УДК 681.324 621.396 doi: 10.26906/SUNZ.2024.4.190

Г. Я. Криховецький[1], Г. М. Зубрицький[2], В. В. Скороделов[2], О. І. Баленко[2]

[1] Науково-дослідний інститут воєнної розвідки, Київ, Україна
[2] Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна

МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ТРАФІКА РОЗПОДІЛЕНОЇ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНОЇ МЕРЕЖІ

Анотація. Запропонований підхід до визначення статистичних характеристик мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі (РТКМ). Використання властивостей самоподібності дозволило одержати статистичну модель мережного процесу, якщо задати скінченновимірний розподіл його відліків. Наведені результати теоретичних досліджень щодо визначення статистичних характеристик трафіка РТКМ та меж змін властивостей трафікового процесу. Побудована відповідна математична модель, що є базовою для отримання статистичних характеристик. Всі розглянуті статистичні характеристики однозначно визначаються за допомогою всього трьох параметрів: фрактальна експонента; інтенсивність точкового процесу; фрактальний час установлення. Ідентифікація цих параметрів є достатньою для побудови моделей статистично самоподібних процесів у РТКМ.

Ключові слова: трафік, фрактал, розподілена телекомунікаційна мережа, довготривала статистична залежність, чинник Фано.

Вступ

Якість процесу управління в сучасних мультисервісних розподілених телекомунікаційних мережах суттєво залежить від двох основних факторів: моделі обслуговування та моделі трафікового проектування [1]. Модель обслуговування визначає різні класи обслуговування та встановлює розподіл мережних ресурсів [2]. Модель трафікового проектування використовується з метою визначення потрібної ємності мережних ресурсів [3] та базується на підмоделях відповідних мережних процесів.

Для моделювання мережних процесів традиційно використовувалися класичні моделі теорії масового обслуговування у рамках кореляційної теорії. Проведений аналіз експериментальних даних [4] вказує на недостатню точність таких моделей щодо задач дослідження й ідентифікації специфічних особливостей процесів у РТКМ. Це насамперед відноситься до прояву різних форм схованих періодичностей і довготривалих статистичних залежностей [5], які мають загальний механізм виникнення, обумовлений процесами агрегування, що на локальному рівні розгляду окремих мережних з'єднань носять мультиплікативний, а на рівні об'єднаних мереж – адитивний характер [6]. Дослідження показують, що моделями багатьох мережних явищ можуть бути процеси, статистична структура яких характеризується степеневим загасанням кореляційних зв'язків і обумовленою цим процесом масштабною інваріантністю [7]. При цьому властивості мережного трафіка потрібно пов'язувати із застосовуваними в комп'ютерних мережах методами пакетної комутації та процесами, що виникають при такій комутації. Крім того, слід зазначити, що трафік сучасних мультисервісних цифрових телекомунікаційних мереж з інтеграцією служб у багатьох випадках має фрактальний характер [7].

Такий трафік породжується випадковими подіями, що є локалізованими в окремі моменти часу [8], тобто фрактальні властивості процесів потребують аналізу не тільки перших, але й других статистичних моментів виникаючих процесів [9], а також непараметричних статистик другого порядку (наприклад, спектральної щільності, кореляційної функції кількості відліків, нормованої дисперсії кількості відліків, коефіцієнта кореляції тощо), які дозволяють визначити характеристики самоподібності трафіка [10]. Тому мережному трафіку можна зіставити стохастичні процеси із властивістю масштабної інваріантності, яка виникає при агрегуванні достатньої кількості точкових відліків, що дозволяє використовувати методи фрактального аналізу та застосовувати різні ймовірнісні методи для оперативного прогнозування процесів за допомогою моделей з мінімальною кількістю настроюваних параметрів [11]. Отже, досягнення необхідної якості процесу управління РТКМ потребує розробки конструктивних математичних моделей мережних процесів, на базі яких можна промоделювати трафік, адекватний реальному мережному трафіку. Для цього потрібно мати оцінку його статистичних характеристик. Тому **метою даної статті** є розробка підходу до визначення статистичних характеристик мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі, який враховує фрактальний характер існуючого процесу.

Результати досліджень

Для дослідження й ідентифікації моделі трафіка розглянемо стаціонарний випадковий процес $\{\xi_k\}$, у якому інтервали між подіями є незалежними випадковими величинами. Використання властивостей самоподібності дозволяє одержати статистичну модель мережного процесу, якщо задати скінченновимірний розподіл його відліків. Реалізацію ординарного точкового потоку можна подати у вигляді неспадної ступінчастої функції, що набуває тільки невід'ємних цілочисельних значень. Моменти зміни цієї функції є випадковими величинами, а величина приросту дорівнює одиниці, тобто

$$N_\tau = \sum_{j \in P_\tau} e(t - \tau_j),$$

де τ_j – момент приходу j-го пакета; P_τ – множина пакетів, що надійшли за час τ; e – булева функція, яка дорівнює одиниці тільки при $t \ge \tau_j$. Потоки відновлення – ординарні точкові процеси, можна описати за допомогою характеристичного $\theta(V,T)$ та справляючого $L(u,T)$ функціоналів. Характеристичний функціонал є узагальненням Фур'є-перетворення щільності ймовірності скінченновимірного випадкового точкового потоку $\{\xi(t_i), i = 1,2,...n\}$ при збільшенні кількості його відліків, коли $n \to \infty$, тобто

$$\theta(V,T) = M\left(\exp\left(j\int_0^T V(t)\xi(t)dt\right)\right), \qquad (1)$$

де $M\{\cdot\}$ – математичне сподівання; V(t) – допоміжна функція.

Для опису локальних характеристик точкових процесів використовуються моментні $f_n(\cdot)$ і кореляційні $g_n(\cdot)$ функції, або відповідно функції щільності і кореляції щільності порядку n. Справляючий функціонал можна розрахувати як [2]

$$L(u,T) = M\left[\prod_{i=1}^{n}(1+u(t_i))\right], \qquad (2)$$

де $u(t_i)$ – допоміжна функція, що обчислюється в точках появи подій t_i, що дає змогу одержати розкладання досліджуваного сигналу за системою базисних функцій f_n і g_n, за допомогою яких можна вивчати властивості випадкової інтенсивності точкового процесу.

При цьому слід зважати, що реалізація випадкової інтенсивності є потоком дельта-імпульсів як результат диференціювання випадкового точкового процесу N_τ, тобто

$$\xi(t) = \frac{dN}{dt} = \sum_i \delta(t - t_i), \qquad (3)$$

де t_i – координата появи точки (пакет i) на часовій осі; $\delta(\cdot)$ – дельта-функція Дірака.

Використовуючи фільтруючі властивості дельта-функції, можна отримати співвідношення, що зв'язує характеристичний $\theta(V,T)$ та справляючий $L(u,T)$ функціонали:

$$\theta(V,T) = Le^{jV(t)-1}. \qquad (4)$$

Тому з урахуванням виразів для характеристичного та справляючого функціоналів у формі функціональних рядів вигляду:

$$\theta(V,T) = \exp\left(\sum_{n=1}^{\infty}\frac{j^n}{n!}\int_0^T ... \int_0^T k_n(t_1,...t_n)\prod_{r=1}^{n}V(t_r)dt_1...dt_n\right);$$

$$L(u,T) = \exp\left(\sum_{n=1}^{\infty}\frac{1}{n!}\int_0^T ... \int_0^T g_n(t_1,...t_n)\prod_{r=1}^{n}u(t_r)dt_1...dt_n\right)$$

одержимо такі співвідношення, що зв'язують характеристики точкових потоків:

$$\begin{gathered} k_1(t) = g_1(t); \\ k_2(t_1,t_2) = g_1(t_1)\delta(t_1 - t_2) + g_2(t_1,t_2). \end{gathered} \qquad (5)$$

Ідентифікацію такої моделі трафіка будемо проводити з урахуванням (3), розглядаючи статистики тільки другого порядку, зважаючи на те, що вони не залежать від поточного часу, а їх значення визначаються величиною $\tau = t_2 - t_1$, тому з (5) випливають такі співвідношення:

$$k_1 = g_1 = f_1 = const; \quad k_2(\tau) = \lambda\delta(\tau) + g_2(\tau), \qquad (6)$$

де λ – інтенсивність точкового процесу.

З урахуванням рівностей

$$f_2(t_1,t_2) = f(t_2|t_1)f_1(t_1), \; f(t_2|t_1) = f(t_2 - t_1) = f(\tau)$$

представимо функцію $g_2(\tau)$ як

$$g_2(\tau) = f_2(t_1,t_2) - f_1^2 = \lambda(f(t_2|t_1) - \lambda) = \lambda(f(\tau) - \lambda).$$

Умовна функція щільності ймовірності характеризує ймовірність появи точки в околі моменту часу t_2 за умови існування точки у момент часу t_1, $t_2 > t_1$. Ця функція може бути визначена з інтегрального рівняння відновлення, яке для стаціонарних точкових процесів має вигляд:

$$f(\tau) = \psi(\tau) + \int_0^t \psi(\tau - t)f(t)dt, \qquad (7)$$

де $\psi(\tau)$ – щільність ймовірності часових інтервалів між точками.

Застосовуючи до рівняння (6) перетворення Фур'є, одержуємо вираз для спектральної щільності центрованої складової випадкової інтенсивності досліджуваного точкового процесу

$$\begin{aligned} S(\omega) &= \int_{-\infty}^{\infty} k_2(\tau)\exp(-j\omega\tau)d\tau = \\ &= \lambda + \int_{-\infty}^{\infty} g_2(\tau)\exp(-j\omega\tau)d\tau = \lambda + S_1(\omega). \end{aligned} \qquad (8)$$

Використовуючи введені позначення, вираз для кореляційної функції $G_N(\tau)$ можна записати як

$$G_N(\tau) = m_2(\tau) = k_2(t_1,t_2) + k_1(t_1) + k_2(t_2),$$

а враховуючи (6), отримаємо

$$\begin{aligned} G_N(\tau) &= k_2(\tau) + k_1^2 = k_2(\tau) + \lambda^2 = \\ &= \lambda\delta(\tau) + g_2(\tau) + \lambda^2 = \lambda\delta(\tau) + R_1(\tau), \end{aligned} \qquad (9)$$

де $R_1(\tau) = g_2(\tau) + \lambda^2$ – модулююча складова моментної функції; $\tau = t_2 - t_1$ – інтервал кореляції подій.

Для фрактальних процесів кореляційна функція другого порядку $g_2(\tau)$ має вигляд степеневої спадної функції

$$g_2(\tau) = \lambda^2(|\tau|/\tau_0)^{\alpha-1} \qquad (10)$$

з дробовим показником степеня $\alpha < 1$, яка є джерелом точкових процесів із протяжною статистичною залежністю (ПСЗ).

Для визначення чисельних характеристик властивостей масштабної інваріантності використовуються й інші статистики відліків, наприклад, чинник Фано $F(T)$. Із виразів (7) та (9):

$$F(T)=D(T)(\lambda T)^{-1}=2(\lambda T)^{-1}\int_0^T (T-\tau)k_2(\tau)d\tau=$$
$$=2(\lambda T)^{-1}\int_0^T (T-\tau)\left(G_N(\tau)-\lambda^2\right)d\tau= \quad (11)$$
$$=2(\lambda T)^{-1}\left(\int_0^T (T-\tau)\lambda\delta(\tau)d\tau+\frac{\lambda^2}{\tau_0^{\alpha-1}}\int_0^T (T-\tau)\tau^{\alpha-1}d\tau\right).$$

Зважаючи на те, що перший інтеграл у правій частині виразу (11) на підставі фільтруючих властивостей дельта-функції дорівнює $\lambda T/2$, а після обчислення другого інтеграла одержуємо величину $\lambda^2 T^{\alpha-1}\big/\left(\alpha(1+\alpha)\tau_0^{\alpha-1}\right)$, а вираз для чинника Фано:

$$F(T)=1+\left(T/T_0\right)^{\alpha};\quad T_0^{\alpha}=\frac{1}{2}\alpha(1+\alpha)\Big/\left(\lambda\tau_0^{1-\alpha}\right), \quad (12)$$

де T_0 – фрактальний час; α – параметр.

Аналогічно можна одержати вираз для кореляційної функції кількості відліків $C(k;T)$ при $k\ge 1$:

$$C(k;T)=\int_{-T}^{T}\left(t-|\tau|\right)k_2(kT-\tau)d\tau=$$
$$=\int_{-T}^{T}\left(T-|\tau|\right)\left(G_N(kT-\tau)-\lambda^2\right)d\tau=$$
$$=\lambda\int_0^T (T-\tau_1)\delta(kT-\tau_1)d\tau_1+\lambda\int_0^T (T-\tau_1)\delta(kT+\tau_1)d\tau_1+ \quad (13)$$
$$+\frac{\lambda^2}{\tau_0^{\alpha-1}}\int_0^T (T-\tau)(kT-\tau)^{\alpha-1}d\tau+$$
$$+\frac{\lambda^2}{\tau_0^{\alpha-1}}\int_0^T (T-\tau_1)(kT+\tau_1)^{\alpha-1}d\tau_1=J_1+J_2+J_3+J_4,$$

де $J_1+J_2=0$ (враховуючи фільтруючі властивості дельта-функції), а інтеграли J_3 і J_4 дорівнюють:

$$J_3=\frac{\lambda^2}{\tau_0^{\alpha-1}}\int_0^T (T-\tau)(kT-\tau)^{\alpha-1}d\tau=$$
$$=\frac{\lambda^2 T^{\alpha+1}}{\tau_0^{\alpha-1}}\left(\left(\frac{1}{\alpha}k^{\alpha}-(k-1)^{\alpha}\right)+\frac{1}{\alpha}(k-1)^{\alpha}+ \atop +\frac{1}{\alpha(1+\alpha)}\left((k-1)^{\alpha}-k^{\alpha+1}\right)\right),$$

$$J_4=\frac{\lambda^2}{\tau_0^{\alpha-1}}\int_0^T (T-\tau_1)(kT+\tau_1)^{\alpha-1}d\tau_1=$$
$$=\frac{\lambda^2 T^{\alpha+1}}{\tau_0^{\alpha-1}}\left(\left(\frac{1}{\alpha}(k+1)^{\alpha}-k^{\alpha}\right)-\frac{1}{\alpha}(k+1)^{\alpha}+ \atop +\frac{1}{\alpha(1+\alpha)}\left((k+1)^{\alpha+1}-k^{\alpha+1}\right)\right),$$

тобто

$$C(k;T)=J_3+J_4=$$
$$=\frac{1}{2}\lambda T\left(\frac{T}{T_0}\right)^{\alpha}\left((k+1)^{\alpha+1}-2k^{\alpha+1}+(k-1)^{\alpha+1}\right). \quad (14)$$

Згідно з (9) спектральну щільність є такою:

$$S_N(\omega)=\int_{-\infty}^{\infty}G_N(\tau)\exp\{-j\omega\tau\}d\tau= \quad (15)$$
$$=2\pi\lambda^2\delta(\omega)+\lambda\left(\frac{\omega}{\omega_0}\right)^{-\alpha}+\lambda,$$

де $\omega_0^{\alpha}=2\lambda\cos\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\Gamma(\alpha)\cdot\tau_0^{1-\alpha}$; $\Gamma(\alpha)$ – гамма функція, або

$$S_N(\omega)=S_1(\omega)+\lambda, \quad (16)$$

де $S_1(\omega)=\int_{-\infty}^{\infty}R_1(\tau)\exp\{-j\omega\tau\}d\tau=2\pi\lambda^2\delta(\omega)+\left(\frac{\omega}{\omega_0}\right)^{-\alpha}$ – спектральна щільність модулюючого сигналу. Вважаючи, що $S_N(\omega)=2\pi\lambda^2\delta(\omega)+S(\omega)$, де $S(\omega)$ – спектральна щільність центрованої складової випадкової інтенсивності точкового процесу, визначимо

$$T_0^{\alpha}=\frac{1}{2}\frac{\alpha(1+\alpha)}{\lambda\tau_0^{1-\alpha}};\quad \omega_0^{\alpha}=2\lambda\cos\left(\frac{\pi\lambda}{2}\right)\Gamma(\alpha)\cdot\tau_0^{1-\alpha},$$

а також зв'язуюче їх співвідношення

$$\omega_0^{\alpha}T_0^{\alpha}=\cos(\pi\lambda/2)\Gamma(\alpha+2).$$

Параметри T_0, τ_0 та ω_0 характеризують межі, у яких статистики другого порядку зберігають масштабно-інваріантні властивості. Використаємо оцінку нормованої кореляційної функції трафіка

$$r(k;T)=\frac{C(k;T)}{D(T)}= \quad (17)$$
$$=\frac{T^{\alpha}}{2\left(T^{\alpha}+T_0^{\alpha}\right)}\left((k+1)^{\alpha+1}-2k^{\alpha+1}+(k-1)^{\alpha+1}\right).$$

Ступеневий характер загасання $r(k;T)$ вказує на фрактальний характер одержаної кореляційної залежності, причому цей характер виявляється тим більшою мірою, чим більше значення інтервалу відліку T по відношенню до фрактального часу установлення процесу T_0. Така асимптотична властивість самоподібності є і у середньозважених відліків трафіка на n непересічних інтервалах тривалістю T:

$$x^{(m)}=\{x_k^{(m)}:k=0,1,\ldots n,\ldots\}=$$
$$=\left\{\frac{x_1+\ldots+x_m}{m},\ldots,\frac{x_{km+1}+\ldots+x_{(k+1)m}}{m}\right\}=\frac{1}{m}\sum_{i=km+1}^{(k+1)m}x_i,$$

де m і k – відповідно параметри агрегування і зсуву. Для такого агрегованого процесу статистики другого порядку мають такий вигляд:

$$G^{(m)}(k;T)=m^{-2}\int_{-mT}^{mT}\left(mT-|\tau|\right)\left(G(kTm-\tau)-\lambda^2\right)d\tau=$$
$$=m^{-2}c(k,mT);\quad D^m(T)=m^{-2}C(0,mT); \quad (18)$$
$$r^{(m)}(k;T)=\left(1\Bigg/\left(2\left(1+\left(\frac{T_0}{mT}\right)^{\alpha}\right)\right)\right)\times$$
$$\times\left((k+1)^{\alpha+1}-2k^{\alpha+1}+(k-1)^{\alpha+1}\right).$$

При $m \to \infty$ коефіцієнт кореляції $r^{(m)}(k;T)$ вже не залежить від способу агрегування і тому зберігає свою структуру. Коефіцієнт кореляції не залежить від масштабуючого параметра m і має вигляд степеневої залежності

$$r^{(m)}(k;T) \sim \frac{1}{2}\left((k+1)^{\alpha+1} - 2k^{\alpha+1} + (k-1)^{\alpha+1}\right).$$

При великих m і з урахуванням (18) є справедливим такий асимптотичний вираз для дисперсії агрегованого процесу:

$$D^{(m)}(T) = \frac{\lambda m T}{m^2}\left(1 + \left(mT / T_0\right)^{\alpha}\right) =$$

$$= \lambda T\left(m^{-1} + \left(T / T_0\right)^{\alpha} m^{\alpha-1}\right) \sim \lambda T\left(T / T_0\right)^{\alpha} m^{\alpha-1}.$$

Зазначимо, що всі розглянуті вище статистичні характеристики однозначно визначаються за допомогою всього трьох параметрів: α – фрактальна експонента; λ – інтенсивність точкового процесу; T_0 – фрактальний час установлення. Тому ідентифікація цих параметрів є достатньою для побудови моделей статистично самоподібних процесів у РТКМ. Далі для підготовки до моделювання трафікового процесу необхідно визначити межі зміни його частотних та просторових властивостей.

Висновки

У статті рапропонований підхід до визначення статистичних характеристик мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі. Використання властивостей самоподібності дозволило одержати статистичну модель мережного процесу, якщо задати скінченновимірний розподіл його відліків. Наведені результати теоретичних досліджень щодо визначення статистичних характеристик трафіка РТКМ та меж змін властивостей трафікового процесу. Побудована відповідна математична модель, що є базовою для отримання статистичних характеристик. Всі розглянуті статистичні характеристики однозначно визначаються за допомогою всього трьох параметрів: фрактальна експонента; інтенсивність точкового процесу; фрактальний час установлення. Ідентифікація цих параметрів є достатньою для побудови моделей статистично самоподібних процесів у РТКМ.

Напрямком подальших досліджень є розробка моделі обслуговування, яка буде динамічно визначати різні класи обслуговування та встановлювати розподіл мережних ресурсів з метою подальшого підвищення якості процесу управління в мультисервісних РКТМ.

Список літератури

1. Kuchuk G., Kovalenko A., Komari I.E., Svyrydov A., Kharchenko V. (2019), "Improving Big Data Centers Energy Efficiency: Traffic Based Model and Method", *Green IT Engineering: Social, Business and Industrial Applications. Studies in Systems, Decision and Control*, vol 171. Springer, Cham, DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-00253-4_8
2. Ross K.W. Multiservice Loss Models for Broadband Telecommunication Networks. – Springer-London, 1995. – 426 p.
3. Кучук Г.А. Управління трафіком мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі / Г.А. Кучук // Системи управління, навігації та зв'язку. – К.: ЦНДІ НіУ, 2007. – Вип. 2. – С. 18-27.
4. Кучук, Г.А. Розрахунок навантаження мультисервісної мережі [Текст] / Г.А. Кучук, Я.Ю. Стасєва, О.О. Болюбаш // Системи озброєння і військова техніка. – 2006. – No 4 (8). – С. 130 – 134.
5. Poroshenko A., Kovalenko A. Optimization of a basic network in audio analytics systems, *Advanced Information Systems*, vol. 7, no. 1, pp. 23–28, 2023, doi: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2023.1.04
6. Коваленко А. А., Кучук Г. А. Методи синтезу інформаційної та технічної структур системи управління об'єктом критичного застосування. Сучасні інформаційні системи. 2018. Т. 2, No 1. С. 22–27. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.1.04
7. Кучук Г. А., Можаєв О. О., Воробйов О. В. Метод прогнозування фрактального трафіка. Радіоелектронні та комп'ютерні системи. 2006. № 6 (18). С. 181–188.
8. Кучук, Г.А. Моделювання трафіка мультисервісної розподіленої телекомунікаційної мережі [Текст] / Г.А. Кучук, І.Г. Кіріллов, А.А. Пашнєв // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2006. – Вип. 9 (58). – С. 50 – 59.
9. Aqeel Abdulhussein M. A.-M., Smirnova T., Buravchenko K., Smirnov O., The method of assessing and improving the user experience of subscribers in software-configured networks based on the use of machine learning, *Advanced Information Systems,* vol. 7, no. 2, pp. 49–56, 2023, doi: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2023.2.07
10. Зиков І. С., Кучук Н. Г., Шматков С. І. Синтез архітектури комп'ютерної системи управління транзакціями e-learning. Сучасні інформаційні системи. 2018. Т. 2, No 3. С. 60–66. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.3.10
11. Кучук Г.А. Метод дослідження фрактального мережного трафіка // Системи обробки інформації. – Х.: ХУ ПС, 2005. – Вип. 5 (45). – С. 74-84.

Received (Надійшла) 30.08.2024
Accepted for publication (Прийнята до друку) 13.11.2024

Method for determining statistical characteristics traffic of a distributed telecommunication network

H. Krykhovetskyi, H. Zubrytskyi, V. Skorodelev, O. Balenko

Abstract. The proposed approach to determining the statistical characteristics of a multiservice distributed telecommunication network (DTT). The use of self-similarity properties allowed us to obtain a statistical model of the network process if we set a finite-dimensional distribution of its samples. The results of theoretical studies on determining the statistical characteristics of DTT traffic and the limits of changes in the properties of the traffic process are presented. The corresponding mathematical model is constructed, which is the basis for obtaining statistical characteristics. All considered statistical characteristics are uniquely determined using only three parameters: fractal exponent; point process intensity; fractal settling time. Identification of these parameters is sufficient for building models of statistically self-similar processes in RTCM.

Keywords: traffic, fractal, distributed telecommunication network, long-term statistical dependence, Fano factor.