УДК 004.7

Г.А. Кучук[1], А.А. Коваленко[2]

[1] *Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків*
[2] *Харківський національний університет радіоелектроніки, Харків*

АВТОМАТИЧНИЙ КОНТРОЛЬ ТА УПРАВЛІННЯ ПАРАМЕТРАМИ ДТЗ-ТРАФІКА КОМП'ЮТЕРНИХ СИСТЕМ КРИТИЧНОГО ПРИЗНАЧЕННЯ

В статті проведено аналіз трафіка із довготривалими залежностями (ДТЗ-трафіка). Для його аналізу пропонується використовувати математичний апарат, котрий описує узагальнений броунівський рух. Доведено, що в комп'ютерних системах критичного призначення контроль та управління параметрами ДТЗ-трафіка необхідно здійснювати автоматично. Для цього авторами запропоновано математичну модель процесу, котра дозволяє провести оцінку відхилення ДТЗ-трафіка від стаціонарного режиму.

Ключові слова: *стаціонарний режим, фрактальний трафік, параметри ДТЗ-трафіка.*

Вступ

Сучасні тенденції розвитку інфокомунікацій [1 – 6] вимагають зміни підходу до розподілу мережевого навантаження в нових умовах функціонування, враховуючи особливості багатоканальної комутації і трафіка із довготривалими залежностями (ДТЗ-трафіка). Існуючі методики і алгоритми розподілу навантаження [7 – 9, 11] в інформаційно-телекомунікаційній мережі не враховують деякі особливості ДТЗ-трафіка, наприклад, його характеру або гетерогенності мережі [11]. Основне завдання при цьому – якнайшвидше виявити момент зміни параметрів трафіка, тобто момент його відхилення від стаціонарного режиму. Тому пропонується визначення цього моменту автоматично, на використанні відліків трафіка.

Безперервно зростаюча складність і підвищення вимог до якості функціонування комп'ютерних систем критичного призначення сприяли застосуванню методів фрактального аналізу, що ґрунтуються на використанні властивостей масштабної інваріантності мережевих процесів, зокрема, процесу проходження ДТЗ-трафіка (самоподібність других статистичних моментів, котрі характеризують кореляційні зв'язки між подіями) [8, 11].

Одним із завдань, що виникають при управлінні ДТЗ-трафіком, є визначення характеру відхилення трафіка від стаціонарного режиму, оскільки неврахування тяжких хвостів використовуваних розподілів приводить до істотних розбіжностей значень параметрів процесу.

Для його аналізу пропонується використовувати математичний апарат, котрий описує узагальнений броунівський рух [8, 11].

Метою статті є розробка математичної моделі ДТЗ-трафіка комп'ютерних систем критичного призначення, котра дозволить автоматизувати процес контролю та управління параметрами такого трафіка.

1. Математична модель узагальненого броунівського руху

Класичний броунівський рух описується стохастичним вінерівським процесом $\{B(t)\}$ з такими властивостями [8]:

1) $B(0) = 0$;

2) прирости процесу нормально розподілені, тобто:

$$(\Delta B(t+t_0;t) \in N(0, \sigma_{\Delta B} t);$$

$$(\Delta B(t+t_0;t) = B(t+t_0) - B(t_0);$$

3) прирости процесу, що розглядаються на часових інтервалах, що не мають перетинів, незалежні;

4) $M\left[\left|\Delta B(t_2;t_1)\right|\right] = A\left(\left|t_2 - t_1\right|\right)^{\alpha} + o\left(\left|t_2 - t_1\right|\right)$,

де A – константа, α = 1/2;

5) функція розподілу для приростів $B(t)$:

$$F(x,t) = P(\Delta B(t+t_0;t) < x) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\Delta B}^2 \cdot t}} \cdot \int_{-\infty}^{x} \exp\left(-\frac{y^2}{\sigma_{\Delta B}^2 \cdot t}\right) dy,$$

а щільність розподілу ймовірності за проміжок часу Δt з коефіцієнтом розкиду k_d має такий вигляд [8]:

$$f(\Delta x) = (2\pi k_d \Delta t)^{-1/2} \exp\left(-\frac{(\Delta x)^2}{2k_d \Delta t}\right)$$

і володіє властивістю подібності

$$f\left(\gamma \cdot \left(x(\gamma(t+\Delta t)) - x(\gamma t)\right)\right) = \sqrt{\gamma} \cdot f\left(x(t+\Delta t) - x(t)\right),$$

що дозволяє перейти до узагальненого броунівського руху.

Варіювання показника ступеня α в межах одиничного інтервалу [0, 1] призводить до опису узагальненого броунівського руху (УБР) $B_f(t)$, що має фрактальний характер з показником Херста $H = \alpha$ [8] і дисперсією $\sigma_{\Delta B}^2 t^{2\alpha}$. У [10] доведено, що взаємозв'язок між $B(t)$ і $B_f(t)$ визначається таким співвідношенням з коефіцієнтом, котрий виражається через гамма-функцію

$$B_f(t) = \frac{1}{\Gamma(\alpha + 1/2)} \cdot \int\limits_{-\infty}^{t} (t-y)^{\alpha - 0,5} dB(t), \qquad (1)$$

з якого слідує, що значення випадкового процесу залежить від всіх його попередніх приростів, а властивість подібності зберігається.

Розглянемо дисперсію непересічних приростів процесу $B_f(t)$:

$$\sigma^2_{\Delta B_f} = M\left[\left(B_f(t+\Delta t) - B_f(t)\right)^2\right] = \\ = M\left[\left(B_f(\Delta t) - B_f(0)\right)^2\right] = M\left[B_f^2(\Delta t)\right] = \sigma^2_{\Delta B}\Delta t^{2\alpha}. \qquad (2)$$

Відмітимо, що, з іншого боку,

$$\sigma^2_{\Delta B_f} = M\left[\left(B_f(t+\Delta t) - B_f(t)\right)^2\right] = \\ = \sigma^2_{\Delta B}(t+\Delta t)^{2\alpha} + \sigma^2_{\Delta B} t^{2\alpha} - 2K\left(B_f(t+\Delta t); B_f(t)\right). \qquad (3)$$

З (2) і (3) витікає, що кореляція приростів узагальненого фрактального броунівського руху (ФБР) дорівнює

$$K_f(t+\Delta t; t) = K(B_f(t+\Delta t); B_f(t)) = \\ = \frac{1}{2}\sigma^2_{\Delta B}\left((t+\Delta t)^{2\alpha} + t^{2\alpha} - (\Delta t)^{2\alpha}\right),$$

а, отже, кореляція приростів для часових інтервалів $(t_2^{'}, t_2^{''})$ і $(t_1^{'}, t_1^{''})$, що не мають перетинів, розраховується як

$$K_f(\Delta t_2; \Delta t_1) = \frac{1}{2}\sigma^2_{\Delta B}\left((t_2^{''} - t_1^{'})^{2\alpha} + \right. \\ \left. + (t_2^{'} - t_1^{''})^{2\alpha} - (t_2^{''} - t_1^{''})^{2\alpha} - (t_2^{'} - t_1^{'})^{2\alpha}\right) \qquad (4)$$

і визначає фрактальний шум гаусового процесу.

Згідно [6] кореляція, що визначена виразом (4), характеризується довготривалою залежністю, яка пропорційна степеневій функції $\beta^{(2\alpha - 2)}$, де основа ступеня β оцінюється різницею між даними інтервалами.

Враховуючи вищесказане, можна визначити основні статистичні властивості УБР, що дозволяють побудувати наступну модель ФБР-процесу:

1) $M\left[B_f(t)\right] = 0$;

2) $k_f(t+\Delta t; t) = \frac{1}{2}\left((t+\Delta t)^{2\alpha} + t^{2\alpha} - (\Delta t)^{2\alpha}\right)$;

3) $\sigma^2\left[B_f(t+\Delta t) - B_f(t)\right] = (\Delta t)^2$.

Якщо розглядати дискретні прирости УБР-процесу з одиничним приростом $\Delta t = 1$, то провівши у (4) такі заміни:

$t_1^{'} = m_1$; $t_1^{''} = m_1 + 1$; $t_2^{'} = m_1 + m_2$; $t_2^{''} = m_1 + m_2 + 1$,

можна отримати вираз для коефіцієнта кореляції

$$k_f = \frac{1}{2}\left((m_2+1)^{2\alpha} - 2m_2^{2\alpha} + (m_2-1)^{2\alpha}\right),$$

який при розкладанні доданків в ряд Тейлора показує існування довготривалої степеневої залежності порядку $2\alpha - 2$ на «хвості розподілу».

Якщо розглянути кінцевий цілочисельний інтервал [0, M] значень часу і відповідний масив центрованих ($m_\xi = 0$) нормально розподілених на відрізку [0, 1] чисел $\xi_i \in N(0, 1)$, де $i \in \overline{1,M}$, з одиничною дисперсією, то відповідно до алгоритму, що запропоновано в [10], можна отримати такий вираз для дискретних одиничних приростів УБР:

$$B_f(t) - B_f(t-1) = \\ = \frac{1}{m_1^{\alpha}\Gamma(\alpha + 1/2)} \times \left(\sum_{i=1}^{m_1 t} i^{\alpha - 1/2}\xi_{(1+m_1(M+t)-i)} + \right. \\ \left. + \sum_{i=1}^{m_1(M-1)}\left(\left((n+i)^{\alpha-1/2} - i^{\alpha-1/2}\right) \times \xi_{(1+m_1(M-1+t)-i)}\right)\right). \qquad (5)$$

При $t >> M$ додатки стають незалежними, тобто $B_\xi(t)$ описується гаусовим процесом з незалежними приростами.

Із врахуванням (5) розроблено алгоритм моделювання фрактального шуму, в якому проводиться вагове підсумовування ряду марківських гаусових змінних зі зростаючими часами кореляції і врахуванням високочастотної складової з марківськими властивостями. Вираз (5) в алгоритмі описує низькочастотний шум, котрий посилюється при показнику Херста, що перевищує значення ½, що приводить до зростання відхилень амплітуди.

2. Оцінка відхилення ДТЗ-трафіка від стаціонарного режиму

Розглянемо фрактальний трафік ІПД в проміжних вузлах віртуальних каналів, де відбувається процес їх статистичного мультиплексування, що призводить до варіацій затримок в розповсюдженні пакетів.

Позначимо випадкову величину, що характеризує відхилення трафіку ІПД від допустимого значення як $\Theta(t)$. Тоді

$$\frac{d\Theta(t)}{dt} = n(t), \qquad (6)$$

де $n(t)$ – величина, що характеризує відхилення інтенсивності трафіку $M\left[n(t)\right] = 0$.

Для визначення статистик відхилення інтенсивності трафіку слід врахувати, що час кореляції процесу $n(t)$ кінцевий і не перевершує середнього часу між приходом пакетів τ_0. Стосовно трафіку, у високошвидкісних комп'ютерних мережах час передачі пакетів між вузлами мережі менше часу знаходження пакетів в буферах проміжних вузлів. Тому величину τ_0 можна прийняти за час кореляції процесу. Інтервал часу, через який відбувається вимірювання інтенсивності передачі, дорівнює роздільній здатності приладу або 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 гаусовим з математичним сподіванням, що дорівнює нулю, і дельтаподібною кореляційною функцією, тобто гаусовим білим шумом.

За умови, що $\Theta(t_0) = \Theta_0 = 0$, рішення рівняння (6) можна записати як [10]:

$$\Theta(t) = \int_{t_0}^{t} d\Theta(\tau) = \int_{t_0}^{t} n(\tau)\, d\tau . \tag{7}$$

Враховуючи, що для стаціонарного гаусового білого шуму з інтенсивністю N_0 справедливі такі співвідношення:

$$M\{n(t)\} = 0 ; \tag{8}$$

$$K_{2n}(t_1, t_2) = M\{n(t_1)\, n(t_2)\} = N_0 \delta(t_2 - t_1), \tag{9}$$

то для вінерівського процесу при $\Theta_0 = 0$ отримаємо

$$M\left[\Theta(t)\right] = \int_{t_0}^{t} M\left[n(\tau)\right] d\tau = 0; \tag{10}$$

$$D\left[\Theta^2(t)\right] = \int_{t_0}^{t}\int_{t_0}^{t} M\left[n(\tau_1)\, n(\tau_2)\right] d\tau_1 d\tau_2 = N_0 \cdot t; \tag{11}$$

$$\begin{aligned} K_{2\Theta}(t_1, t_2) &= \int_{t_0}^{t_2}\int_{t_0}^{t_1} M\left[n(\tau_1)\, n(\tau_2)\right] d\tau_1 d\tau_2 = \\ &= N_0 \cdot \min(t_1 t_2) = \frac{N_0}{2}\left(t_1 + t_2 - |t_2 - t_1|\right). \end{aligned} \tag{12}$$

З урахуванням виразу (11) процес $\Theta(t)$ є нестаціонарним, а через прийняті припущення щільність розподілу $\Theta(t)$ є гаусовою і має вигляд

$$f\left(\Theta(t)\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi N_0 t}} \exp\left\{-\frac{B^2(t)}{2D\left[\Theta(t)\right]}\right\}, \quad t > 0 . \tag{13}$$

Нестаціонарний характер процесу $\Theta(t)$ утрудняє його дослідження як моделі мережевих процесів. Розглянемо приріст процесу

$$\Theta(t_1) - \Theta(t_0) = \int_{t_0}^{t_1} n(\tau)\, d\tau . \tag{14}$$

На основі (10) і (11) можна записати вираз для математичного сподівання і дисперсій процесу приросту значень броунівського руху:

$$m_\Theta = M\left[\Theta(t_1) - \Theta(t_0)\right] = 0 ; \tag{15}$$

$$D_\Theta = M\left[\left(\Theta(t_1) - \Theta(t_0)\right)^2\right] = N_0(t_1 - t_0) \sim t_1 - t_0 . \tag{16}$$

Розглянемо властивості отриманого процесу з урахуванням того, що на практиці спостереження проводяться з кінцевою роздільною здатністю. Нехай координата процесу реєструється через кожен проміжок часу $k\tau$, де k – довільне ціле число. Виберемо, наприклад $k = 2$. В цьому випадку приріст координати ξ дорівнює сумі двох незалежних приростів ξ' і ξ'' на інтервалі $t = 2\tau$ і для нього може бути задана функція розподілу [8]:

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

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

$$\begin{gathered} M\left[\left(\Theta(t_2) - \Theta(t_1)\right)\left(\Theta(t_1) - \Theta(t_0)\right)\right] = \\ = k(t_1, t_2) - k_2(t_1, t_1) - k_2(t_2, t_0) + k_2(t_1, t_0) = \\ N_0 t_1 - N_0 t_1 - N_0 t_0 + N_0 t_0 = 0. \end{gathered} \tag{17}$$

Таким чином, прирости $\Theta(t)$ є корельованими, а через гаусів характер щільності розподілу (13) вони також є незалежними. У загальному випадку щільність розподілу приростів є такою:

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

Очевидно, що отримана щільність розподілу володіє властивістю масштабної інваріантності або самоподібністю. Дійсно, сумісна ймовірність того, що перший приріст ξ' знаходиться у інтервалі [ξ', ξ' + d'], а другий, ξ'', – у інтервалі [ξ'', ξ'' + dξ''], дорівнює

P(ξ', ξ'', τ)= P(ξ', τ) P(ξ'', τ).

Інтегрування по всіх можливих комбінаціях ξ' і ξ'' приводить до такого виразу для щільності ймовірності значень

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

Таким чином, приріст координати частинки залишається гаусовим випадковим процесом з нульовим математичним сподіванням, але збільшеною дисперсією. У разі довільного інтервалу $k\tau$ отримаємо

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

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

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

Іншими словами, якщо змінити масштаб часу спостереження процесу в k раз, то дисперсія також зміниться в k разів і буде рівною $D_B = N_0 k\left(t - t_0\right)$. Тому, для виконання умови нормування щільності розподілу, необхідно змінити масштаб приросту вінерівського процесу в $k^{1/2}$ раз.

Аналізуючи проведені перетворення можна зробити висновок, що даний процес є інваріантним в сенсі функції щільності розподілу для перетворення, яке змінює масштаб часу в k разів, а масштаб координат в $k^{1/2}$ разів. Щільність розподілу приростів для зміненого масштабу часу можна записати як

$$f\left[k^{1/2}\left[\Theta(kt) - \Theta(kt_0)\right]\right] =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi N_0 k\left(t - t_0\right)}} \exp\left\{-\frac{\left[k^{1/2}\left(\Theta(t) - \Theta(t_0)\right)\right]^2}{2N_0 k\left(t - t_0\right)}\right\},$$

тобто

$$k^{1/2} f\left[k^{1/2}\left[\Theta(kt) - \Theta(kt_0)\right]\right] = f\left[\Theta(t) - \Theta(t_0)\right]. \quad (18)$$

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

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

Вважаючи на вищенаведене, твердимо таке: випадкову функцію переміщення $\Theta(t)$ можна задати за допомогою нормально розподіленого випадкового процесу з незалежними значеннями $\{\xi\}$. В цьому випадку приріст координати броунівської частини залежить від $\left|t - t_0\right|$ і визначається як

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

для будь-якої пари моментів часу t і t_0, а також параметру H = ½, заміна котрого на будь-яке дійсне число з інтервалу $0 < H < 1$ призводить до узагальненого броунівського руху $\Theta_H(t)$, для якого

$$m_H = 0; \quad (19)$$

$$D_H = M\left[\left(\Theta_H(t) - \Theta_H(t_0)\right)^2\right] \sim \left|t - t_0\right|^{2H}. \quad (20)$$

В порівнянні з (15) зміна дисперсії відповідно до (20) відбувається таким чином: при $H < 1/2$ швидше, при $H > 1/2$ повільніше. Для реальних процесів в комп'ютерних мережах має місце умова $½ < H < 1$, що вказує на їх статистично протяжний характер.

Для оцінки властивостей масштабної інваріантності обчислимо нормовану кореляційну функцію (коефіцієнт кореляції) приростів $\Theta_H(t)$ для двох неперетинних інтервалів часу (t_0, t) і $(t, 2t)$.

Тоді коефіцієнт кореляції

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

За умови $\Theta_H(t_0) = 0$:

$$r_H(t) = \frac{M\left[\Theta_H(t)\Theta_H(2t)\right] - M\left[\Theta_H^2(t)\right]}{M\left[\Theta_H^2(t)\right]} = 2^{2H-1} - 1. \quad (21)$$

На підставі виразу (21) і враховуючи, що $M\left[\Theta_H^2(t)\right] = t^{2H}$, визначимо:

$$k_{2H}(t) = \left(2^{2H-1} - 1\right) t^{2H}. \quad (22)$$

При H = 1/2 маємо $r_H(t) = 0$ для будь-яких значень t. Проте при $H \neq 1/2$ маємо $r_H(t) \neq 0$ незалежно від t. Так, якщо $H > 1/2$, то в імовірнісному сенсі в процесі підтримується та, що є у момент часу t, тенденція. 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 це 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. Використовуючи (1), випадкову функцію $\Theta_H(t)$ можна виразити через прирости випадкового гаусового процесу $\Theta(t)$ таким чином:

$$\Theta_H(t) = \frac{1}{\Gamma(H + 1/2)} \int_{-t}^{t} \left(t - t'\right)^{H-1/2} d\Theta(t') = $$
$$= \frac{1}{\Gamma(H + 1/2)} \int_{-\infty}^{t} h\left(t - t'\right) dB(t'), \quad (23)$$

де Γ(x) – гамма функція, $h(t - t')$ – імпульсна перехідна функція, із властивості масштабної інваріантності котрої маємо

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

З цього співвідношення виходить, що для вінерівського процесу справедливе співвідношення

$$d\Theta(k\tau) = k^{1/2} d\Theta(\tau)$$

і використовуючи (9) отримаємо

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

або

$$k^{-H} \Theta_H(k\tau) = \Theta_H(t), \quad (24)$$

яке виражає самоподібний характер процесу $\Theta_H(t)$.

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

Використовуючи (24), можна записати вираз для кореляційної функції фрактального вінерівського процесу:

$$k_{2H}(t_1,t_2) \sim 1/2\left[t_1^{2H}+t_2^{2H}-\left|t_2-t_1\right|^{2H}\right]. \quad (25)$$

На інтервалах заданої тривалості T для дискретних моментів спостереження $(t_n, t_n - T)$ і $(t_{n+k}, t_{n+k} - T)$, рознесених на час kT

$$r(k,T) \sim \frac{1}{2}\left[(k+1)^{\alpha+1}-2k^{\alpha+1}+(k-1)^{\alpha+1}\right]. \quad (26)$$

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

$$r(1,T) \sim \frac{1}{2}\left[2^{2H}-2\right]=2^{2H-1}-1, \quad (27)$$

що співпадає з результатом перетворень в (21), що свідчить про збереження фрактального характеру зміни рахункових статистик, породжених безперервним стохастичним процесом $\Theta_H(t)$. При великих k і T коефіцієнт кореляції апроксимується як

$$r(k;T) \sim \frac{1}{2}\alpha(\alpha+1)k^{\alpha-1}=H(2H-1)k^{2H-2}, \quad (28)$$

тобто, чим більше значення параметра H, тим більш протяжною залежністю характеризуються властивості даного випадкового процесу.

Висновки

Проведено аналіз ДТЗ-трафіка. Для цього використано математичний апарат, котрий описує узагальнений броунівський рух. Доведено, що в комп'ютерних системах критичного призначення контроль та управління параметрами ДТЗ-трафіка необхідно здійснювати автоматично. Для цього авторами розроблено математичну модель процесу, котра дозволяє провести оцінку відхилення ДТЗ-трафіка від стаціонарного режиму.

Список літератури

1. *Бутмалай Д. Анализ построения современных корпоративных сетей передачи данных [Электронный ресурс]. / Д. Бутмалай // Мир связи. – 2005. – № 7.*
2. *Олифер В.Г. Компьютерные сети. Принципы, технологии, протоколы. 4-е изд. / В.Г. Олифер, Н.А. Олифер. – СПб.: Питер, 2012. – 943 с.*
3. *Кучук Г.А. Синтез стратифікованої інформаційної структури інтеграційної компоненти гетерогенної складової Єдиної АСУ Збройними Силами України / Г.А. Кучук, О.П. Давікоза // Наука і техніка Повітряних Сил Збройних Сил України. – 2013. – № 3. – С. 154-158.*
4. *Рубан І.В. Концептуальний підхід до синтезу структури інформаційно-телекомунікаційної мережі / І.В. Рубан, Г.А. Кучук, О.П. Давікоза // Системи обробки інформації. – 2013. – Вип. 7. – С. 106-112.*
5. *Кучук Г.А. Минимизация загрузки каналов святи вычислительной сети / Г.А. Кучук // Системи обробки інформації. – Х.: НАНУ, ПАНМ, ХВУ, 1998. – Вип. 1(5). – С. 149-154.*
6. *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.*
7. *Ершов В.А. Мультисервисные телекоммуникационные сети / В.А. Ершов, Н.А. Кузнецов. – М.: МГТУ имени Н.Э. Баумана, 2003. – 432 с.*
8. *Кучук Г.А. Інформаційні технології управління інтегральними потоками даних в інформаційно-телекомунікаційних мережах систем критичного призначення / Г.А. Кучук. – Х.: ХУ ПС, 2013.– 254 с.*
9. *Стеклов В.К. Телекомунікаційні мережі / В.К. Стеклов, Л.Н. Беркман. – К.: Техніка, 2001. 392 с.*
10. *Leland W. On the self-similar nature of IP-trafic / W. Leland, M. Taqqu, W. Willinger // IEEE/ACM Transactions on Networking. – 1997. – № 3. – P. 423 – 431.*
11. *Kuchuk G.A. An Approach To Development Of Complex Metric For Multiservice Network Security Assessment / G.A. Kuchuk, A.A. Kovalenko, A.A. Mozhaev // Statistical Methods Of Signal and Data Processing (SMSDP – 2010): Proc. Int. Conf., October 13-14, 2010.– Kiev: NAU, RED, IEEE Ukraine section joint SP, 2010. – P. 158 – 160.*

Надійшла до редколегії 25.10.2016

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.М. Більчук, Харківський національний університет Повітряних Сил імені Івана Кожедуба, Харків.

АВТОМАТИЧЕСКИЙ КОНТРОЛЬ И УПРАВЛЕНИЕ ПАРАМЕТРАМИ ДВЗ-ТРАФИКА КОМПЬЮТЕРНЫХ СИСТЕМ КРИТИЧЕСКОГО НАЗНАЧЕНИЯ

Г.А. Кучук, А.А. Коваленко

В статье проведен анализ трафика с долговременными зависимостями (ДВЗ-трафика). Для его анализа предлагается использовать математический аппарат, который описывает обобщенное броуновское движение. Доказано, что в компьютерных системах критического назначения контроль и управление параметрами ДВЗ-трафика необходимо осуществлять автоматически. Для этого авторами предложена математическая модель процесса, которая позволяет провести оценку отклонения ДВЗ-трафика от стационарного режима.

Ключевые слова: *стационарный режим, фрактальный трафик, параметры ДВЗ-трафика.*

AUTOMATIC MONITORING AND CONTROL OF LTD-TRAFFIC PARAMETERS IN COMPUTER SYSTEMS CRITICAL OF CRITICAL APPLICATION

H.A. Kuchuk, A.A. Kovalenko

The paper represents analysis of a traffic with long-term dependency (LTD-traffic). For such analysis it is proposed to use the mathematical formalism that describes a generalized Brownian motion. It is proved that in the computer systems of critical application, monitoring and control of LTD-traffic parameters should be implemented automatically. To do this, the authors propose a mathematical model of the process, which allows to assess the deviations in LTD-traffic from stationary mode.

Keywords: *stationary mode, fractal traffic, parameters of LTD-traffic.*