

Селективне перехоплення динамічних інформативних повідомлень у багатоканальній системі зв'язку

Л.М. Шлепаков

Інститут математики НАН України, Київ

Для ряда марковских моделей движения информативных сообщений в многоканальной системе связи и одного поискового устройства, нацеленного на перехват сообщений определенного типа, введены коэффициенты эффективности функционирования системы поиска и обнаружения.

For a set of the Markov models of content-carrying messages in a multi-channel communications system and a single search device aimed at intercepting certain type messages, the effectiveness coefficients of the system for the search and detection system are introduced.

У багатоканальній системі зв'язку по N каналах передаються різного типу повідомлення. Є один пошуковий пристрій, налаштований на виявлення і перехоплення інформативних повідомлень певного обраного виду і змісту (типу).

Нехай по кожному i -му каналу ($i = \overline{1, N}$) переміщуються повідомлення тільки двох типів e_0 і e_1 . Повідомлення типу e_0 не мають оперативного інтересу, а повідомлення e_1 — шукані інформативні повідомлення. Всі шукані повідомлення e_1 випадковим чином, незалежно одне від одного, з'являються в одному з N каналів системи, не перетинаючись по часу між собою. Така ситуація стосовно повідомлення e_1 може бути змодельована як перехід e_1 з одного каналу в інший. Рух пошукового пристрою (ПП) по каналах системи зв'язку

може бути випадковим або не випадковим. ПП підключається до одного з каналів та перебуває там певний час, необхідний для встановлення типу повідомлення. Ймовірність правильного розпізнавання повідомлень пошуковим пристроєм залежить від часу перебування ПП у даному каналі та часу перебування певного повідомлення в ньому. Причому, якщо пошуковий пристрій розпізнає повідомлення типу e_0 , то він негайно закінчує пошук на цьому каналі та перемикається на інший, а якщо це повідомлення типу шуканого e_1 , то ПП у режимі перехоплення супроводжує його до кінця перебування e_1 у даному каналі й лише після цього перемикається на інший канал.

Динаміку переміщення повідомлень можна описати нерозривним ланцюгом Маркова $S_0(t)$ з множиною станів $\{0, 1, \dots, N-1\}$ та інфінітезимальною матрицею

$$A_0 = \{\lambda_{ij}^{(0)}, i, j = \overline{0, N-1}\}.$$

Параметр $\lambda_i^0 = -\lambda_{ii}^{(0)}$ — параметр експоненційного розподілу часу перебування повідомлення в i -му каналі; для $i \neq j$ $(\lambda_{ij}^{(0)})/(\lambda_i^0)$ — ймовірність того, що наступним після i -го буде j -й канал, у якому з'являться повідомлення.

Пошуковий пристрій (ПП) випадковим чином переходить з каналу в канал. Динаміку переміщення ПП описує ланцюг Маркова $S_1(t)$ з тим самим фазовим простором та твірною матрицею

$$A_1 = \{\lambda_{ij}^{(1)}, i, j = \overline{0, N-1}\},$$

де $\lambda_i^1 = -\lambda_{ii}^{(1)}$ — параметр експоненційного розподілу часу перегляду i -го каналу пошуковим пристроєм (ПП); для $i \neq j$ відношення $(\lambda_{ij}^{(1)})/(\lambda_i^1)$ — ймовірність вибору j -го каналу після перегляду i -го.

В даній роботі досліджено та обґрунтовано декілька підходів до оцінки ефективності виявлення та перехоплення ПП шуканих повідомлень e_1 за заданий оперативний час [1] (для марковської та напівмарковської моделей).

Для ймовірності $P^{(k)}(t, i, z) = P\{S_k(t) = z \mid S_k^0 = i\}$ справедливе рівняння марковського відновлення [2]

$$P^{(k)}(t, i, z) = \delta_{iz} e^{-\lambda_i^{(k)} t} + \sum_{m \neq i} \int_0^t du \lambda_{im}^{(k)} e^{-\lambda_i^{(k)}(t-u)} P^{(k)}(u, m, z), \quad (1)$$

де

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i = j, \\ 0, & \text{якщо } i \neq j. \end{cases}$$

Динаміку процесу взаємодії багатоканальної системи і ПП опишемо співвідношенням

$$S(t) = \{S_0(t), S_1(t)\}$$

з фазовим простором

$$E = \{\overline{(0, N-1)}, \overline{(0, N-1)}\}.$$

Теорема 1. Якщо параметри Λ_1 пошукового пристрою (ПП) не залежать від параметрів Λ_0 , то процес $S(t)$ є ланцюгом Маркова з інфінітезимальною матрицею розмірності $N^2 \times N^2$

$$\Lambda = \{\lambda_{kk'} : k' = (i', j')\},$$

де

$$\lambda_{kk'} = \begin{cases} -\lambda_i^{(0)} - \lambda_j^{(0)}, & \text{якщо } i' = i, \quad j' = j; \\ \lambda_{ii'}^{(0)}, & \text{якщо } i' \neq i, \quad j' = j; \\ \lambda_{jj'}^{(0)}, & \text{якщо } i' = i, \quad j' \neq j; \\ 1, & \text{якщо } i' \neq i, \quad j' \neq j. \end{cases} \quad (2)$$

Доведення. $S_0^{(t)}$ та $S_1^{(t)}$ — незалежні ланцюги Маркова, отже, $S(t)$ також є ланцюгом Маркова.

Нехай $P(t, k, k') = P\{S_0(t) = i', S_1(t) = j' \mid S_0(0) = i, S_1(0) = j\}$, де $k = (i, j)$, $k' = (i', j')$.

Враховуючи ймовірнісну суть елементів інфінітезимальної матриці [3], а саме,

$$P^{(s)}(\Delta, r, r') = \lambda_{rr'} \Delta + o(\Delta), \quad r' \neq r,$$

$$1 - P^{(s)}(\Delta, r, r) = -\lambda_{rr} \Delta + o(\Delta), \quad \Delta > 0, \quad s = 0, 1,$$

та з огляду на незалежність подій

$$P(t, k, k') = P^{(0)}(t, i, i') \cdot P^{(1)}(t, j, j'),$$

отримаємо для $\Delta > 0$

$$P(\Delta, k, k') = \begin{cases} o(\Delta), & \text{якщо } i' \neq i, \quad j' \neq j; \\ \lambda_{ii'} \Delta + o(\Delta), & \text{якщо } i' \neq i, \quad j' = j; \\ \lambda_{jj'} \Delta + o(\Delta), & \text{якщо } i' = i, \quad j' \neq j; \end{cases}$$

та $1 - P(\Delta, k, k') = \sum_{k' \neq k} P(k, k') = \sum_{i' \neq i} \Lambda_{ii'}^{(0)} \Delta + \sum_{j' \neq j} \Lambda_{jj'}^{(1)} \Delta + o(\Delta) =$
 $= (\lambda_i^{(0)} + \lambda_j^{(0)}) \Delta + o(\Delta)$. Співвідношення (2) доведено.

Позначимо через $Z = \{(0, 0), (1, 1), \dots, (N-1), (N-1)\}$ частину фазового простору $S(t)$, в якому повідомлення та ПП знаходяться в однаковому стані. Очевидно, що ПП може виявити інформативне повідомлення лише у випадку, коли $S(t) \in Z$. Отже, ймовірність

$$K_{ij}(t) = P\{S(t) \in Z \mid S(0) = (i, j)\}$$

можна трактувати як коефіцієнт ефективності виявлення повідомлень ПП в каналах систем зв'язку.

Процеси $S_{(0)}(t)$ та $S_{(1)}(t)$ незалежні, тому

$$K_{ij}(t) = \sum_{x=0}^{N-1} P^{(0)}(t, i, x) \cdot P^{(1)}(t, j, x). \quad (3)$$

Нехай вкладені у $S_{(0)}$ та $S_{(1)}$ незвідні ланцюги Маркова з дискретним часом мають відповідні стаціонарні розподіли

$$\rho^{(0)} = (\rho_0^{(0)}, \dots, \rho_{N-1}^{(0)}), \quad \rho^{(1)} = (\rho_0^{(1)}, \dots, \rho_{N-1}^{(1)}).$$

Із співвідношення (3) і з того, що за даних умов

$$P_{(x)}^{(k)} = \lim_{t \rightarrow \infty} P^{(k)}(t, i, x),$$

впливає, що завжди існує

$$P^{(k)}(x) = (\rho_x^{(k)} \frac{1}{\lambda_x^{(k)}}) / \left(\sum_{i=0}^{N-1} \rho_i^{(k)} \frac{1}{\lambda_i^{(k)}} \right).$$

Отже, тоді існує границя

$$K = \lim_{t \rightarrow \infty} K_{ij}(t) = \sum_{x=0}^{N-1} P^{(0)}(x) \cdot P^{(1)}(x) =$$

$$= \left(\sum_{i=0}^{N-1} \rho_i^{(0)} \rho_i^{(1)} \frac{1}{\lambda_i^{(0)} \lambda_i^{(1)}} \right) / \left(\sum_{i,j=0}^{N-1} \rho_i^{(0)} \rho_j^{(1)} \frac{1}{\lambda_i^{(0)} \lambda_j^{(1)}} \right). \quad (4)$$

Коефіцієнт K можна трактувати як стаціонарний коефіцієнт виявлення інформативного повідомлення у багатоканальній системі зв'язку.

Процес оптимізації стаціонарного коефіцієнта K зводиться до такої задачі лінійного програмування:

$$\left\{ \begin{array}{l} K = \sum_{x=0}^{N-1} P^{(0)}(x) \cdot P^{(1)}(x) \rightarrow \max, \\ P^{(1)}(x) \geq 0, \quad x = \overline{0, N-1}, \\ \sum_{x=\overline{0, N-1}} P^{(1)}(x) = 1. \end{array} \right.$$

Зокрема, з (4) випливає, що у випадку, коли

$$P^{(0)}(i) = \frac{1}{N}, \quad i = \overline{0, N-1},$$

тобто, коли стаціонарні ймовірності перебування інформаційних повідомлень у каналах системи зв'язку рівні, то коефіцієнт $K = \frac{1}{N}$ для будь-якої стратегії поведінки ПП.

Залежно від поставленої задачі часто використовують такий коефіцієнт ефективності пошуку заданого інформативного повідомлення: $Q_{ij}^z(t) = P\{\tau_{ij} \leq t\}$ — ймовірність першого виявлення повідомлення впродовж часу t за умови, що повідомлення перебуває в i -му каналі, а ПП — в j -му.

Нехай $\tau_{ij} = \inf\{t \geq 0 : S(t) \in Z, S(0) = (i, j)\}$. Коефіцієнт ефективності пошуку $Q_{ij}^z(t)$ можна подати у вигляді

$$Q_{ij}^z(t) = \sum_{n=0}^{N-1} \int q^z(s, (i, j), (n, n)) ds,$$

де $q^z(t, (i, j), (n, n)) dt = P\tau_{ij} \in (t, t + dt), S(\tau_{ij}) = (n, n)$.

Для знаходження функції q^z скористаємося рівнянням марковського відновлення, яке має вигляд системи N інтегральних рівнянь Вольтерра другого роду

$$\begin{aligned} h(t, (i, j), (n, n)) &= q^z(t, (i, j), (n, n)) + \\ &+ \int_0^t \sum_{m=0}^{N-1} q^z(s, (i_k, j), (m, m)) \cdot h(t-s, (m, m), (n, n)) ds, \end{aligned} \quad (5)$$

де $n = \overline{0, N-1}$.

Щільність функції марковського відновлення h процесу $S(t)$ визначається через уже відомі функції та початкові дані співвідношенням

$$h(t, (i, j), (n, n)) = P^{(0)}(t, i, n) \cdot \sum_{k \neq n} P^{(1)}(t, i, k) \Lambda_{kn}^{(1)} + \\ + P^{(1)}(t, j, n) \cdot \sum_{k \neq n} P^{(0)}(t, i, k) \Lambda_{kn}^{(0)}, \quad (6)$$

до того ж, існує границя $h_c(y) = \lim_{t \rightarrow \infty} h(t, x, y)$, $x \in E$, $y \in Z$, яка не залежить від x .

Розглянемо ще один варіант коефіцієнта ефективності виявлення інформативного повідомлення у багатоканальній системі зв'язку, а саме, M_{ij} — математичне очікування моменту першого виявлення повідомлення при початковому перебуванні повідомлення в i -му каналі, а ПП — у j -му каналі.

Коефіцієнт M_{ij} можна було б визначити через функцію q^z , але якщо вона невідома, то для знаходження M_{ij} можна скористатись наслідком рівняння (5) [4].

Введемо такі позначення:

$$R^z(x, y) = \int_0^\infty q^z(t, x, y) dt,$$

$$M^z(x, y) = \int_0^\infty dt \int_0^\infty d\tau q^z(t + \tau, x, y),$$

$$U(x, y) = \int_0^\infty (h(t, x, y) - h_c(y)) dt, \quad x \in E, \quad y \in Z.$$

Для коефіцієнта ефективності знаходимо $M_{ij} = \sum_{z \in Z} M^z((i, j), z)$.

Теорема 2. Якщо $U(x, y)$ існує, то справедливою є така система співвідношень:

$$U(x, y) = R^z(x, y) + \sum_{z \in Z} R^z(x, z)U(z, y) - h_c(y)M_{ij}, \quad (7)$$

$$\sum_{z \in Z} R^z(x, z) = 1, \quad x \in E, \quad y \in Z. \quad (8)$$

Доведення. Віднімаючи від правої та лівої частин рівняння (5) величину $h_c(y)$ та враховуючи умову нормування

$$\int_0^\infty \sum_{z \in Z} q^z(s, x, z) ds = 1, \quad (9)$$

отримаємо

$$\begin{aligned} h(t, x, y) - h_c(y) &= q^z(t, x, y) + \int_0^t q^z(s, x, z) \cdot (h(t-s, z, y) - \\ &- h_c(y)) ds - h_c(y) \int_t^\infty \sum_{z \in Z} q^z(s, x, z) ds. \end{aligned} \quad (10)$$

Інтегруючи рівняння (10) за змінною t та змінюючи порядок інтегрування згідно теореми Фубіні [5], отримаємо (7). Рівняння (8) є умовою нормування для (9). Співвідношення (1) та (6) використано для визначення $U(x, y)$ і $h_c(x)$. Система (7) – (8) при фіксованому $x \in E$ – це система $(N + 1)$ алгебраїчних рівнянь з $(N + 1)$ невідомими $R^z(x, y)$, M_{ij} .

- [1] Лопатин А.К., Шлепаков Л.Н., Вовкодав Н.Г. О некоторых подходах к решению задач поиска сигналов в многоканальной системе // Проблемы управления и информатики. — 2002. — № 2. — С. 103–114.
- [2] Королюк В.С. Стохастические модели систем. — Киев: Наук. думка, 1989. — 208 с.
- [3] Королюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. — М.: Наука, 1985. — 640 с.
- [4] Бондаренко Г.І. Про один ланцюг рівнянь для операторної функції марковського відновлення напівмарковського процесу // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. — 2003. — № 3. — С. 15–22.
- [5] Колмогоров А.Н., Фомин С.В. Элементы теории функций и функционального анализа. — М.: Наука, 1972. — 496 с.