правильної селекції ГВ, тобто прийнята правильна гіпотеза про належність значень апостеріорної множини ознак об'єкту, що ідентифікується. Виконання зовнішньої нерівності $\max \delta < (\dots) < \min \delta$ характеризує досягнення необхідного рівня організованості системи ідентифікації. Значення $\max \delta$ визначається для конкретних умов вирішення завдання за наявності в експериментальній вибірці ВП, а також 50 % і більше ГВ. Значення $\min \delta$ визначається лише за наявності ВП.

З метою розширення розрахункових можливостей використання виразів (13) для широкого класу нелінійних модельних функцій $f_j(N), \hat{f}_j(N), \hat{f}'_j(N)$, а також значного зменшення кількості необхідних операцій для обчислення інтегралів з використанням обчислювальної техніки застосуємо метод диференціальних перетворень (ДП) [8].

ДП в загальному випадку – це функціональні перетворення вигляду:

$$Z \leftarrow P z \leftarrow f \leftarrow \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k z}{dt^k} \right]_{N^*}, \quad (15)$$

де N^* – значення аргументу, за якого проводиться перетворення; $Z \leftarrow$ – дискретна функція аргументу $k=0,1,2,\dots$; H – відрізок аргументу, на якому розглядається функція $z \leftarrow$; $f \leftarrow$ – відновлювальна функція; c – сукупність вільних коефіцієнтів відновлювальної функції c_i .

Вираз (15) забезпечує одержання за оригіналом $z \leftarrow$ його зображення $Z \leftarrow$ (пряме перетворення). Обернене перетворення $z \leftarrow = f \leftarrow c$ дає можливість відновлення оригіналу $z \leftarrow$ у вигляді функції $f \leftarrow c$. Диференціальне зображення $Z \leftarrow$ називається диференціальним спектром (ДС), або Р-спектром, а значення $Z \leftarrow$ для конкретних аргументів k – дискретами ДС (Р-дискретами). У найпростішому випадку функція $f \leftarrow c$ має вигляд багаточлена, а відновлення оригіналу зводиться до підсумування дискрет Р-спектра у вигляді відрізка ряду Тейлора (основні або диференціально-тейлорівські (ДТ) перетворення) [9]. У розв'язуваній задачі використовуються ДТ перетворення.

Для одержання Р-моделі обчислення параметрів δ, δ' скористаємося виразом для розрахунків диференціального спектра певного інтеграла [5]:

$$\int_{N_a}^{N_d} z(N) dN = H \sum_{k=0}^{k=\infty} \left[\left(\frac{N_b}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{N_a}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1}. \quad (16)$$

Отже, Р-моделі для обчислення параметрів δ, δ' мають вигляд:

$$\begin{aligned} \delta &= \left[H \sum_{k=0}^{k=\infty} \left[\left(\frac{N_n}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{N_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k)}{k+1} - H \sum_{k=0}^{k=\infty} \left[\left(\frac{N_n}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{N_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{\hat{F}(k)}{k+1} \right]^2, \\ \delta' &= \left[H \sum_{k=0}^{k=\infty} \left[\left(\frac{N_n}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{N_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k)}{k+1} - H \sum_{k=0}^{k=\infty} \left[\left(\frac{N_n}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{N_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{\hat{F}'(k)}{k+1} \right]^2, \end{aligned} \quad (17)$$

де інтервал H може бути зіставним або таким, що дорівнює інтервалу інтегрування $N_1 \dots N_n$, $F(k)$, $\hat{F}(k)$, $\hat{F}'(k)$ – дискрети ДС поліноміальних функцій $f_j(N), \hat{f}_j(N), \hat{f}'_j(N)$, що обчислюються відповідно до виразу:

$$z(N) = c_0 + c_1 N + c_2 N^2 + \dots + c_i N^i + \dots + c_n N^n \Rightarrow Z(k) = \sum_{i=0}^{i=n} c_i H^i \vartheta(k-i), \quad (18)$$

де $\vartheta(k)$ – одинична функція (тейлорівська одиниця), що набуває значення одиниці при $k=0$ й нуля при $k \geq 1$; символ \Rightarrow в (18) позначає відповідність оригіналу зображеню розглянутої функції.

Слід зазначити, що процес селекції вимірюваних ознак з контролем умови (14) породжує еволюцію системи ідентифікації, що виражається в наближенні функцій поточного стану системи $\hat{f}_j(N), \hat{d}_j(N), \hat{s}_j(N)$ через проміжні стани, описувані моделями $\hat{f}'_j(N), \hat{d}'_j(N), \hat{s}'_j(N)$, до атTRACTорів у вигляді конкретних моделей $f_j(N), d_j(N), s_j(N)$. Цей процес повторюється зі зміною зовнішніх умов

ідентифікації – відновлення або уточнення значень ознак апостеріорної множини із часом тощо [10]. Таким чином, досягається самоорганізація системи шляхом приведення вихідного її стану до впорядкованого (з меншою ентропією). Свідченням упорядкованості системи ідентифікації є вузлова прив'язка за параметром N ознак апостеріорної множини до конкретного ОІ – R_i .

Об'єднання ознак здійснюється послідовно в межах категорій і за категоріями. Для цього застосовується технологія вкладених згорток з нелінійною схемою компромісів [4].

За згорткою формуються узагальнені ознаки для кожного R_i -го ОІ з апріорної множини ознак P_{Ei} і попередньо ідентифікованих ознак з апостеріорної множини P_i :

$$\begin{aligned} P_{Ei} &= \sum_{j=1}^{m_i} \gamma_{f0ij} [1 - f_{0ij}]^{-1} + \sum_{l=1}^{L_i} \gamma_{d0il} [1 - d_{0il}]^{-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \gamma_{s0ik} [1 - s_{0ik}]^{-1}, \\ P_i &= \sum_{j=1}^{m_i} \gamma_{f0ij} [1 - \hat{f}_{0ij}]^{-1} + \sum_{l=1}^{L_i} \gamma_{d0il} [1 - \hat{d}_{0il}]^{-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \gamma_{s0ik} [1 - \hat{s}_{0ik}]^{-1}. \end{aligned} \quad (19)$$

Нормування ознак здійснюється щодо суми значень за всіма ОІ. Числові значення міри відповідності ОІ його узагальненним даним апріорної множини ознак розраховується згідно з виразами:

$$W_1 = \frac{P_1}{P_{E1}}, W_2 = \frac{P_2}{P_{E2}}, \dots, W_i = \frac{P_i}{P_{Ei}}, \dots, W_n = \frac{P_n}{P_{En}}. \quad (20)$$

Рішення про ідентифікацію об'єкта приймається за виконання умови $W_i > 0,5$.

Таким чином, запропоновано підхід до вирішення завдання ідентифікації у вигляді математичної моделі (19) для умов великої розмірності й істотної динаміки зміни зовнішніх умов. Сформована модель базується на принципі самоорганізації, реалізованому з використанням методів побудови й дослідження статистичних моделей, ДП і багатокритерійного аналізу.

Розрахунковий приклад для перевірки працездатності викладеного підходу полягає у такому. Нехай для деякого ОІ з відомою апріорною множиною ознак у вигляді даних $D_i \mathbf{d}_{L_i+1}$ отримана апостеріорна множина $\hat{D}_i \mathbf{d}_{L_i+1}$, модифікована до зростаючого ряду (табл. 1). У прикладі вибірка апостеріорних ознак містить тільки одне грубе вимірювання, що не належить ОІ – для R_{x_5} . Розглянутий випадок із тривіальним розв'язком дозволяє чітко оцінити працездатність запропонованого підходу до ідентифікації. У таблиці 1 прийняті позначення: $D_i \mathbf{d}_{L_i+1}$ – оцінки апріорних даних, отримані при використанні апріорних моделей, побудованих за вибіркою $D_i \mathbf{d}_{L_i+1}$; вважаються відомими ідеальні (без випадкових помилок вимірювань) елементи апостеріорних множин ознак $\hat{D}_i \mathbf{d}_{L_i+2}$; $\hat{D}_i \mathbf{d}_{L_i+4}$ – зашумлені помилками вимірювань з нормальним законом розподілу, нульовим середнім і з дисперсією, що дорівнює 0,2 од., елементи апостеріорної множини ознак; $\hat{D}'_i \mathbf{d}_{L_i+3}$ – оцінки елементів апостеріорної множини ознак, отримані при використанні апостеріорних моделей з повною вибіркою вимірювань; $\hat{D}'_i \mathbf{d}_{L_i+4}$ – оцінки елементів апостеріорної множини ознак, отримані при використанні апостеріорних моделей за вільною від ГВ вибіркою. Виявлення ГВ проведено з використанням рівняння (11).

Таблиця 1
Модифіковані апріорні й апостеріорні множини ознак

Ознака		Об'єкт ідентифікації									
		R_{x_1}	R_{x_2}	R_{x_3}	R_{x_4}	R_{x_5}	R_{x_6}	R_{x_7}	R_{x_8}	R_{x_9}	$R_{x_{10}}$
1	$D_i \mathbf{d}_{L_i+1}$	1,20	2,40	4,50	6,00	8,00	10,00	12,00	13,60	17,20	20,60
2	$D_i \mathbf{d}_{L_i+2}$	1,35	2,65	4,14	5,83	7,72	9,80	12,08	14,56	17,23	20,10
3	$\hat{D}_i \mathbf{d}_{L_i+3}$	1,20	2,40	4,50	6,00	9,20	10,00	12,00	13,60	17,20	20,60
4	$\hat{D}_i \mathbf{d}_{L_i+4}$	1,61	2,72	4,86	5,73	8,73	10,22	11,76	13,85	16,86	20,81

5	$\hat{D}_i \hat{d}_{L_i}^1$	1,75	2,98	4,41	6,05	7,88	9,92	12,16	14,60	17,25	20,09
6	$\hat{D}'_i \hat{d}_{L_i}^1$	1,81	2,91	4,25	5,83	7,64	9,68	11,96	14,48	17,23	20,21

За вибіркою $D_i \hat{d}_{L_i}^1$ з використанням методу найменших квадратів отримано апріорні моделі вигляду:

$$d \approx 0,2517 + 1,00039N + 0,0981N^2. \quad (21)$$

Аналогічним чином за повною вибіркою $\hat{D}_i \hat{d}_{L_i}^1$ отримано апостеріорну модель:

$$\hat{d}_i \approx 0,7297 + 0,9257N + 0,1011N^2, \quad (22)$$

а за вибіркою без ГВ – модель вигляду:

$$d' \approx 0,9471 + 0,7512N + 0,1176N^2. \quad (23)$$

Порівняння моделі (21) з (22) і (23), згідно з (17), дозволяє одержати величини квадрата нев'язки площ фігур, обмежених ними: $\delta = 2,0451$; $\delta' = 0,0592$. Отримані значення свідчать, принаймні, про виконання внутрішньої нерівності (14). Отже, для розглянутого спрощеного прикладу елементи апостеріорної множини $\hat{D}_i \hat{d}_{L_i}^1$ можна прийняти належними ОІ, крім R_{x_5} . Елементарна операція зіставлення номерів апріорної й апостеріорної множин до їхньої трансформації в монотонний ряд для ОІ R_i й R_{x_i} тут також не наводиться. Таким чином, можна стверджувати про зменшення ентропії вихідного стану системи (взаємозв'язки ОІ – ознака), що характеризується апостеріорною множиною ознак $\hat{D}_i \hat{d}_{L_i}^1$. Отже, розглянутий приклад демонструє реалізованість ідентифікації на основі самоорганізації.

Висновки. У ході досліджень сформовано математичну модель синтезу структури ергатичної інформаційно-керуючої системи з використанням методів багатокритерійного аналізу на базі концепції ситуаційного керування. У статті також запропоновано математичну модель ідентифікації на основі самоорганізації, яка має властивості упорядкування створення й еволюції структур: об'єкти ідентифікації – апостеріорні ознаки. Ефективне використання моделі можливе в завданнях великої розмірності.

Список використаної літератури:

1. Цвиркун А.Д. Основы синтеза структуры сложных систем / А.Д. Цвиркун. – М. : Наука, 1982. – 200 с.
2. Основы моделирования сложных систем : учеб. пособ. / под ред. И.В. Кузьмина. – К. : Высшая школа, 1981. – 360 с.
3. Поспелов Д.А. Ситуационное управление: теория и практика / Д.А. Поспелов. – М. : Наука, 1986. – 288 с.
4. Сложные технические и эргатические системы: метод использования / А.Н. Воронин, Ю.К. Зиатдинов, А.В. Харченко и др. – Х. : Факт, 1997. – 240 с.
5. Потапов А.С. Распознавание образов и машинное восприятие: Общий подход на основе принципа минимальной длины описания / А.С. Потапов. – СПб. : Политехника, 2007. – 548 с.
6. Вопросы статистической теории распознавания / под ред. В.В. Варского. – М. : Сов. радио, 1967. – 399 с.
7. Ковбасюк С.В. Алгоритм виявлення аномальних радіолокаційних вимірювальних систем / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, Є.Ю. Пономарьов // Вісник ЖДТУ / Серія : Технічні науки. – 2003. – № 3 (27). – С. 79–83.
8. Пухов Г.Е. Дифференциальный анализ электрических цепей / Г.Е. Пухов. – К. : Наук. думка, 1982. – 496 с.
9. Харченко В.П. Нелінійне та багатокритеріальне моделювання процесів у системах керування рухом : монографія / В.П. Харченко, О.О. Писарчук. – К. : Інститут обдарованої дитини, 2015. – 284 с.
10. Система локального і глобального динамічного моніторингу параметрів навколошнього середовища реального часу : монографія / Ю.Я. Бобало, Ю.Т. Данік, М.М. Климан та ін. – Львів : Укр. акад. друкарства, 2013. – 452 с.

ПИСАРЧУК Олексій Олександрович – доктор технічних наук, старший науковий співробітник, начальник кафедри радіоелектронної боротьби та захисту інформації Житомирського військового інституту імені С.П. Корольова Державного університету телекомуникацій.

Наукові інтереси:

– аналіз та синтез складних інформаційно-керуючих систем (моделювання, обробка інформації, оптимізація).

Тел.: (0412) 45-04-91.

E-mail: PlatinumPA@meta.ua.

Стаття надійшла до редакції 20.11.2014