

β_j - число переходов нулей в единицу.

Очевидно, что в случае $\alpha_j = \beta_j = 0$, в качестве частного случая будет получено выражение (3), и, следовательно, передача сообщения будет проведена без ошибок. Во всех остальных случаях сообщение будет передано с ошибкой. Вероятность ошибочного перехода сообщения i -го пакета в одно из $M-1$ возможных пакетов сообщений

$$\rho_{i_{\text{ош}}} = \sum_{\alpha_j=0}^{k_i} \sum_{\beta_j=0}^{n-k_i} C_{k_i}^{\alpha_j} C_{n-k_i}^{\beta_j} \rho_{11}^{k_i-\alpha_j} \rho_{00}^{n-k_i-\beta_j} \rho_{10}^{\alpha_j} \rho_{01}^{\beta_j} - \bar{\rho}_i \quad (8)$$

В случае если ошибочным будет только одно сообщение из трех, то ошибка будет исправлена за счет двух остальных правильных сообщений в пакете. Наиболее опасной ошибкой будет случай, когда два или даже все три сообщения будут иметь одни и те же ошибки. Вероятности такого события соответственно равны $3\rho_{i_{\text{ош}}}^2(1-\rho_{i_{\text{ош}}}^2)$ и $\rho_{i_{\text{ош}}}^3$.

Соответственно вероятность необнаруживаемых ошибок

$$V = \sum_{i=1}^M \bar{\rho}_i (3\rho_{i_{\text{ош}}}^2 - 2\rho_{i_{\text{ош}}}^3). \quad (9)$$

Тогда вероятность обнаруживаемых ошибок определится как

$$Z = W - V = 1 - \Pi - V. \quad (10)$$

Таким образом, используя полученные выше выражения, можно рассчитать качество получаемых сообщений при передаче каждого из них с помощью пакета, состоящего из трех одних и тех же сообщений, что позволяет произвести сравнительную характеристику соответствующей системы связи по сравнению с системами, использующими другие методы повышения надежности передачи информации.

SUMMARY

An original (new) methodics of probability of discovered and nondiscovered errors computation in the systems of special type transmission with major coding principle is worked out. In such communication is transmitted for several times and the information, transmitted most often, is considered to be correct. The rest of transmissions are considered to be mistaken.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Борисенко А.А., Онанченко Е.Л. Оценка помехоустойчивости неразделимых кодов / Вісник Сумського державного університету, 1994. - №2. - С. 64-68.
2. Колесников В.Н. Оптимальный избыточный синтез многоканальных структур ЦВМ. - М., Сов. радио, 1976. - 176 с.

Поступила в редколлегию 23 сентября 1998 г.

УДК 681.518.25:007:519.711.3

ПРОГНОЗУВАННЯ МОМЕНТУ ПЕРЕНАВЧАННЯ СИСТЕМИ РОЗПІЗНАВАННЯ

А.С.Краснопоясовський, доц.; В.В.Марченко, асп.

Підтримка високої функціональної ефективності системи розпізнавання, що навчається, (СРН) обумовлює необхідність прогнозування зміни параметрів навчання, яка викликана дрейфом у часі вершин еталонних векторів (ЕВ) образів розпізнавання.

МЕТОДОЛОГІЧНІ ТА ТЕОРЕТИЧНІ ПОЛОЖЕННЯ ПІДХОДУ

Природним розвитком методології прогнозування зміни стану складного об'єкта розпізнавання стала поява нового кібернетичного напрямку — класифікаційного прогнозування [1]. Класична постановка задачі класифікаційного прогнозування полягає в наступному. Нехай у момент навчання СРН t_0 для абетки класів розпізнавання $\{X_m^0 | m = 1, \dots, M\}$, де X_m^0 - клас розпізнавання за навчальною вибіркою (НВ) $\{x_m^{(n)} | m = 1, \dots, M; n = 1, \dots, n^*\}$ сформовано статистику $S = \{S_m\}$, що характеризує абетку $\{X_m^0\}$. Треба на екзамені за реалізаціями образу $\{x_m^{(n)}\}$ прийняти рішення про відповідність статистики S інформаційній здатності СРН в момент часу $t_v, v = 1..k$.

Розглянемо один із шляхів розв'язання сформованої задачі в рамках методу функціонально-статистичних випробувань (МФСВ). Відмінною властивістю МФСВ є оптимізація процесу навчання СРН за інформаційним критерієм функціональної ефективності (КФЕ), який при двохальтернативному розв'язанні та рівноймовірних гіпотезах має вигляд [2]

$$E_m = 1 + \frac{1}{2} \left(\frac{D_1}{D_1 + \beta} \log_2 \frac{D_1}{D_1 + \beta} + \frac{\beta}{D_1 + \beta} \log_2 \frac{\beta}{D_1 + \beta} + \frac{\alpha}{\alpha + D_2} \log_2 \frac{\alpha}{\alpha + D_2} + \frac{D_2}{\alpha + D_2} \log_2 \frac{D_2}{\alpha + D_2} \right), \quad (1)$$

де α, β, D_1, D_2 — точнісні характеристики СРН: помилки першого та другого роду, перша та друга достовірності відповідно.

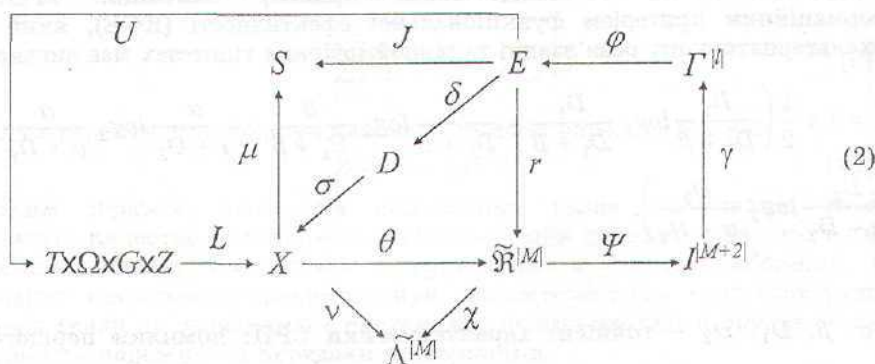
В математичну модель будь-якої СРН складовою частиною входить модель формування даних яка задається множиною $\Delta_k = \langle T, \Omega, X, Z, F, L \rangle$, де T - множина моментів часу зняття інформації; Ω - простір ознак розпізнавання (ОР); G, X - множини вхідних і вихідних змінних відповідно; Z - множина станів системи; $F: T \times \Omega \times G \times X \rightarrow Z$ - оператор переходів; $L: T \times \Omega \times G \times Z \rightarrow X$ - оператор формування вибіркової послідовності.

При прийнятті гіпотези нечіткої компактності реалізацій образу, яка має на практиці місце в задачах контролю та управління, абетка $\tilde{\Lambda}^{[M]} = \{\tilde{X}_m^0\}$ є нечітким покриттям, яке відображається оператором $v: X \rightarrow \tilde{\Lambda}^{[M]}$, де $M = \text{Card } \tilde{\Lambda}$. При цьому оператор $\Theta: X \rightarrow \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}$, де $\tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}$ - нечітке розбиття, повинен відповідати таким умовам:

$$\begin{aligned} & (\forall \tilde{X}_m^0 \in \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}) [\tilde{X}_m^0 \neq 0]; \\ & (\exists \tilde{X}_k^0 \in \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}) (\exists \tilde{X}_l^0 \in \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}) [\tilde{X}_k^0 \neq \tilde{X}_l^0 \rightarrow \tilde{X}_k^0 \cap \tilde{X}_l^0 \neq 0]; \\ & (\forall \tilde{X}_k \subset \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}) (\forall \tilde{X}_l^0 \in \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}) [\tilde{X}_l^0 \neq \bar{X}_l^0 \rightarrow \text{Ker } \tilde{X}_k^0 \cap \text{Ker } \bar{X}_l^0 = 0]; \\ & \bigcup_{\tilde{X}_m^0 \in \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}} \tilde{X}_m^0 = \tilde{\Lambda}^{[M]}. \end{aligned}$$

Відповідність $\tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}$ покриттю $\tilde{\Lambda}^{[M]}$ реалізується оператором $\chi: \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]} \rightarrow \tilde{\Lambda}^{[M]}$. Позначимо через $P(E_m) \in E$ частково впорядковану підмножину значень КФЕ, які обчислюються на кожному кроці навчання. При цьому E_m^* - максимальний елемент підмножини $P(E_m)$, а множина значень КФЕ має впорядковану структуру $E = \langle\langle P(E_m) \rangle\rangle$. Аналогічну структуру має і множина $S = \langle\langle P(S) \rangle\rangle$, де $P(S)$ - підмножина порядкових статистик, обчислених на кожному кроці навчання, і де максимальним елементом є екстремальна порядкова статистика (ЕПС) S_m^* . При цьому, визначення підмножини $P\{S_m^*\} \subset S$ здійснюється в результаті бієктивного відображення $J: E \rightarrow S$.

Функціональна діаграма відображень процесу прогностичного навчання в рамках МФСВ має вигляд



Діаграма (2) складається з трьох контурів зворотного зв'язку та двох комутативних кілець. Контур $\boxed{I^{[M+2]} \xrightarrow{\Psi} \Gamma^{[l]} \xrightarrow{\phi} E \xrightarrow{r} I^{[M+2]}}$

розв'язує задачу дискримінантного топологічного аналізу: побудова оптимальних в інформаційному сенсі відокремлювальних гіперповерхонь (РГП). В цей контур входять такі оператори: $\Psi: \mathfrak{R}^{[M]} \rightarrow I$ - оператор класифікації, який визначає належність наявної реалізації образу одному із елементів множини гіпотез (розв'язань) $I^{[M+2]} = \{1, 2, \dots, M, M+1, M+2\}$, де $M+1$ визначає необхідність донавчання СРН у випадку низької достовірності розпізнавання на екзамені, а $M+2$ - перенавчання, тобто формування нових параметрів навчання; $\gamma: I^{[M+2]} \rightarrow \Gamma^{[l]}$ - оператор відображення множини гіпотез на множину точнісних характеристик $\Gamma^{[l]}$, де l - потужність множини; $\phi: \Gamma^{[l]} \rightarrow E$ - оператор відображення множини $\Gamma^{[l]}$ на множину інформаційних мір $E \in [0; 1]$; $r: E \rightarrow \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]}$ - оператор процедури оптимізації параметрів РГП за інформаційним КФЕ. Контур $\boxed{I^{[M+2]} \xrightarrow{\psi} \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]} \xrightarrow{\delta} \tilde{\mathfrak{R}}^{[M]} \xrightarrow{\sigma} X}$, де $W = Q \circ \psi \circ \gamma \circ \phi$, здійснює оптимізацію в інформаційному сенсі системи контрольних припусків на ОР [3]. Тут $\delta: E \rightarrow D$ - оператор, що реалізує ітераційний процес оптимізації контрольних припусків (множина D), і $\sigma: D \rightarrow X$ - оператор відображення

множини D на вибірку множини X . Контур $\boxed{L \rightarrow W \rightarrow U}$ дозволяє оптимізувати в інформаційному сенсі план навчання, де $U: E \rightarrow T \times \Omega \times G \times Z$ - оператор, що реалізує ітеративний процес оптимізації плану навчання. І, нарешті, оператор $\mu: X \rightarrow s$, що формує ЕПС, які розглядаються, наприклад, як функція

$$S_{m,n} = \sum_{n=1}^n \left(\frac{k_{m,n} - \bar{k}_{m,n}}{s_{m,n}} \right)^2, \quad (3)$$

де $k_{m,n}$ - кількість успіхів при n -му випробуванні (під успіхом мається на увазі знаходження значення ОР у своєму полі контрольних припусків); $\bar{k}_{m,n}$, $s_{m,n}^2$ - вибіркові середнє та дисперсія відповідно. Статистика (3) має розподіл χ^2 і є нормованою характеристикою кількості успіхів за n^* випробувань.

В рамках МФСВ можливі такі два підходи до визначення моменту перенавчання. Перший підхід передбачає корекцію параметрів РГП з урахуванням тренда ЕВ та зміною значень ЕПС при незмінному обсязі вибірки. Інший підхід враховує те, що координати ЕВ і реалізацій образу залежать від результату порівняння значень ОР з відповідними контрольними припусками. Тому задачу прогнозування моменту перенавчання СРН може бути зведено до прогнозування зміни в часі контрольних припусків на ОР. Це дозволяє приймати рішення про стан СРН при сталих параметрах РГП. Такий підхід є виправданим при нормативному прогнозуванні зміни різних показників складної системи. Загальним для даних підходів є те, що оцінка точності прогнозу ε_p здійснюється шляхом порівняння значень інформаційних КФЕ, які обчислюються в поточний та в попередній моменти:

$$\varepsilon_n = |E(t_v) - E(t_{v-1})| \leq \varepsilon_{np}, \text{ де } \varepsilon_{np} - \text{припустима похибка прогнозу.}$$

ПІДГОТОВЧИЙ ЕТАП

На підготовчому етапі здійснюється формування абетки класів розпізнавання, НВ, ЕВ, визначення мінімальної довжини NM репрезентативної НВ і оптимальних в інформаційному сенсі параметрів навчання [3], а також значень ЕПС і утворення їх варіаційного ряду $\{\{S_{m,n}^*\}\}$.

ОПИС АЛГОРИТМУ ПРОГНОЗУВАННЯ МОМЕНТУ ПЕРЕНАВЧАННЯ СРН

На рисунку 1 наведено структурну схему алгоритму екзамену із визначенням моменту перенавчання СРН. Вхідні дані: $\{EV[K]\}$, $\{DOP[K]\}$ - масиви ЕВ та оптимальних в інформаційному сенсі радіусів РГП відповідно, які отримано на попередньому етапі навчання, $K = \overline{1, M}$ - змінна числа класів розпізнавання; $\{SN[K]\}$; $\{SV[K]\}$ - масиви нижніх і верхніх довірчих меж блоків варіаційного ряду ЕПС відповідно; $\{XP[I, J]\}$ - бінарний масив реалізацій образу, що розпізнається, $I = \overline{1, N}$ - змінна числа ОР, $J = \overline{1, NM}$ - змінна числа реалізацій образу. Вихідними даними є взаємно виключні повідомлення про індекс розпізаного класу або про необхідність перенавчання СРН.

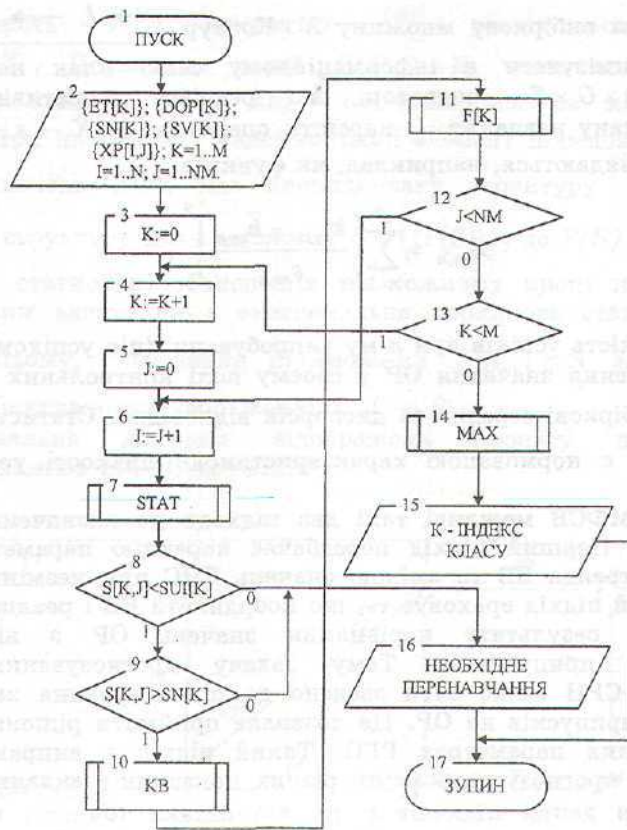


Рисунок 1- Структурна схема алгоритму екзамену з перенавчанням

Оскільки статистика $S_{m,n}^*$ є випадковою величиною, то блоки варіаційного ряду розділяються довірчим коридором, ширина якого дорівнює сумі $K_{1-Q/2}(NM-1) + K_{Q/2}(NM-1)$, де $K_{1-Q/2}(NM-1)$, $K_{Q/2}(NM-1)$ - квантілі функції розподілу χ^2 з $NM-1$ ступенями свободи, що визначають відповідно нижню та верхню межі довірчого коридора $P\{K_{1-Q/2}(NM-1) < S_{m,n}^* < K_{Q/2}(NM-1)\} = 1 - Q$, який покриває значення статистики $S_{m,n}^*$ з довірчою імовірністю $1-Q$, де Q - рівень статистичної значущості. Нижня і верхня довірчі межі K -го блоку відповідно дорівнюють:

$$SN[K] = \frac{S_{m,n}^* - S_{m-1,n}^*}{2} + K_{1-Q/2}^{(m)}(NM-1); \quad (4)$$

$$SN[K] = \frac{S_{m+1,n}^* - S_{m,n}^*}{2} - K_{Q/2}^{(m)}(NM-1). \quad (5)$$

Блоки 7,10,11 обчислюють відповідно поточні значення статистики $S[K]$ за формулою (3), кодові відстані між вектором $ET[K]$ і реалізацією $XP[I,J]$ та функції належності - за формулою

$$F[K] = 1 - \frac{KB[K]}{DOP[K]}, \quad (6)$$

де $KB[K] = a\{ET[K \oplus XP[I, J]]\}$ - кодова відстань між EB і поточною реалізацією $XP[I, J]$; \oplus - оператор складання за модулем 2. Блоки 8 і 9 перевіряють належність статистики своєму блоку варіаційного ряду. Якщо умови порівняння не виконуються, то видається повідомлення про необхідність перенавчання СРН. Блок 14 усереднює функції належності для всіх класів і знаходить максимальне значення, що характеризує розпізнаний клас.

На рисунку 2 наведено експериментальні значення порядкових статистик, що обчислювались за формулою (3) в процесі навчання АСУТП, яка використовується для управління технологічним процесом хімічної металізації отворів друкованих плат в НВО "Електроніка" (м. Воронеж, Росія) [4]. Тут крива 1 - статистика, що характеризує статистичні властивості реалізацій першого класу, який відповідає бажаному функціональному стану АСУТП. Статистики 2,3 відповідають роботоздатному стану АСУТП, але за наявності дефектів, що обумовлені відповідно відмовою сифонного насоса, який подає розчин із ванни хімічного міднення в блок контролю рН - метрів, і розгерметизацією вимірного тракту контрольно-дозуючого приладу, що призводить до появи в ньому повітряних пухирців, які впливають на результати вимірів. Аналіз рисунка 2 показав, що значення статистик збільшуються при зменшенні числа успіхів k_n в реалізаціях образів. На рисунку 3 показано зміну у часі (щодобово) значень ЕПС для розглянутих трьох класів, яка обумовлена зміною концентрації основних компонентів розчину ванни хімічного міднення - сірководнюку міді, їдкого натру і формаліну.

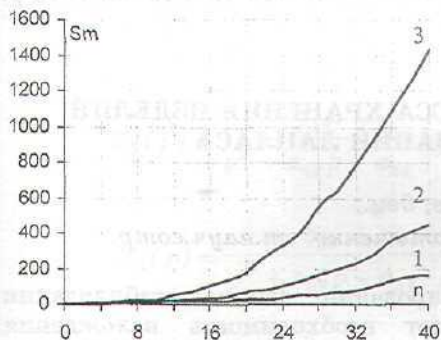


Рисунок 2

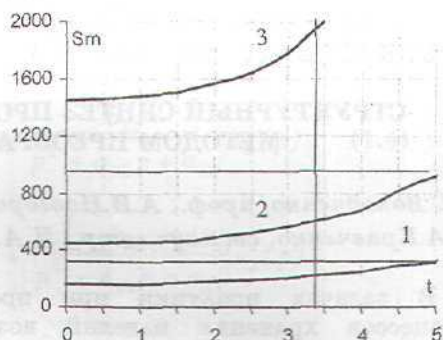


Рисунок 3

Розглянутий алгоритм екзамену з точки зору викладання проблеми є спрощеним. Для його удосконалення необхідно, наприклад, додатково використовувати масиви значень статистик $\{S_{m,n}^*\}$, здобутих на попередніх екзаменах, довірчі коридори для різних рівнів значущості та інше.

ПРИКІНЦЕВІ ПОЛОЖЕННЯ

Оскільки при зміщенні в часі вершин EB в просторі ОР геометричні параметри РГП залишаються незмінними, то це призводить до зменшення достовірності розпізнавання на екзамені. Для підтримки належної ефективності функціонування СРН необхідно її перенавчати з метою корекції параметрів навчання. Як одновимірну статистичну

характеристику вибіркової послідовності запропоновано ЕПС у вигляді (3). При дрейфі в часі ЕВ зменшується імовірність знаходження поточних значень ОР у своїх контрольних припусках. Це викликає зміну в часі значень ЕПС. Тоді для визначення моменту перенавчання СРН достатньо оцінити ступінь наближення значення поточної ЕПС до межі довірчого коридора. Вихід будь-якої ЕПС за межі свого коридора призводить до невідмінності в статистичному сенсі вибірових послідовностей, що робить необхідним перенавчання СРН.

SUMMARY

The application of extreme ordinal statistic with χ^2 distribution function as statistical characteristic of selection sequence for definition of a moment of re-learning of discernment system has been considered.

The algorithm of a prognostic examination for hypothesis of illegible situation of an image realisations based on functional statistical tests method has been offered.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Гаскаров Д.В., Голикевич Г.А., Мозгалевский А.В. Прогнозирование технического состояния и надёжности радиоэлектронной аппаратуры. - М.: Советское радио, 1974. - 223с.
2. Красноясовський А.С., Черниця А.В. Оцінка функціональної ефективності системи розпізнавання, що навчається // Вісник Сумського державного університету. - 1998. - №8. - С.22-28.
3. Красноясовський А.С. Математична модель та алгоритми дискримінаційного аналізу //Современные технологии машиностроения: Тематический сборник научных статей/Отв. ред. Н.В.Захаров.-Вып.1. - Киев: ИСМО, 1997. - С.152-157.
4. Сергеев В.П., Проценко И.Г., Красноясовский А.С. Опыт проектирования информационного обеспечения обучающейся АСУТП // Электронная техника. Сер.9. Экономика и системы управления. - Вып.2. - 1987. - С.53-56.

Надійшла до редколегії 12 травня 1998 р.

УДК 62-52:621

СТРУКТУРНЫЙ СИНТЕЗ ПРОЦЕССА ХРАНЕНИЯ ИЗДЕЛИЙ МЕТОДОМ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ ЛАПЛАСА

Г.С.Володченко, проф.; А.И.Новгородцев, доц.;

В.А.Кравченко, ст.науч.сотр.; И.А.Мартыненко, ст.науч.сотр.

В задачах практики при проектировании систем стабилизации процессов хранения изделий возникает необходимость нахождения структуры процесса, определяющего взаимосвязь между входными воздействиями (влияние факторов окружающей среды) и выходными фазовыми координатами (изменение температуры и влажности хранимых изделий). При этом взаимосвязь между входными и выходными величинами осуществляется с помощью параметрической передаточной функции, описывающей структуру процесса хранения изделий.

В настоящей работе рассматривается решение задачи нахождения структуры процесса хранения изделий методом преобразований Лапласа в параметрическом пространстве.

Пусть процесс хранения изделий описывается системой нестационарных дифференциальных уравнений [1] вида

$$\ddot{Z}_1(t) + a_{21}(t)\dot{Z}_1(t) + a_{11}(t)Z_1(t) = b_{11}(t)v_1(t) + b_{21}(t)v_2(t),$$

$$\ddot{Z}_2(t) + a_{42}(t)\dot{Z}_2(t) + a_{32}(t)Z_2(t) = b_{12}(t)v_1(t) + b_{22}(t)v_2(t), \quad (1.1)$$

$$\ddot{Z}_3(t) + a_{63}(t)\dot{Z}_3(t) + a_{53}(t)Z_3(t) = b_{13}(t)v_1(t) + b_{23}(t)v_2(t).$$