УДК 621.384

Г.А. Кучук

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ МОМЕНТІВ ЗМІНИ ХАРАКТЕРИСТИК ТРАФІКОВОГО ПРОЦЕСУ

У статті запропонований метод визначення моментів зміни характеристик трафікового процесу, заснований на аналізі заздалегідь зібраної емпіричної інформації про характеристики інтегрального трафіка. Метод розглянутий на прикладі аналізу випадкового процесу, що визначає сімейство випадкових функцій бітової швидкості передачі інформації конкретних сеансів інтегрального трафіка. У пропонуємому методі проводиться оцінка логарифмічної функції відношення правдоподібності. Доведена теорема про те, що оцінка максимуму правдоподібності моменту розладнання випадкового процесу може бути отримана при максимізації відповідної статистики кусково-постійною функцією. Отримано співвідношення для визначення погрішності при знаходженні моменту розладнання.

***Ключові слова**: інтегральний трафік, трафіковий процес, функція відношення правдоподібності, розладнання випадкового процесу, бітова швидкість передачі інформації.*

Вступ

На сьогодні все більш і більш швидкими темпами розвиваються нові інформаційні і телекомунікаційні технології, направлені на підвищення пропускної спроможності існуючих мереж передачі даних. Успіхи в області засобів обчислювальної техніки, використання передаючих середовищ з високими швидкостями передачі і малими значеннями ймовірності помилки, різке збільшення немовного трафіку призвели до створення інфокомунікаційних мереж, що надають широкий спектр різноманітних послуг, таких як високошвидкісна передача файлів даних, відеотелефон, кольорове факсиміле, відеоконференції тощо, підтримуваних мережевим інтегральним трафіком [1].

Аналіз останніх досягнень та публікацій. Для збереження необхідної якості обслуговування мережі, захисту мережевих ресурсів від умисного або ненавмисного їх неправильного використання, запобігання призначеному для користувача перевантаженню і правильності маршрутизації інтегрального трафіку мультисервисної мережі необхідно здійснювати постійний контроль параметрів відповідного трафікового процесу. Проте вирішенню даної проблеми перешкоджає велика кількість чинників, таких як слабка вивченість процесів в телекомунікаційних мережах з інтегральним трафіком, відсутність загальних методик розрахунку характеристик трафіку в таких мережах і ін. [2]. У [3] показано, що широкий діапазон швидкостей передачі – від декількох сотень біт/с до сотень Гбіт/с, статистичний характер інформаційних потоків в інтегральних мережах, велика різноманітність мережевих конфігурацій значно ускладнюють опис трафіку в сучасних інформаційних системах в порівнянні з класичними мережами зв'язку. У [4] обґрунтована вимога наявності можливості будь-якої зміни ширини смуги пропускання каналу між пунктами прийому і передачі, забезпечуваного інфокомунікаційною мережею, причому плавно і практично на будь-яку величину, аж до використання всіх можливих мережевих ресурсів, що робить у ряді випадків неприйнятним для аналізу реального мережевого трафіку використання класичного підходу [5], заснованого на марківських або напівмарківських моделях, управлінні доступом на основі поняття ефективної пропускної здатності [6] і припущеннях про пуассонівський характер потоків. У зв'язку з цим останнім часом з'явилися роботи, в яких аналіз характеристик трафіку проводиться на основі його статистичного характеру в системах з довготривалими залежними процесами на вході [7]. Проте, в загальному вигляді проблема отримання характеристик реального трафіку в мережах з інтегральним трафіком на сьогодні не вирішена [8].

Постановка завдання. Зокрема, суттєвий інтерес представляє рішення задачі визначення часу почала розладнання трафікового процесу, що дозволить розробити методи запобігання перевантаженням, ефективного розподілу ресурсів і ін. Тому **метою даної статті** є розробка методу визначення моментів зміни характеристик трафікового процесу, заснованого на аналізі заздалегідь зібраної емпіричної інформації про характеристики інтегрального трафіку.

1. Початкові дані

Розглянемо мультисервісну мережу, яка має J точкових джерел інтегрального трафіку (ТДІТ) [9]. Хай j-й джерело ($j=\overline{1,J}$) характеризується випадковим процесом $V^{(j)}(t)$, що визначає сімейство випадкових функцій бітової швидкості передачі ін.-формації конкретних сеансів.

Розглянемо на заданому часовому інтервалі $[0,T]$ випадковий процес

$$V(t)=\sum_{j=1}^{J}V^{(j)}(t), \qquad (1)$$

який характеризує бітову швидкість передачі інформації (далі – швидкість) для інтегрального трафіку і має щільність розподілу ймовірності $f(t)$.

Зафіксуємо n відліків $T_1,...,T_n$ на інтервалі $[0,T]$, тоді спостережуваний випадковий процес (1) є послідовністю незалежних випадкових, однаково розподілених величин $V_i(t), i\in\overline{1,n}$ з щільністю розподілу ймовірності $f(V_i)$. Хай за перебіг відліку T_r відбувається зміна властивостей трафіку. По даній реалізації випадкового процесу потрібно оцінити момент, в який відбулася зміна його імовірнісних характеристик. Припустимо, що щільність розподілу ймовірності для (1) після розладнання процесу змінилася з $f(V_i)$ на $f_r(V_i)$. Тоді при даних обмеженнях, враховуючи незалежність складових, мультиплікативну функцію правдоподібності для швидкості інтегрального потоку можна представити таким чином:

$$L(V_1,...,V_I,T_r)=\prod_{\theta=1}^{r-1}f(V_\theta)\cdot\prod_{\theta=r}^{I}f_r(V_\theta).$$

Відповідно, логарифмічну функцію правдоподібності можна представити у вигляді 2-х доданків:

$$\begin{aligned}\ell(V_1,...,V_I,T_r)&=\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\big(f(V_\theta)\big)+\sum_{\theta=r}^{n}\ell n\big(f_r(V_\theta)\big)=\\&=\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\big(f(V_\theta)\big)-\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\big(f_r(V_\theta)\big)+\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\big(f_r(V_\theta)\big)+\qquad (2)\\&+\sum_{\theta=r}^{n}\ell n\big(f_r(V_\theta)\big)=\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right)+\sum_{\theta=1}^{n}\ell n\big(f_r(V_\theta)\big).\end{aligned}$$

При фіксованих значеннях $V_i(t), i\in\overline{1,n}$, в точках відліків $T_1,...,T_n$ і відомій щільності розподілу ймовірності логарифмічна функція правдоподібності є функцією параметра T_r – передбачуваного часу розладнання, тобто її максимум – це верхня оцінка першого доданку в (2) по T_r і оцінку можна провести максимізацією статистики

$$S(T_r)=\sum_{\theta=1}^{r-1}\ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right). \qquad (3)$$

Отже, виходячи з (3), необхідно вирішити задачу оцінювання відношення правдоподібності, що є функцією

$$q=\frac{f(v)}{f_r(v)} \qquad (4)$$

по вибірці розміром n, оскільки другий доданок від моменту T_r не залежить.

2. Наближення функції відношення правдоподібності лінійними сплайнами

Розглянемо дві безперервні функції розподілу випадкових, однаково розподілених величин $V_i(t), i\in\overline{1,n}$

$$F(v) \text{ і } F_r(v),$$

що мають щільність розподілу $f(v)$ і $f_r(v)$ відповідно. По них зроблено дві незалежні вибірки об'ємом n: $x_1,...,x_n$ і $x_1^{(r)},...,x_n^{(r)}$.

Виділимо інтервал зосередження значень даних випадкових величин $[v_{min},v_{max}]$ і розіб'ємо його на m рівних підінтервалів завдовжки Δ (розбиття $\aleph_n$)

$$\Delta_i=\left[v_{min}+\frac{(i-1)\cdot\Delta}{m},v_{min}+\frac{i\cdot\Delta}{m}\right]$$

точками

$$\xi_i=v_{min}+\frac{i\cdot\Delta}{m}.$$

Тоді як спроможна оцінка функції щільності розподілу можна розглядати [10] сплайн-функцію

$$f_n(v,n.m,\alpha)=\sum_{i=1}^{m}\Im(i,v)\cdot\left(\frac{\eta_i+\alpha}{\Delta\cdot\left(m^{-1}+\alpha_n\right)}\right), \qquad (5)$$

де $\Im(i,v)=\begin{cases}1, & v\in\Delta_i;\\0, & v\notin\Delta_i\end{cases}$ – індикатор приналежності відповідному відрізку розбиття;

$\eta_i=\frac{v_i}{n}=\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}dF_n(v)$ – значення емпіричної функції розподілу $F_n(x)$ побудованою по відповідній вибірці, на і-м інтервалі розбиття;

v_i – об'єм вибірки на і-му інтервалі розбиття;

$\alpha_n>0$ – константа регуляризації процесу f, вибрана так, щоб добуток $\alpha_n\cdot n^2\to 0$ при $n\to\infty$.

Отже, відношення правдоподібності (4) можна представити лінійним сплайном

$$q_n(v)=\frac{m^{-1}+\alpha_{n,r}}{m^{-1}+\alpha_n}\cdot\sum_{i=1}^{m}\Im(i,v)\cdot\left(\frac{\eta_i+\alpha_n}{\eta_{i,r}+\alpha_{n,r}}\right), \qquad (6)$$

де $\alpha_{n,r},\alpha_n$ – константи регуляризації для процесів з щільністю розподілу $f(v)$ і $f_r(v)$ відповідно;

$$\eta_{i,r}=\frac{v_i}{n}=\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}dF_{n,r}(x).$$

Спроможність оцінки (6) виходить із спроможності оцінки (5), тобто

$$\left(n\to\infty;\quad \alpha_n\cdot n^2\to 0;\quad \alpha_{n,r}\cdot n^2\to 0\right)\Rightarrow$$
$$\Rightarrow\left(q_n(v)\to q(v)\right).$$

3. Безпосередня оцінка відношення правдоподібності

Завдання оцінки (4) можна звести до рішення інтегральних рівнянь [12, 13]:

$$\int_{v_{min}}^{z} q(v)\,dF_r(v) = F(v), \quad z\in[v_{min}, v_{max}]; \qquad (7)$$

$$\int_{v_{min}}^{z} q^{-1}(v)\,dF(v) = F_r(v), \quad z\in[v_{min}, v_{max}]. \qquad (8)$$

Відповідно до методу, запропонованого в [12] розглянемо квадратичний функціонал

$$\Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right) = \sum_{i=1}^{n}\left(\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} q(v)\,dF_{n,r}(v) - \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} dF_n(v)\right)^2 + \sum_{i=1}^{n}\left(\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} q^{-1}(v)\,dF_n(v) - \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} dF_{n,r}(v)\right)^2 + \alpha_n^{(\Phi)}\cdot\int_{v_{min}}^{v_{max}}\left(q^2(v)+q^{-2}(v)\right)dv, \qquad (9)$$

де константа регуляризації $\alpha_n^{(\Phi)}$ вибирається таким чином, щоб виконувалася умова

$$n\to\infty \quad\Rightarrow\quad \alpha_n^{(\Phi)}\cdot n^2 \to 0 .$$

Теорема. Функція, що мінімізує функціонал (9), є кусково-постійною щодо розбиття $\aleph_n$.

Доказ. Розглянемо функцію, що мінімізує функціонал (9)

$$q_n^{(\alpha_n)}(v) = \arg\min \Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right) \qquad (10)$$

при виконанні стандартних умов для функцій розподілу:

$$\int_{v_{min}}^{v_{max}} dF_n(v) = 1; \qquad (11)$$

$$\int_{v_{min}}^{v_{max}} dF_{n,r}(v) = 1. \qquad (12)$$

Хай на j-му відрізку $\left[\xi_{j-1},\xi_j\right]$ $q_n^{(\alpha_n)}(v)$ не є константою. Тоді розглянемо функцію

$$q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v) = \begin{cases} q_n^{(\alpha_n)}(v) & \forall v\in\Delta_i,\ i\neq j; \\ c_j, & \forall v\in\Delta_j, \end{cases} \qquad (13)$$

причому $c_j = \text{const};$

$$\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} q_n^{(\alpha_n)}(v)\,dv = c_j\cdot(\xi_i-\xi_{i-1}),$$

тобто підінтегральні площі функцій (10) і (13) співпадають.

Відмітимо, що значення першого і другого доданків квадратичного функціонала (9) для функцій (10) і (13) рівні, отже, в даному випадку істотним є тільки третій доданок, конкретно – співмножник

$$\int_{v_{min}}^{v_{max}}\left(q^2(v)+q^{-2}(v)\right)dv. \qquad (14)$$

Скористаємося нерівністю Буняковського для аналізу значень функціонала (14):

$$\left(c_j\cdot(\xi_i-\xi_{i-1})\right)^2 = \left(\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v)\,dv\right)^2 = \left(\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} q_n^{(\alpha_n)}(v)\,dv\right)^2 \leq$$

$$\leq \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv\cdot\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} 1^2\,dv =$$

$$= (\xi_i-\xi_{i-1})\cdot\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv;$$

$$c_j^2\cdot(\xi_i-\xi_{i-1}) \leq \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv;$$

$$\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv \leq \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv. \qquad (15)$$

Аналогічно

$$\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v)\right)^{-2} dv \leq \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^{-2} dv. \qquad (16)$$

З (15) і (16) витікає, що

$$\int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv + \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v)\right)^{-2} dv \leq$$

$$\leq \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^2 dv + \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i}\left(q_n^{(\alpha_n)}(v)\right)^{-2} dv,$$

отже

$$\Phi\left(q_{j,n}^{(\alpha_n)}(v),\alpha_n\right) \leq \Phi\left(q_n^{(\alpha_n)}(v),\alpha_n\right),$$

причому, враховуючи позитивність підінтегральних виразів, рівність досягається тільки, якщо на j-му відрізці $\left[\xi_{j-1},\xi_j\right]$ функція $q_n^{(\alpha_n)}(v)$ є константою, що суперечить припущенню (10), тобто **теорема доведена**.

Розглянемо значення функціонала

$$\Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right)$$

на фіксованому відрізку розбиття $\left[\xi_{i-1},\xi_i\right]$. Позначимо

$$\eta_i = \int_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} dF_n(v); \qquad (17)$$

$$\theta_i = \int\limits_{\xi_{i-1}}^{\xi_i} dF_{n,r}(v). \qquad (18)$$

Тоді з урахуванням результату теореми для функції q, що мінімізує функціонал

$$\Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right) =$$

$$= (c_i \cdot \eta_i - \theta_i)^2 + \left(c_i^{-1} \cdot \theta_i - \eta_i\right)^2 + \qquad (19)$$

$$+\alpha_n^{(\Phi)} \cdot \left(c_i^2 + c_i^{-2}\right)(v_{max} - v_{min})/n.$$

Знайдемо значення c_i, при якому досягається екстремум функціоналу. Для цього позначимо:

$$\varphi_1(c_i) = (c_i \cdot \eta_i - \theta_i)^2; \qquad (20)$$

$$\varphi_2(c_i) = \left(c_i^{-1} \cdot \theta_i - \eta_i\right)^2; \qquad (21)$$

$$\varphi_3(c_i, \alpha) = \alpha_n^{(\Phi)} \cdot \left(c_i^2 + c_i^{-2}\right)(v_{max} - v_{min})/n. \qquad (22)$$

Тоді

$$\frac{\partial \Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right)}{\partial c_i} =$$

$$= \frac{\partial \varphi_1(c_i)}{\partial c_i} + \frac{\partial \varphi_2(c_i)}{\partial c_i} + \frac{\partial \varphi_3\left(c_i,\alpha_n^{(\Phi)}\right)}{\partial c_i}. \qquad (23)$$

Враховуючи позитивність і опуклість функцій (21) – (23), значення c_i можна визначити з таких рівнянь:

$$2\eta_i(c_i \cdot \eta_i - \theta_i) = 0; \qquad (24)$$

$$2\theta_i\left(c_i^{-1} \cdot \theta_i - \eta_i\right) = 0; \qquad (25)$$

$$2 \cdot \left(c_i - c_i^{-3}\right) \cdot \alpha_n^{(\Phi)} \cdot (v_{max} - v_{min})/n = 0. \qquad (26)$$

З (24) і (25) отримуємо, що

$$c_i = \frac{\theta_i}{\eta_i}. \qquad (27)$$

Враховуючи, що при $n \to \infty$ $\alpha_n^{(\Phi)} \cdot n^2 \to 0$, рівняння (26) дорівнює 0 при $c_i = 1$, отже, чим ближче θ_i до η_i, тим менше значення функціонала $\Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right)$.

Шукана функція, що мінімізує функціонал $\Phi\left(q(v),\alpha_n^{(\Phi)}\right)$, має такий вигляд

$$q_n^{(\alpha_n)}(v) = \sum_{i=1}^{g} c_i \cdot \delta_i(v) \qquad (28)$$

де $\delta_i(v) = \begin{cases} 0, & v \notin \Delta_i; \\ 1, & v \in \Delta_i. \end{cases}$

Отже, показано, що оцінка максимуму правдоподібності моменту розладнання випадкового процесу $V(t)$ може бути отримана при максимізації за T_r статистики (3).

4. Визначення довірчого інтервалу

Розглянемо математичне сподівання оцінки (3) для реалізацій випадкового процесу (1) по мірах, відповідних функціям розподілу $F(v)$ и $F_r(v)$:

$$M\left[S(T_r)\right]\Big|_{F(v)} = \sum_{\theta=1}^{r-1} M\left[\ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right)\right]\Bigg|_{F(v)} =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) dF(v) =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f(V_\theta) \cdot \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) d(v) = \qquad (29)$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f(V_\theta) \cdot \ell n\left(f(V_\theta)\right) d(v) -$$

$$- \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f(V_\theta) \cdot \ell n\left(f_r(V_\theta)\right) d(v) \geq 0;$$

$$M\left[S(T_r)\right]\Big|_{F_r(v)} = \sum_{\theta=1}^{r-1} M\left[\ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right)\right]\Bigg|_{F_r(v)} =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) dF_r(v) =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f_r(V_\theta) \cdot \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) dv = \qquad (30)$$

$$\int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f_r(V_\theta) \cdot \ell n\left(f_r(V_\theta)\right) d(v) -$$

$$- \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f_r(V_\theta) \cdot \ell n\left(f(V_\theta)\right) d(v) \leq 0.$$

Для визначення середньоквадратичного відхилення за тими ж мірами розрахуємо відповідні дисперсії:

$$D\left[S(T_r)\right]\Big|_{F(v)} =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f(V_\theta) \cdot \ell n^2\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) d(v) - \qquad (31)$$

$$- \left(\int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f(V_\theta) \cdot \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) d(v)\right)^2;$$

$$D\left[S(T_r)\right]\Big|_{F_r(v)} =$$

$$= \int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f_r(V_\theta) \cdot \ell n^2\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) d(v) - \qquad (32)$$

$$- \left(\int\limits_{v_{min}}^{v_{max}} f_r(V_\theta) \cdot \ell n\left(\frac{f(V_\theta)}{f_r(V_\theta)}\right) d(v)\right)^2.$$

Тоді середня погрішність визначення моменту розладнання розраховується як [13]:

$$\Delta = \frac{\sqrt{D\left[S(T_r)\right]\big|_{F(v)}}}{M\left[S(T_r)\right]\big|_{F(v)}} - \frac{\sqrt{D\left[S(T_r)\right]\big|_{F_r(v)}}}{M\left[S(T_r)\right]\big|_{F_r(v)}}. \quad (33)$$

Формула (33) дозволяє провести попереднє оцінювання моменту розладнання для довільних розподілів з використанням функції (28), яка будується по наближеннях, отриманих за допомогою емпіричних функцій розподілу.

Висновки

У статті на прикладі аналізу випадкового процесу, що визначає сімейство випадкових функцій бітової швидкості передачі інформації конкретних сеансів інтегрального трафіку, запропонований метод визначення моментів зміни характеристик трафикового процесу, що базується на попередньому оцінюванні функції щільності розподілу за експериментальними даними. У запропонованому методі проводиться оцінка логарифмічної функції відношення правдоподібності, доведено, що оцінка максимуму правдоподібності моменту розладнання випадкового процесу може бути отримана при максимізації відповідної статистики кусково-постійною функцією. Отримано співвідношення для визначення погрішності при знаходженні моменту розладнання.

Напрямом подальших досліджень є побудова алгоритму реалізації запропонованого методу для трафикових процесів, що мають фрактальний характер.

Список літератури

1. Стеклов В.К. Телекомунікаційні мережі / В.К. Стеклов, Л.Н. Беркман. – К.: Техніка, 2001. – 392 с.

2. Столлингс В. Современные компьютерные сети / В. Столлингс. – С.-Пб.: Питер, 2003. – 784 с.

3. Королев А.В. Управление сетевыми ресурсами / А.В. Королев. Г.А. Кучук, А.А. Пашнев. – Х.: ХВУ, 2004. – 224 с.

4. Fraleigh C. Provisioning IP backbone networks to support latency sensitive traffic / C. Fraleigh, F. Tobagi, C. Diot // Proc. IEEE INFOCOM. – Apr. 2003. – P. 375-385.

5. Шелухин О.И. Фрактальные процессы в телекоммуникациях / О.И. Шелухин, А.М. Тенякшев, А.В. Осин. – М.: Радиотехника, 2003. – 480 с.

6. Кучук Г.А. Метод дослідження фрактального мережного трафіка / Г.А. Кучук // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2005. – Вип. 5 (45). – С. 74-84.

7. Кучук Г.А. Прогнозирование трафика для управления перегрузками интегрированной телекоммуникационной сети / Г.А. Кучук, А.А. Можаев // Радіоелектронні і комп'ютерні системи. – 2007. – № 8 (27). – С. 261-271.

8. Фрактальный анализ процессов, структур и сигналов: Коллективная монография / Г.А. Кучук, А.А. Можаев, Р.Э. Пащенко и др. – Х.: ЭкоПерспектива, 2006. – 360 с.

9. Кучук Г.А. Моделирование трафика изолированного пульсирующего источника / Г.А .Кучук // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 1, – С. 168-173..

10. Fraleigh C. Provisioning IP backbone networks to support latency sensitive traffic / C. Fraleigh, F. Tobagi, C. Diot // Proc. IEEE INFOCOM. – Apr. 2003. – P. 375-385.

11. Кучук Г.А. Моделювання трафіка мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі / Г.А .Кучук, І.Г. Кіріллов, А.А .Пашнєв // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2006.– Вип. 9 (58). – С. 50-59.

12. Лапко А.В., Ченцов С.В. Непараметрические системы обработки информации / А.В. Лапко, С.В. Ченцов. – М.: Наука, 2000. – 350 с.

13. Лемешко Б.Ю. Применение непараметрических критериев согласия при проверке сложных гипотез / Б.Ю. Лемешко, С.Н. Постовалов // Автометрия. 2001. – № 2. – С. 88-102.

Надійшла до редколегії 5.11.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Ю.В. Стасєв, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

МЕТОД ОПРЕДЕЛЕНИЯ МОМЕНТОВ ИЗМЕНЕНИЯ ХАРАКТЕРИСТИК ТРАФИКОВОГО ПРОЦЕССА

Г.А. Кучук

В статье предложен метод определения моментов изменения характеристик трафикового процесса, основанный на анализе предварительно собранной эмпирической информации о характеристиках интегрального трафика. Метод рассмотрен на примере анализа случайного процесса, который определяет семейство случайных функций битовой скорости передачи информации конкретных сеансов интегрального трафика. В предлагаемом методе проводится оценка логарифмической функции отношения правдоподобности. Доказана теорема о том, что оценка максимума правдоподобия момента разладки случайного процесса может быть получена при максимизации соответствующей статистики кусочно-постоянной функцией. Получено соотношение для определения погрешности при нахождении момента разладки.

Ключевые слова: *интегральный трафик, трафиковый процесс, функция отношения правдоподобия, разладка случайного процесса, битовая скорость передачи информации.*

METHOD OF DETERMINATION MOMENTS OF CHANGE DESCRIPTIONS OF TRAFFIC PROCESS

G.A. Kuchuk

The method of determination of moments of change of descriptions of traffic process is offered in the article, based on the analysis of the preliminary collected empiric information about descriptions of integral traffic. A method is considered on the example of analysis of casual process which determines family of casual functions of bit speed of passing to information of concrete sessions of integral traffic. The estimation of logarithmic function of relation of plausibility is conducted in the offered method. A theorem is proved that the estimation of a maximum of verisimilitude of moment of discord of casual process can be got during maximization of the proper statistics a piece-permanent function. Correlation for determination of error is got at finding of moment of discord.

Keywords: *integral traffic, traffic process, function of relation of verisimilitude, discord of casual process, bit speed of passing to information.*