УДК 004.7:621.38 **doi: 10.26906/SUNZ.2021.2.148**

Г. А. Кучук [1], П. Є. Пустовойтов [1], О. Г. Лебедєв [2], В. В. Лимаренко [1]

[1] Національний технічний університет “Харківський політехнічний інститут”, Харків, Україна
[2] Харківський національний університет радіоелектроніки, Полтава, Україна

МЕТОД РОЗРАХУНКУ КОЕФІЦІЕНТА КОРЕЛЯЦІЇ ФРАКТАЛЬНОГО ТРАФІКА

Анотація. Властивості мережного трафіка мультисервісних мереж, що спостерігаються сьогодні на практиці, досить складно інтерпретувати за допомогою методів статистичного аналізу, характерних для усталених режимів роботи мережних застосунків. Зазвичай магістральний трафік, орієнтований на одночасне обслуговування інформаційних потоків доволі часто має фрактальний характер. Це призводить до неможливості отримання характеристик трафіка звичними підходами. Зокрема, проблеми виникають при визначенні статистичних характеристик другого порядку. У статті запропонований підхід до розрахунку коефіцієнта кореляції фрактального трафіка, який базується на аналізі фрактальних властивостей мережних процесів. Для розрахунку використовується модель узагальненого броунівського руху. При цьому використовується операція дробового інтегрування броунівського руху із ядром, що має вигляд степеневої функції із дробовим показником, а отриманий вираз показує залежність степеневого хвоста розподілу від параметра Херста. Запропонований метод дозволяє провести аналітичну оцінку коефіцієнта кореляції, а також визначити ступінь фрактальних властивостей даного випадкового процесу.

Ключові слова: мультисервісна мережа; броунівський рух; трафік; коефіцієнт кореляції.

Вступ

Зростаючі потреби суспільства в нових послугах телекомунікаційних мереж призводять до зміни ідеології побудови кожне десятиріччя. На сьогодні на зміну технологіям, що використовують мультиплексування з розділенням та ущільненням за довжиною хвилі, прийшли мультисервісні технології, основним принципом концепції яких є відділення одна від одної функцій перенесення та комутації, функцій керування транзакціями та функцій керування послугами.

Впровадження нових технологій потребує створення адекватних математичних моделей процесів у мультисервісних мережах (МСМ) [1, 2]. Як показують експериментальні дані, властивості мережного трафіка МСМ, що спостерігаються на практиці, досить складно інтерпретувати за допомогою методів статистичного аналізу, характерних для усталених режимів роботи мережних застосунків [3, 4]. Це утруднює розуміння механізмів утворення віртуальних з'єднань і розробку нових управляючих протоколів.

Необхідна розробка конструктивних математичних моделей мережних процесів, що враховують особливості, які є істотними для цілей дослідження, з метою подальшого використання їх для розробки нових методів проектування високошвидкісних комп'ютерних мереж [5-7]. Зростаюча складність і підвищення вимог до якості функціонування МСМ сприяли застосуванню методів фрактального аналізу, які грунтуються використанні властивостей масштабної інваріантності процесів, які спостерігаються (самоподібності других статистичних моментів, що характеризують кореляційні зв'язки між подіями). Однією із задач, що виникає при використанні у моделях мультисервісних мереж фрактальних методів аналізу, є визначення характеру відхилення трафіка від стаціонарного режиму, тому що неврахування степеневих хвостів використовуваних розподілів призводить до суттєвих розходжень значень модельованого та реального трафіка МСМ [8?9]. Тому **метою даної статті** є проведення аналізу статистичних властивостей узагальненого броунівського руху (УБР), враховуючих степеневий характер хвостів розподілів і дозволяючих визначити характер відхилення трафіка мультисервісних мережах від стаціонарного режиму.

Результати досліджень

Розглянемо можливості дослідження властивостей масштабної інваріантності мережних процесів за допомогою стохастичних моделей узагальненого броунівського руху. Для цього поділимо інтервал спостереження на частини завдовжки $\delta = 2^{-N}$ (N – загальна кількість станів даного процесу). У результаті функція розподілу даного випадкового процесу характеризуватиметься певною кількістю елементів N_i, які доводяться на i-й інтервал спостереження довжиною δ.

Введемо величину $\mu_i = N_i / N$. Множина всіх частин $M = \{\mu_i\}_{i=0}^{N-1}$ дає повний опис поточної реалізації трафіка при його спостереженні з роздільною здатністю δ. Проте, якщо множина M має властивість масштабної інваріантності, то за допомогою одержаного розподілу можна описати імовірнісні характеристики не тільки цієї реалізації процесу. Зокрема, ці властивості складають основу статистичної моделі броунівського руху (стохастичного вінерівського процесу). Зазвичай у фізичних процесах такий рух пов'язують з переміщенням деякої частинки внаслідок її зіткнення з молекулами середовища. Стосовно мережного трафіка таке переміщення можна пов'язати з обробкою даних у проміжних вузлах віртуальних каналів, де відбувається процес їх статистичного мультиплексування, що призводить до варіацій затримок у розповсюдженні пакетів. При розгляді моделі класичного броунівського руху маса частинки вважається відомою і рівною m. Тому рівняння для швидкості її руху $B(t)$ має такий вигляд:

$$m\frac{dB(t)}{dt}=n(t),$$

де $n(t)$ – складова сили дії, яка направлена уздовж координати руху частинки.

Згідно із принципом симетрії для математичного сподівання обурюючої дії $n(t)$ справедлива умова $M(n(t))=0$. Проводячи аналогію з мережним трафіком, відмітимо, що записане вище рівняння руху може розглядатися також стосовно варіації пропускної здатності каналу зв'язку при передачі пакетів фіксованої довжини. Для визначення статистик відхилення інтенсивності трафіка слід врахувати, що час кореляції процесу $n(t)$ скінченний і не перевершує середнього часу між приходом пакетів τ_0. Стосовно до трафіка, у високошвидкісних мультисервісних мережах час передачі пакетів між вузлами мережі значно менше часу знаходження пакетів у буферах проміжних вузлів. Тому величину τ_0 можна прийняти за час кореляції процесу. Інтервал часу, через який відбувається вимірювання інтенсивності передачі, дорівнює роздільній здатності пристрою спостереження, причому для більшості засобів вимірювання виконується умова $\Delta t >> \tau_0$. Через цю обставину на підставі центральної граничної теореми процес $n(t)$ можна вважати гаусівським з математичним сподіванням, що дорівнює нулю, і дельтаподібною кореляційною функцією, тобто цей процес можна вважати гаусівським білим шумом.

Повернемося до моделі процесу. Якщо масу частинки пронормувати до одиниці, то вінерівський процес $B(t)$ можна визначити як розв'язання рівняння $\frac{dB(t)}{dt}=n(t)$, де $B(t_0)=B_0$. За умови, що $B_0=0$, рішення можна записати у вигляді

$$B(t)=\int_{t_0}^{t}dB(\tau)=\int_{t_0}^{t}n(\tau)\,d\tau. \quad (1)$$

Враховуючи, що для стаціонарного гаусівського білого шуму з інтенсивністю N_0 справедливі такі співвідношення [7]:

$$M\{n(t)\}=0; \quad (2)$$

$$K_{2n}(t_1,t_2)=M\{n(t_1)\,n(t_2)\}=N_0\delta(t_2-t_1), \quad (3)$$

то для вінерівського процесу при $B_0=0$ одержимо

$$M[B(t)]=\int_{t_0}^{t}M[n(\tau)]\,d\tau=0; \quad (4)$$

$$\langle B^2(T)\rangle=D\{B(t)\}=M\{B^2(t)\}=$$
$$=\int_{t_0}^{t}\int_{t_0}^{t}M\{n(\tau_1)\;n(\tau_2)\}\;d\tau_1 d\tau_2=N_0-t; \quad (5)$$

$$K_{2B}(t_1,t_2)=$$
$$=\int^{t_2}\int^{t_1}M\{n(\tau_1)\;n(\tau_2)\}\;d\tau_1 d\tau_2=N_0\cdot\min(t_1t_2). \quad (6)$$

З урахуванням виразу (5) процес $B(t)$ є нестаціонарним, а співвідношення (6) може бути представлено в такому аналітичному вигляді:

$$K_{2\Theta}(t_1,t_2)=$$
$$=\int_{t_0}^{t_2}\int_{t_0}^{t_1}M[n(\tau_1)\,n(\tau_2)]\,d\tau_1 d\tau_2= \quad (7)$$
$$=N_0\cdot\min(t_1t_2)=\frac{N_0}{2}(t_1+t_2-|t_2-t_1|).$$

Через прийняті припущення щільність розподілу $B(t)$ є гаусівською і має вигляд

$$f(B(t))=$$
$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi N_0 t}}\exp\left\{-\frac{B^2(t)}{2D[B(t)]}\right\},\quad t>0. \quad (8)$$

Таким чином, вінерівський процес може бути визначений як гаусівський процес з нульовим математичним сподіванням і кореляційною функцією (7). Зазначимо, що нестаціонарний характер процесу $B(t)$ утруднює його дослідження в якості моделі, адекватної реальному мережному процесу. Визначимо приріст вінерівського процесу для моментів часу $t_2>t_1>t_0>0$ за допомогою формули

$$B(t_1)-B(t_0)=\int_{t_0}^{t_1}n(\tau)\,d\tau. \quad (9)$$

Враховуючи отримані вирази (4) і (5), можна записати такі вирази для математичного сподівання і дисперсії процесу приросту значень броунівського руху:

$$m_B=M[B(t_1)-B(t_0)]=0; \quad (10)$$

$$D_B=\delta_B^2=M\left\{(B(t_1)-B(t_0))^2\right\}=$$
$$=N_0(t_1-t_0)\sim t_1-t_0. \quad (11)$$

Розглянемо властивості одержаного процесу з урахуванням того, що на практиці спостереження проводяться із скінченною роздільною здатністю. Нехай координата процесу реєструється у кожен проміжок часу $k\tau$, де k – довільне ціле число. Виберемо $k=2$ (рис. 1).

У цьому випадку приріст координати ξ дорівнює сумі двох незалежних приростів ξ' та ξ'' на інтервалі $t=2\tau$ і для нього може бути задана функція розподілу

$$F(\xi,\tau)=\frac{1}{\sqrt{2\pi 2D_B\tau}}\exp\left\{-\frac{\xi^2}{2\cdot 2D_B\tau}\right\}.$$

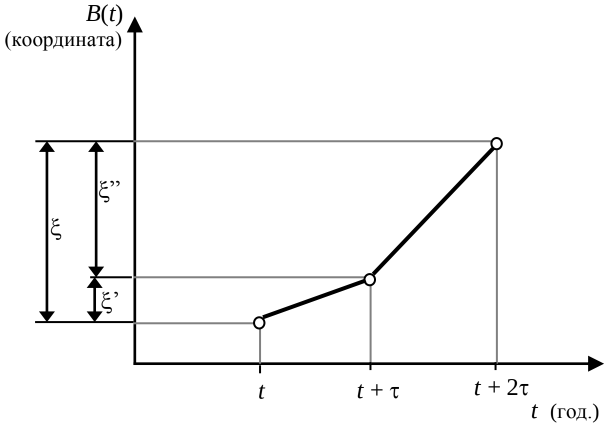

Рис. 1. Приріст координати броунівського руху за час 2τ

Взаємна кореляційна функція процесу приростів при виконанні умови $t_2 > t_1 > t_0 > 0$ розраховується як

$$M\left[\left(\Theta(t_2)-\Theta(t_1)\right)\left(\Theta(t_1)-\Theta(t_0)\right)\right]= \\ = k(t_1,t_2)-k_2(t_1,t_1)-k_2(t_2,t_0)+k_2(t_1,t_0)= \\ = N_0t_1-N_0t_1-N_0t_0+N_0t_0=0. \quad (12)$$

Таким чином, прирости $B(t)$ є корельованими, а зважаючи на гаусівський характер щільності розподілу (8) вони також є незалежними. Тому у загальному випадку щільність розподілу приростів має вигляд

$$f\left(B(t)-B(t_0)\right)= \\ =\frac{1}{\sqrt{2\pi N_0(t-t_0)}}\exp\left\{-\frac{\left(B(t)-B(t_0)\right)^2}{2N_0(t-t_0)}\right\}.$$

Очевидно, що одержана щільність розподілу має властивість масштабної інваріантності або самоподібності.

Дійсно, сумісна ймовірність того, що перший приріст ξ' поміщено в інтерваліξ [ξ', ξ' + dξ'], а другий, ξ" – в інтерваліξ [ξ", ξ" + dξ"] дорівнює

P(ξ', ξ", τ)= P(ξ', τ) P(ξ", τ).

Інтегрування за всіма можливими комбінаціями ξ' і ξ" призводить до такого виразу для щільності ймовірності значень:

$$f(\xi,2\tau)=\int\limits_{-\infty}^{+\infty}p(\xi-\xi',\tau)d\xi'= \\ =\frac{1}{\sqrt{4\pi D_B 2\tau}}\exp\left\{-\frac{\xi^2}{4D_B 2\tau}\right\}.$$

Таким чином, приріст координати частинки залишається гаусівським випадковим процесом з нульовим математичним сподіванням <ξ> = 0, але із збільшеною дисперсією. У разі довільного інтервалу $k\tau$ одержимо

$$f(\xi,k\tau)=\frac{1}{\sqrt{4\pi D_B k\tau}}\exp\left\{-\frac{\xi^2}{4D_B k\tau}\right\}.$$

Цю властивість подібності функції розподілу можна виразити в явному вигляді, ввівши нову змінну, тобто змінивши масштаб часу в k разів, а масштаб вимірювання – координати у $k^{1/2}$ разів. У результаті одержимо таке співвідношення подібності:

$$\mathrm{p}\left(\mathrm{k}^{1/2}\xi,\mathrm{k}\tau\right)=\mathrm{p}(\xi^*,\tau^*)=\mathrm{k}^{-1/2}\mathrm{p}(\xi,\tau).$$

Іншими словами, якщо змінити масштаб часу спостереження процесу в k разів, то дисперсія також зміниться в k разів і буде дорівнювати $D_B = N_0k(t-t_0)$. Тому для виконання умови нормування щільності розподілу необхідно змінити масштаб приросту вінерівського процесу в $k^{1/2}$ разів.

У результаті проведених перетворень зрозуміло, що даний процес є інваріантним щодо функції щільності розподілу для перетворення, яке змінює масштаб часу в k разів, а масштаб координат – у $k^{1/2}$ разів. Щільність розподілу приростів для зміненого масштабу часу можна записати у вигляді

$$f\left[k^{1/2}\left[B(kt)-B(kt_0)\right]\right]= \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi N_0k(t-t_0)}}\exp\left\{-\frac{\left[k^{1/2}\left(B(t)-B(t_0)\right)\right]^2}{2N_0k(t-t_0)}\right\},$$

або

$$k^{1/2}f\left[k^{1/2}\left[B(kt)-B(kt_0)\right]\right]= \\ =f\left[B(t)-B(t_0)\right]. \quad (13)$$

Можна зробити висновок, що щільність ймовірності розподілу відмасштабованого вінерівського процесу, поділена на коефіцієнт $k^{1/2}$, не залежить від вибраного масштабу часу. Таким чином, умова самоподібності цього стохастичного процесу виконується щодо рівності за розподілом

$$k^{1/2}\left(B(kt)-B(kt_0)\right)=B(t)-B(t_0).$$

Наведене вище показує, що випадкову функцію переміщення $B(t)$ можна задати за допомогою нормально розподіленого випадкового процесу з незалежними значеннями {ξ}. У цьому випадку приріст координати броунівської частинки залежить від величини $|t-t_0|$ і визначається виразом

$$\Delta B(t)=B(t)-B(t_0)\ \sim\ \xi|t-t_0|^H=\xi k^H\tau^H$$

для будь-якої пари моментів часу t та t_0 і параметра H = 1/2.

Природним узагальненням введеного поняття броунівського руху є заміна параметра H = 1/2 на будь-яке дійсне число з інтервалу 0 < H < 1. Такий рух позначається як $B_H(t)$ і називається фрактальним броунівським рухом (фрактальним вінерівським процесом). З урахуванням властивостей вінерівського процесу:

$$M\{dB(\tau)\}=0;$$

$$M\left\{dB(\tau_1)\ dB(\tau_2)\right\}=$$
$$=M\left\{n(\tau_1)\ n(\tau_2)\right\}d\tau_1 d\tau_2=N_0\delta(\tau_2-\tau_1)d\tau_1 d\tau_2$$

одержимо статистики для фрактального процесу у вигляді

$$m_H=0; \quad (14)$$

$$D_H=\sigma_H^2=\left\langle\left[B_H(t)-B_H(t_0)\right]^2\right\rangle=$$
$$=2D\tau\left(\frac{\tau k}{\tau}\right)^{2H}=2D\tau\left(\frac{|t-t_0|}{\tau}\right)^{2H}\sim|t-t_0|^{2H}. \quad (15)$$

Таким чином, приріст $B_H(t)$ є гаусівським процесом з математичним сподіванням, що дорівнює нулю, і дисперсією (15). У порівнянні з (10) зміна дисперсії відповідно до (15) відбувається таким чином:

– при H < 1/2 – швидше;

– при H > 1/2 – повільніше.

Для реальних процесів у комп'ютерних мережах має місце умова S < H < 1, що вказує на їх статистично протяжний характер.

Для визначення характеру властивостей масштабної інваріантності обчислимо нормовану кореляційну функцію (коефіцієнт кореляції) приростів $B_H(t)$ для двох інтервалів часу (t_0,t) і $(t,2t)$, які не перетинаються.

Відповідно до визначення, запишемо вираз для коефіцієнта кореляції

$$r_H(t)=\frac{M\left[\left(B_H(t)-B_H(t_0)\right)\left(B_H(2t)-B_H(t)\right)\right]}{M\left[\left(B_H(t)-B_H(t_0)\right)^2\right]}.$$

За умови $B_H(t_0)=0$ одержимо спрощений вираз

$$r_H(t)=\frac{M\left[\Theta_H(t)\Theta_H(2t)\right]-M\left[\Theta_H^2(t)\right]}{M\left[\Theta_H^2(t)\right]}. \quad (16)$$

Цей вираз можна записати також у вигляді

$$r_H(t)=\frac{M\left\{B_1\cdot B_2\right\}}{M\left\{B_H^2(t)\right\}}-1=2^{2H-1}-1,$$
$$B_1=B_H(t)-B_H(2t)+B_H(2t); \quad (17)$$
$$B_2=B_H(2t)-B_H(t)+B_H(t).$$

На підставі (17) і враховуючи, що

$$M\left[\Theta_H^2(t)\right]=t^{2H},$$

можна записати вираз для кореляційної функції:

$$k_{2H}(t)=\left(2^{2H-1}-1\right)t^{2H}. \quad (18)$$

При H = 1/2 маємо $r_H(t)=0$ для будь-яких значень t. Проте при H ≠ 1/2 маємо (незалежно від t) $r_H(t)\neq 0$. Так, якщо H > 1/2, то в імовірнісному сенсі в процесі підтримується t тенденція, що є у момент часу t. Якщо прирости були позитивними, то і надалі в середньому відбуватиметься збільшення координат процесу. Таким чином, для процесу з H > 1/2 тенденція до збільшення координат у минулому означає тенденцію до збільшення в майбутньому і ця властивість процесу в імовірнісному сенсі справедлива для довільно великих t. При H < 1/2 зростання приростів у минулому означає зменшення в майбутньому, а тенденція до зменшення у минулому робить ймовірним збільшення в майбутньому. За аналогією з (1), випадкову функцію $B_H(t)$ можна виразити через прирости гаусівського випадкового процесу $B(t)$ таким чином:

$$B_H(t)=\frac{1}{\Gamma(H+1/2)}\int_{-t}^{t}(t-t')^{H-1/2}\,dB(t'), \quad (19)$$

де Γ(x) – гамма функція. Згідно з (19), значення випадкової функції у момент часу t залежить від всіх попередніх приростів $dB(t')$ звичайного гаусівського випадкового процесу $B_H(t)$ з нульовим середнім і одиничною дисперсією. Проте при $t^*\to-\infty$ цей інтеграл розходиться. Тому подінтегральний вираз необхідно модифікувати так:

$$B_H(t)=\frac{1}{\Gamma(H+1/2)}\int_{-t}^{t}(t-t')^{H-1/2}\,dB(t')=$$
$$=\frac{1}{\Gamma(H+1/2)}\int_{-\infty}^{t}h(t-t')\,dB(t'), \quad (20)$$

де $h(t-t')=\begin{cases}(t-t')^{H-1/2}, & 0\le t'\le t;\\ (t-t')^{H-1/2}-(-t')^{H-1/2}, & t'>0.\end{cases}$

Останній вираз для $B_H(t)$ має вигляд рівняння згортки, яке розглянуто у [8].

Відмітимо, що при H = 1/2 формула (20) є формою запису операції дробового інтегрування. Використовуючи степеневий характер зміни імпульсної перехідної функції або властивість її масштабної інваріантності, запишемо, що

$$h(kt-k\tau)=k^{H-1/2}h(t-\tau).$$

З цього співвідношення виходить, що для вінерівського процесу є вірним

$$dB(k\tau)=k^{1/2}dB(\tau). \quad (21)$$

Тому на основі (20) можна записати вираз:

$$B_H(k\tau)=k^H B_H(\tau)$$

або

$$k^{-H}B_H(k\tau)=B_H(t), \quad (22)$$

що найчіткіше виражає самоподібний характер процесу $B_H(t)$.

Перейдемо до розгляду статистик процесу $B_H(t)$ для випадку дискретного часу.

Використовуючи (19), можна записати вираз для кореляційної функції фрактального вінерівського процесу у вигляді

$$k_{2H}\left(t_1,t_2\right) \sim 1/2\left[t_1^{2H}+t_2^{2H}-\left|t_2-t_1\right|^{2H}\right]. \quad (23)$$

На інтервалах заданої тривалості T для дискретних моментів спостереження $\left(t_n,t_n-T\right)$ і $\left(t_{n+k},t_{n+k}-T\right)$, що рознесені на час kT, нормована розрахункова статистика другого порядку має вигляд

$$r\left(k,T\right) \sim \frac{1}{2}\left[\left(k+1\right)^{\alpha+1}-2k^{\alpha+1}+\left(k-1\right)^{\alpha+1}\right]. \quad (24)$$

При k = 1 і враховуючи, що $\alpha = 2H-1$:

$$r\left(1,T\right) \sim \frac{1}{2}\left[2^{2H}-2\right]=2^{2H-1}-1. \quad (25)$$

Останній вираз збігається з (17), що свідчить про збереження фрактального характеру зміни розрахункових статистик, породжених безперервним стохастичним процесом $B_H\left(t\right)$. При великих k і T коефіцієнт кореляції апроксимується виразом

$$r\left(k;T\right) \sim \frac{1}{2}\alpha\left(\alpha+1\right)k^{\alpha-1}=H\left(2H-1\right)k^{2H-2}, \quad (26)$$

з якого випливає, що чим більше значення параметра H, тим більш протяжною залежністю характеризуються властивості даного випадкового процесу.

Висновки

У статті запропонований підхід до розрахунку коефіцієнта кореляції фрактального трафіка, який базується на аналізі фрактальних властивостей мережних процесів. Для розрахунку використовується модель узагальненого броунівського руху. При цьому використовується операція дробового інтегрування броунівського руху із ядром, що має вигляд степеневої функції із дробовим показником, а отриманий вираз показує залежність степеневого хвоста розподілу від параметра Херста.

Напрямком подальших досліджень є проведення аналізу динамічних процесів у віртуальних TCP-з'єднаннях з метою вибору параметрів транспортних протоколів, які підвищать продуктивність мережних застосунків.

Список літератури

1. Sobieraj M., Stasiak M., Weissenberg J. Analytical model of the single threshold mechanism with hysteresis for multi-service networks. *IEICE Transactions on Communications*. 2012. Vol. E95.B, No. 1. P. 120–132.
2. Kuchuk G., Kovalenko A., Komari I.E., Svyrydov A., Kharchenko V. Improving Big Data Centers Energy Efficiency: Traffic Based Model and Method / Kharchenko V., Kondratenko Y., Kacprzyk J. (eds) *Green IT Engineering: Social, Business and Industrial Applications. Studies in Systems, Decision and Control*. Vol 171. Cham: Springer, 2019. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-00253-4_8
3. Кучук Н. Г. Метод зменшення часу доступу до слабкоструктурованих даних / Н. Г. Кучук, В. Ю. Мерлак, В. В. Скородєлов // *Сучасні інформаційні системи = Advanced Information Systems*. – 2020. – Т. 4, № 1. – С. 97-102. doi: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2020.1.14
4. Kuchuk N., Mozhaiev O., Mozhaiev M., Kuchuk H. Method for calculating of R-learning traffic peakedness. *2017 4th International Scientific-Practical Conference Problems of Infocommunications Science and Technology*, PIC S and T 2017 – Proceedings. 2017. P. 359-362. DOI: https://doi.org/10.1109/INFOCOMMST.2017.8246416
5. Коваленко А. А., Кучук Г. А. Методи синтезу інформаційної та технічної структур системи управління об'єктом критичного застосування. *Сучасні інформаційні системи*. 2018. Т. 2, № 1. С. 22–27. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.1.04
6. Свиридов А. С., Коваленко А. А., Кучук Г. А. Метод перерозподілу пропускної здатності критичної ділянки мережі на основі удосконалення ON/OFF-моделі трафіку. *Сучасні інформаційні системи*. 2018. Т. 2, № 2. С. 139–144. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.2.24
7. Donets V., Kuchuk N., Shmatkov S. Development of software of e-learning information system synthesis modeling process. *Сучасні інформаційні системи*. 2018. Т. 2, № 2. С. 117–121. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.2.20.
8. Зиков І. С., Кучук Н. Г., Шматков С. І. Синтез архітектури комп'ютерної системи управління транзакціями e-learning. *Сучасні інформаційні системи*. 2018. Т. 2, № 3. С. 60–66. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2018.3.10.
9. Кучук Н.Г., Гавриленко С.Ю., Лукова-Чуйко Н.В., Собчук В.В. Перерозподіл інформаційних потоків у гіперконвенгертній системі / С.Ю. Гавриленко. *Сучасні інформаційні системи*. 2019. Т. 3, № 2. С. 116-121. DOI: https://doi.org/10.20998/2522-9052.2019.2.20.

Received (Надійшла) 25.03.2021
Accepted for publication (Прийнята до друку) 19.05.2021

Method of calculating the correlation coefficient of fractal traffic

Heorhii Kuchuk, Pavlo Pustovoitov, Oleh Lebedev, Volodymyr Lymarenko

Abstract. The properties of network traffic of multiservice networks, which are observed in practice today, are quite difficult to interpret using the methods of statistical analysis, characteristic of the established modes of operation of network applications. Typically, backbone traffic focused on the simultaneous maintenance of information flows is often fractal in nature. This makes it impossible to obtain traffic characteristics by conventional approaches. In particular, problems arise in determining the statistical characteristics of the second order. The article proposes an approach to the calculation of the correlation coefficient of fractal traffic, which is based on the analysis of fractal properties of network processes. The model of generalized Brownian motion is used for calculation. This uses the operation of fractional integration of Brownian motion with the kernel, which has the form of a power function with a fractional exponent, and the resulting expression shows the dependence of the power tail of the distribution on the Hearst parameter. The proposed method allows to perform an analytical assessment of the correlation coefficient, as well as to determine the degree of fractal properties of this random process.

Keywords: multiservice network; Brownian motion; traffic; correlation coefficient.