

Треньова К.О.

АДАПТИВНИЙ МЕТОД І АЛГОРИТМ ОПЕРАТИВНОГО ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ ТРАФІКА У ВИСОКОШВИДКІСНИЙ КОРПОРАТИВНИХ МУЛЬТИСЕРВІСНИХ МЕРЕЖАХ ЗВ'ЯЗКУ

Trenova K.O. Adaptive method and algorithm for the operational estimation of traffic parameters in high-speed corporate multiservice communication networks. The article develops an adaptive method and an algorithm for operational evaluation of traffic characteristics and parameters in high-speed corporate multi-service communication networks, which implements it. This algorithm works in real time.

High-speed corporate multi-service networks are characterized by high dynamics of changes in their state, including changes in the characteristics of transmitted traffic. Under these conditions, the automated network management system must ensure the required quality of services and communication services provided to users. The relevance of this study is determined by the need to implement network management processes in a mode close to real time, with a given quality in conditions of dynamic, unknown changes in network characteristics.

The basis of the proposed method is the concept of conditional nonlinear Pareto-optimal filtering, which consists in the fact that the estimation of traffic parameters takes place in two stages: at the beginning, the forecast of parameter values is estimated, and then, with the receipt of subsequent parameter observations, their adjustment takes place.

The proposed method and algorithm belong to the class of methods and algorithms with prior training. The average relative error of the estimation of traffic parameters does not exceed 7%, which is a sufficient value for the implementation of operational network management tasks.

Key words: Corporate multiservice network, new generation network, traffic, method, network, data transfer, random sequence

Треньова К.О. Адаптивний метод і алгоритм оперативного оцінювання параметрів трафіка у високошвидкісний корпоративних мультисервісних мережах зв'язку. У статті розроблено адаптивний метод і алгоритм оперативного оцінювання характеристик і параметрів трафіку у високошвидкісних корпоративних мультисервісних мережах зв'язку, що його реалізує. Цей алгоритм функціонує в режимі реального часу.

Високошвидкісні корпоративні мультисервісні мережі характеризуються високою динамікою зміни свого стану, включно зі змінами характеристик переданого трафіку. У цих умовах автоматизована система управління мережею повинна забезпечити необхідну якість надаваних користувачам послуг і сервісів зв'язку. Актуальність цього дослідження визначається необхідністю реалізації процесів управління мережею в режимі, близькому до реального часу, із заданою якістю в умовах динамічних невідомих змін мережевих характеристик.

Основою пропонованого методу є концепція умовної нелінійної Парето-оптимальної фільтрації, яка полягає в тому, що оцінювання параметрів трафіку відбувається у два етапи: на початку оцінюється прогноз значень параметрів, а потім, з отриманням наступних спостережень параметрів, відбувається їхнє коригування.

Запропонований метод та алгоритм відносяться до класу методів та алгоритмів із попереднім навчанням. Середня відносна похибка оцінки параметрів трафіку не перевищує 7%, що є достатнім значенням для реалізації завдань оперативного мережевого керування.

Ключові слова: Корпоративна мультисервісна мережа, мережа нового покоління, трафік, метод, мережа, передача даних, випадкова послідовність

Вступ

Успіхи у розвитку технологій телекомунікацій та зв'язки привели до створення концепції корпоративних мультисервісних мереж зв'язку (КММЗ), ядром яких є пакетні IP-мережі, інтегруючі і надають користувачам різні послуги та сервіси. КММЗ розробляються і створюються на основі концепції мереж нового покоління (NGN) [1].

У високошвидкісних КММЗ присутні різні мережеві процеси, які мають різні масштаби часу. Багато з цих процесів є дуже швидкоплинними і мають значну динаміку зміни своїх характеристик і параметрів. До подібних процесів можна віднести, наприклад, процес забезпечення передачі та управління трафіком реального часу, процес зміни характеристик інтенсивності трафіку, процес можливої зміни поточного технічного стану мережевих елементів, процес оцінки та управління поточним станом мережевої та інформаційної безпеки і так далі. Надання широкої номенклатури послуг та сервісів КММЗ користувачам робить актуальною проблему надійного та стійкого управління мережею в єдиному технологічному циклі, в режимі часу, близькому до реального [2]. При цьому задані вимоги до якості послуг та сервісів повинні виконуватися повністю [3]. В даний час існують об'єктивні складнощі в побудові системи управління КММЗ, реалізуючої процесу мережевого управління в режимі часу, наближеним до реального. Ці труднощі викликають складність системотехнічної структури КММЗ, великим просторовим розмахом мережевої інфраструктури, необхідністю швидкого та якісного аналізу значної кількості різних мережевих характеристик і параметрів що постійно змінюються. Ці параметри, у свою чергу, у більшості випадків, являють собою нестационарні та нелінійні випадкові процеси, адекватний опис яких можливий тільки за допомогою нелінійних стохастичних математичних моделей [3, 4]. Таким чином, зазначені особливості високошвидкісних КММЗ роблять актуальною науково-технічну проблему оперативного і безперервного оцінювання поведінки мережевого трафіку з апіорі невідомими характеристиками, що динамічно змінюються.

Аналіз останніх досліджень і публікацій.

У [5] показано, що стохастичні характеристики трафіку, що передається в КММЗ, можна апроксимувати за допомогою таких основних імовірнісних розподілів: розподіл Пуассона, Парето, Вейбулла, логарифмічно нормальний і експоненціальний розподіли.

Трафік у КММЗ є нестационарним за своєю природою, а математичні моделі, які адекватно описують його поведінку, є нелінійними стохастичними моделями [6], що істотно ускладнює розробку й реалізацію процедур оцінювання його параметрів і характеристик із необхідною якістю. Відомо, що основними характеристиками трафіку в КММЗ є максимальне і мінімальне значення його інтенсивності, поточне значення математичного очікування, середньо квадратичне відхилення (СКВ) і коефіцієнт варіації його інтенсивності [3, 5].

Існують різні методи й алгоритми оцінювання параметрів нелінійних і нестационарних випадкових процесів і послідовностей [6]. Найвідомішими з них є методи субоптимальної нелінійної фільтрації, методи лінеаризованої та розширеної Калманівської фільтрації [7]. До особливостей цих методів можна віднести ту обставину, що результуючі їхні точності характеристики істотно залежать від величин можливих збурень, а також від характеристик нелінійностей оцінюваних параметрів. Застосування ж цих методів і алгоритмів для оцінювання характеристик і параметрів трафіку у високошвидкісних КММЗ пов'язане зі значними обчислювальними витратами, необхідністю оцінювання параметрів алгоритмів за допомогою попереднього математичного моделювання, що спричиняє великі труднощі під час їхньої технічної реалізації.

У [7] показано, що одним із конструктивних підходів до розв'язання задачі оцінювання векторних параметрів випадкових процесів, за нелінійних моделей спостережень, є метод умовної нелінійної Парето-оптимальної фільтрації. Суть цього методу полягає в тому, що оцінювання невідомого параметра здійснюється у два етапи. На першому етапі обчислюється функція поточного прогнозу оцінок значень параметра. На другому етапі за допомогою коригувальних функцій і отриманої додаткової апостеріорної інформації про значення цих оцінок проводять їхню корекцію. Вибір класу і виду функцій оцінки поточного прогнозу, класу і виду коригувальних функцій є досить вільним і визначається конкретною постановкою розв'язуваної проблеми.

У роботі, на основі цього підходу, описано метод і алгоритм оцінювання характеристик і параметрів трафіку, з використанням спільних оцінок поточного значення математичного очікування, середньо квадратичного відхилення (СКВ) і коефіцієнта варіації інтенсивності

трафіку КММЗ. Пропонується адаптацію коригувальних функцій до невідомих характеристик інтенсивності трафіку КММЗ здійснювати за допомогою псевдоградієнтних процедур. При цьому регулювання параметрів коригувальних функцій залежно від параметрів випадкової послідовності (ВП) і від динаміки їхніх змін здійснюється за допомогою нечіткого логічного виведення Такагі-Сугено .

Мета статті – підвищити ефективність оперативного оцінювання параметрів трафіка у високошвидкісній корпоративних мультисервісних мережах зв'язку.

Виклад основного матеріалу дослідження.

Розглянемо завдання дослідження, метод та алгоритм оцінки характеристик трафіку у високошвидкісних КММЗ. Нехай спостереження інтенсивності трафіку КММЗ на інтерфейсі мережевого елемента (МЕ), наприклад, маршрутизатора, подано у вигляді випадкової послідовності (ВП) $x(i)$, заданої в дискретні моменти часу $i=\{1,2,\dots,n,\dots\}$. Нехай спостереження ВП $x(i)$, описуються адитивно-мультиплікативною моделлю у вигляді:

$$x(i) = \beta(i) * F(x(s-1) + \xi(i)), \quad (1)$$

де $F(*)$ - деяка випадкова функція від спостережень, $\beta(i)$ - деяка випадкова величина, а $\xi(i)$ - завада спостережень з нульовим математичним очікуванням і кінцевою дисперсією. Припустимо також, що ВП $x(i)$ має кінцеве математичне очікування і дисперсію. Зазначимо, що модель (1) і зроблені допущення визначають негаусівську, нестационарну марковську послідовність.

Потрібно побудувати векторну рекурентну процедуру оцінки значень математичного очікування ВП $x(i)$, СКВ ВП і його коефіцієнта варіації за критерієм мінімуму середнього квадрата помилки, тобто:

$$J(i) = M\{\xi\} \left\{ M(m(i) - \hat{m}(i))^2 \rightarrow \min, M(\sigma(i) - \hat{\sigma}(i))^2 \rightarrow \min, M(K_v(i) - \widehat{K}_v(i))^2 \rightarrow \min \right\} \quad (2)$$

де $\hat{m}(i)$, $\hat{\sigma}(i)$, $\widehat{K}_v(i)$ оцінки математичного очікування, СКВ і коефіцієнта варіації ВП $x(i)$ на кроці i , а $m(i)$, $\sigma(i)$, $K_v(i)$ - їхні істинні значення.

Функція прогнозу для поточного значення математичного очікування ВП визначається як:

$$\hat{m}(i) = \frac{1}{N_1} \sum_{k=1}^{N_1} x(i-k), \quad i = 1, 2, \dots, n, \dots \quad (3)$$

де N_1 - розмір ковзного вікна, який обирається відносно невеликого розміру [6].

Прогнози оцінок СКВ і коефіцієнта варіації ВП на кроці i також здійснюють у цьому ж ковзному вікні:

$$\hat{\sigma}(i) = \sqrt{\frac{1}{N_1} \sum_{k=1}^{N_1} x^2(i-k) - \left(\frac{1}{N_1} \sum_{k=1}^{N_1} x(i-k) \right)^2}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \dots, \widehat{K}_v = \frac{\hat{\sigma}(i)}{\hat{m}(i)}. \quad (4)$$

Без втрати загальності, подальший детальний розгляд побудови коригувальної процедури проведемо для компоненти значення оцінки математичного очікування функціоналу (2) $J_m(\hat{m}(i))$, з узагальненням на векторний випадок.

Як правило, значення функціоналу $J_m(\hat{m}(i))$ недоступне спостереженню, а доступне спостереженню тільки випадкова реалізація його градієнта з випадковою помилкою, тобто:

$$\nabla Q(\xi \hat{m}(i)) = \nabla J_m(\hat{m}(i)) + \xi(i), \quad \xi \in R, \quad (5)$$

де ξ - помилка спостереження градієнта. Можна припустити, що ξ - центровані, некорельовані помилки оцінки градієнта функціонала якості. Мінімізацію функціоналу (5) проведемо за допомогою рекурентного алгоритму виду [6]:

$$\hat{m}(i+1) = \hat{m}(i) - \lambda_m(i+1) \nabla Q(\xi, \hat{m}(i+1)), \quad (6)$$

де $\nabla Q(\xi, \hat{m}(i+1))$ - деякий випадковий напрямок руху у фазовому просторі в точці $\hat{m}(i+1)$; \hat{m} - скоригована оцінка математичного очікування на попередньому кроці; $\{\lambda_m\}$ - послідовність додатних чисел, яка для стаціонарної ВП, має задовольняти умовам :

$$\sum_{i=1}^{\infty} \lambda_m(i) = \infty, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_m^2(i) < \infty, \quad (7)$$

де $\{\lambda_m(i)\}$ - коефіцієнти кроку алгоритму. Як відомо, вектор $\nabla Q(\xi, \hat{m}(i))$ називається псевдоградієнтом у точці $\hat{m}(i)$, якщо в цій точці виконується умова:

$$\nabla J_m(\hat{m}(i-1)) \cdot M\{\nabla Q(\xi, \hat{m}(i))\} \geq 0, \quad (8)$$

де $M\{\ast\}$ - операція математичного очікування. Реалізацію функціонала якості в точці $\hat{m}(i)$ можна представити наступним чином:

$$Q(\hat{m}(i+1)) = (\hat{m}(i+1) - \hat{m}(i))^2 \quad (9)$$

Тоді, після нескладних перетворень, рекурентний псевдоградієнтний алгоритм (ПГА) оцінювання поточного значення математичного очікування ВП, з урахуванням знаків, матиме вигляд:

$$\hat{m}(i+1) = \hat{m}(i) + \lambda_m(i+1) (\hat{m}(i+1) - \hat{m}(i)). \quad (10)$$

З метою зменшення середньої відносної помилки оцінки математичного очікування інтенсивності трафіку в КММЗ, пропонується коригувальну процедуру (12) будувати на основі середнього значення попередніх оцінок, у вигляді:

$$\tilde{m}(i) = \frac{1}{N_2} \sum_{k=0}^{N_2-1} \hat{m}(i-k). \quad (11)$$

де N_2 - розмір другого ковзного вікна, в якому проводять усереднення оцінок математичного очікування інтенсивності трафіку, а $\hat{m}(i)$ - середнє значення оцінок у цьому ковзному вікні. Тоді вираз (10) набуде вигляду:

$$\hat{m}(i+1) = \hat{m}(i) + \lambda_m(i+1) \times \left[\hat{m}(i+1) - \frac{1}{N_2} \sum_{k=0}^{N_2-1} \hat{m}(i-k) \right]. \quad (12)$$

У скороченому вигляді (12) можна записати як:

$$\hat{m}(i+1) = \hat{m}(i) + \lambda_m(i+1) \quad (13)$$

Аналогічний підхід застосовується для всіх компонентів вектора $\nabla Q(\xi, \hat{m}(i))$. Узагальненням рекурентної процедури є векторний ПГА виду:

$$\hat{G}(i+1) = \hat{G}(i) + R(i+1) \times \nabla Q(i+1), \quad (14)$$

де $\hat{G}(i+1)$ – вектор оцінок параметрів ВП на кроці $i+1$:

$$\hat{G}(i+1) = [\hat{m}(i+1), \hat{\delta}(i+1), \hat{K}v(i+1)]^T, \quad (15)$$

Матриця $R(i+1)$ є діагональною матрицею коефіцієнтів кроку.

Зазначимо, що алгоритми (10), (13) і (14) є ПГА. Це твердження ґрунтується на коректній перевірці виконання умови (8). Звідки випливає висновок про те, що ці процедури володіють усіма властивостями ПГА. Також відзначимо ще одну важливу властивість запропонованого алгоритму: його структура не залежить від статистичних характеристик ВП $x(i)$. Дана властивість ПГА є наслідком центральної граничної теореми. Таким чином, для будь-яких імовірнісних характеристик інтенсивності мережевого трафіку структура алгоритму оцінювання є постійною, а змінюватися можуть тільки його параметри.

Для оцінювання параметрів нестационарних ВП умова (7) обмежує застосування ПГА, оскільки ПГА має відстежувати зміни значення параметрів трафіку, а не сходиться до певних їхніх значень.

Тому послідовність $R(i+1)$ обмежується знизу постійними значеннями. Як наслідок вибору обмеженого коефіцієнта кроку, дисперсія оцінки параметрів ВП також буде обмежена знизу. Отже, необхідно знайти компромісне рішення між швидкістю і точністю оцінювання значень інтенсивності ВП [6].

У представлених методі та алгоритмі пропонується при виборі вектора коефіцієнтів кроку враховувати динаміку зміни оцінюваних параметрів і характеристик ВП. Очевидно, що модулі градієнтів компонент векторного функціонала якості пропорційні динамічним властивостям ВП. Подібні залежності мають характер важкоформалізованих завдань, тому пропонується процедуру підстроювання коефіцієнтів кроку ПГА автоматизувати на основі методу нечіткого виведення Такагі-Сугено, що має вигляд:

$$\begin{aligned} \text{якщо } < \hat{m}(i) \in D1 > \text{ТА } < \nabla Q(i) \in D2 > \text{ТА } < \hat{\sigma}^2(i) \in D3 > \\ \text{тоді } R(i+1) &= R(k) \\ \text{та } N_1 &= N_1(k) \text{ ТА } N_2 = N_2(k) \end{aligned} \quad (16)$$

де $D1$, $D2$ і $D3$ - області поточних значень оцінки математичного очікування ВП, оцінки значень компонент градієнта у коригувальній процедурі (14) і оцінки дисперсії ВП; N_1 і N_2 - розміри відповідних ковзних вікон у виразах (3), (4) і (11).

Для реалізації цих правил попередньо проводиться навчання системи нечіткого логічного виведення за експериментальними даними, отриманими на стадії її проектування, на тестових ВП, з відомими статистичними параметрами. Збільшення розміру ковзного вікна, якщо виникає така необхідність, проводиться послідовно, з кроком, що дорівнює одній комірці ковзного вікна. Це дає змогу забезпечити спостережливість оцінюваних параметрів ВП.

Особливістю цієї системи нечіткого логічного виведення є те, що навчання проводиться на етапі її проектування. На етапі експлуатації можливе невелике коригування нечітких баз правил і нечітких баз знань.

Проведемо аналіз результатів математичного моделювання. Математичне моделювання перевірки ефективності алгоритму оцінювання характеристик інтенсивності трафіку КММЗ проводили для трафіків, що мають логарифмічно нормальний розподіл.

Модульовальні функції для моделювання нестационарних ВП являли собою ВП авторегресії першого порядку (АР-1) [6], а також детерміновані функції.

На рисунку 1 наведено отриманий на етапі попереднього навчання системи нечіткого логічного виводу графік поверхні коефіцієнтів кроку для процедури коригування оцінок математичного очікування ВП залежно від періоду його зміни та від можливого значення модуля оцінки його градієнта. При цьому значення λ_m обиралися таким чином, щоб середня відносна похибка оцінювання δ та її СКВ σ_δ були мінімально можливими.

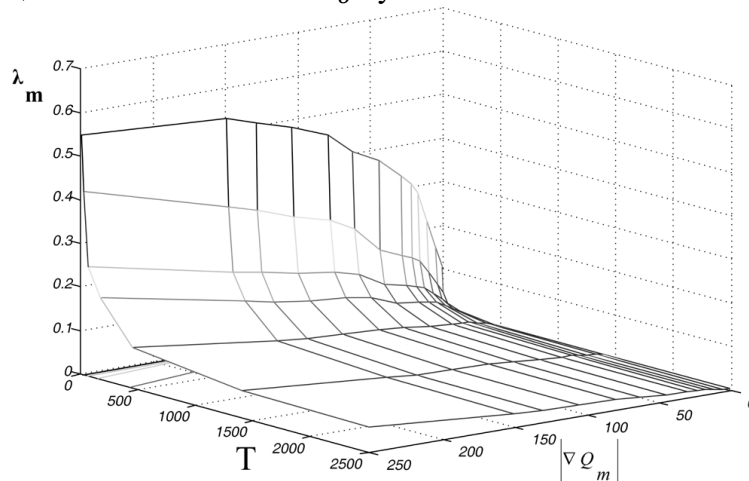


Рис. 1. Залежність коефіцієнта кроку ПГА від періоду T зміни математичного очікування та від значення $|\nabla Q_m|$, за якого досягається мінімальне значення середньої відносної помилки оцінювання поточного значення математичного очікування ВП δ %

Далі, після навчання алгоритму вибору значень $\{\lambda_m\}$, визначалися раціональні значення розмірів ковзних вікон N_1 і N_2 , за яких досягалися мінімальні значення середньої відносної помилки оцінювання математичного очікування ВП δ % і СКВ середньої відносної помилки оцінювання математичного очікування σ_δ %. Ці залежності наведено на рисунках 2 і 3.

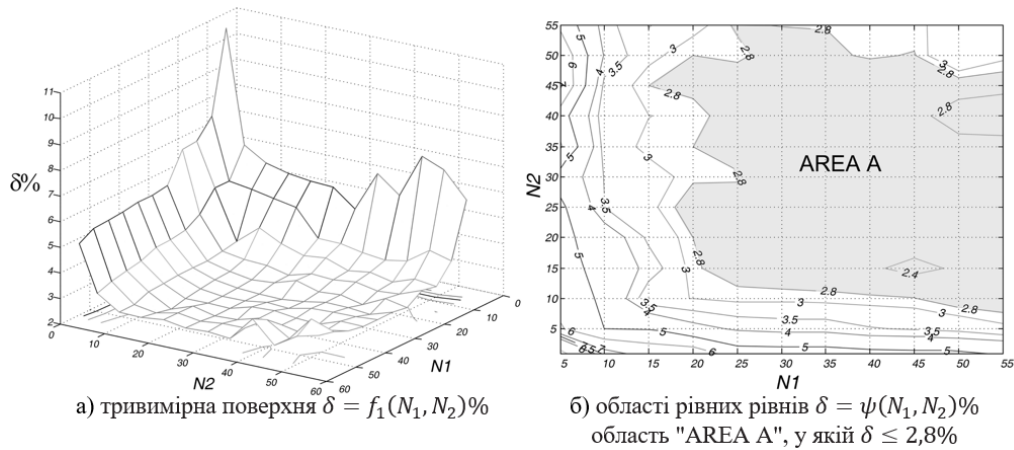


Рис. 2 Залежність середньої відносної похибки оцінки математичного очікування від N_1 і N_2

Середнє значення процесу становило приблизно 312 Мбіт/с, максимальне значення процесу - 831 Мбіт/с, мінімальне значення процесу - 110 Мбіт/с.

Час зміни значення математичного очікування ВП від мінімального до максимального значення становив близько 300 мілісекунд. Математичне очікування ВП моделювалося процесом AP-1.

Аналіз отриманих залежностей показав, що раціональні значення N_1 і N_2 склали $N_1 \in [30 - 50]$ і $N_2 \in [25 - 45]$ відліків. При цьому значення δ не перевищує перевищувало 3%, а значення σ_δ не перевищувало 0,2%. Подальше збільшення розмірів ковзних вікон призводило до збільшення цих значень, оскільки відбувалося зайве згладжування параметрів ВП.

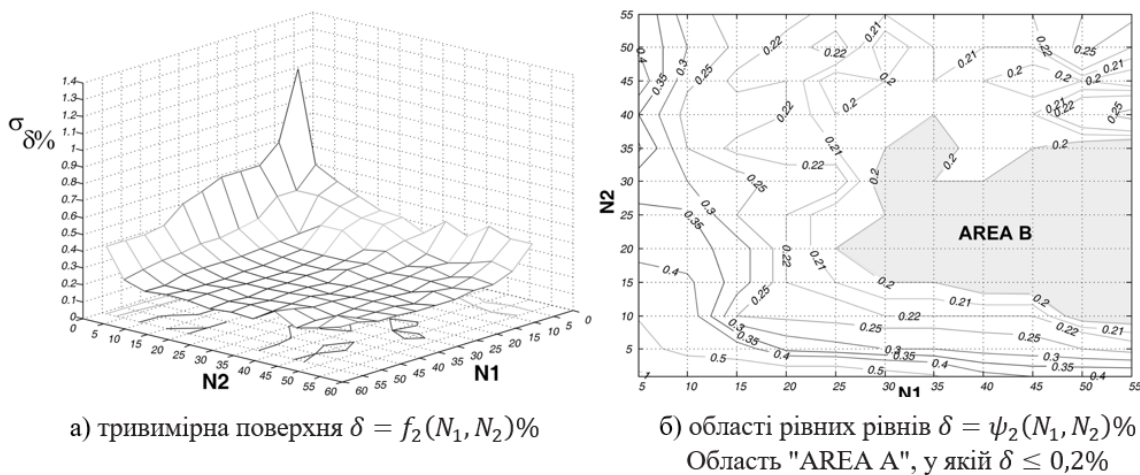


Рис. 3. Залежність значення СКВ середньої відносної похибки оцінки математичного очікування від N_1 і N_2

На рисунку 4 наведено результати перевірки за допомогою критерію χ^2 гіпотези про нормалізацію ВП після застосування процедури (3) за кінцевих значень розміру ковзного вікна N_1 для логарифмічно нормального розподілу ВП. На рисунку 4 а наведено графік значень відліків ВП, а на рисунку 4 б наведено гістограму розподілів її значень.

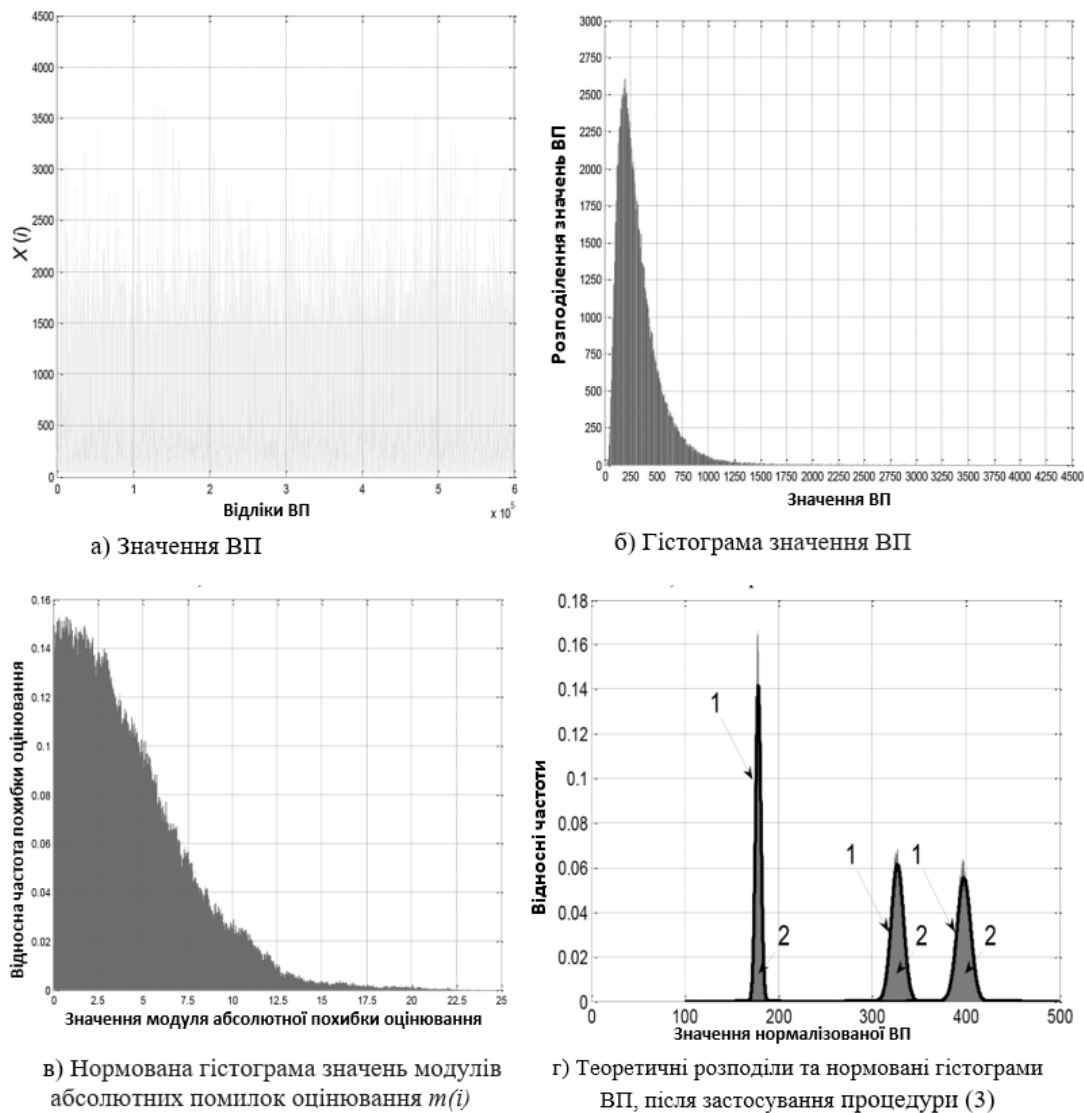


Рис. 4. Результати перевірки гіпотези про нормалізацію ВП після процедури (3) за критерієм χ^2

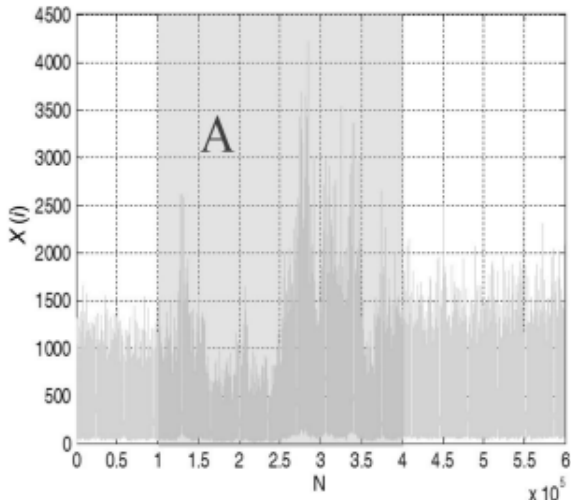
Рисунок 4 в ілюструє нормовану гістограму розподілу значень модулів абсолютних помилок оцінки $m(i)$. На графіках рисунка 4 г представлено нормовані гістограми ВП, отриманої після застосування процедури (3). На цьому рисунку цифрою 1 позначено графіки теоретичної нормальної густини щільності розподілу значень $\hat{m}(i)$, параметрами яких є оцінки математичного очікування і дисперсії ВП, отриманої після застосування процедури (3), а цифрою 2 позначено нормовані гістограми цих розподілів для ВП з різними значеннями параметрів.

Значення рівня важливості критерію χ^2 гіпотези про нормалізацію ВП становило менше $\alpha = 0,01$. Аналогічні результати було отримано для ВП з розподілом Пуассона, а також з експоненціальним розподілом.

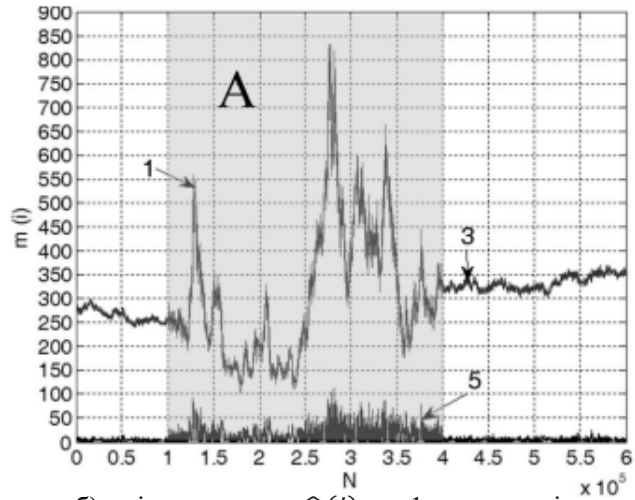
Приклад оцінки поточного значення математичного очікування ВП з логарифмічно нормальним законом розподілу своїх значень наведено на рисунку 5. Модулюючою функцією в цьому прикладі був процес АР-1.

У цьому чисельному експерименті модулюючою функцією був процес АР-1. При цьому було отримано значення середньої відносної похибки оцінки $m(i)\delta = 3,6\%$ і СКВ цієї похибки $\sigma_\delta = 0,41\%$. Як видно з наведених графічних результатів, ВП має високу динаміку зміни своїх основних параметрів. Відліки ВП генерувалися через одну мікросекунду (10^{-6} с). Значення N_1 і N_2 становили $N_1 = 35$ і $N_2 = 35$ відліків.

На малюнку 6 наведено приклад оцінки поточного значення математичного очікування ВП з логарифмічним нормальним законом розподілу його значень. Математичне очікування ВП виражено як періодична детермінована функція часу. У цьому числовому експерименті значення N_1 та N_2 також були рівними між собою. Значення δ складало 3,24%, а значення $\sigma = 0,21\%$.

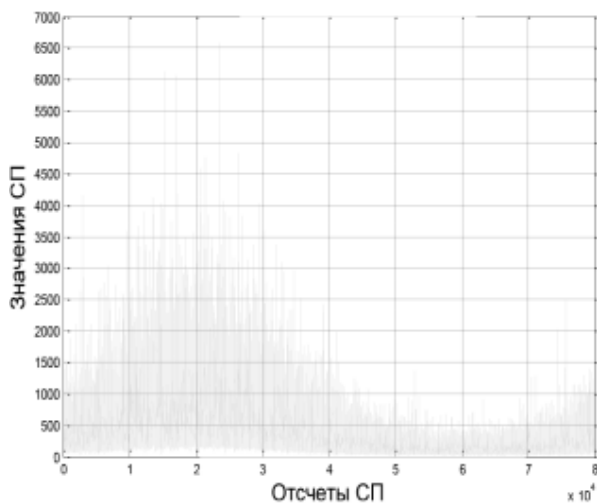


а) ВП з логарифмічно нормальним законом розподілу, де А - область зміни коефіцієнта кореляції модулюючого АР-процесу.

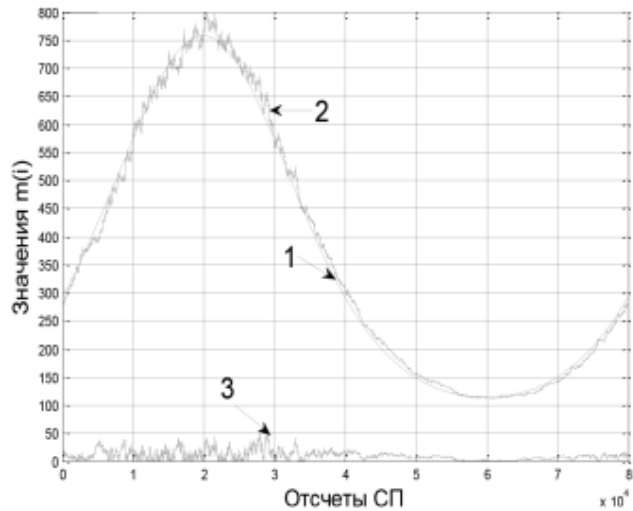


б) оцінка значень $\hat{m}(i)$, де 1 - модельні значення \hat{m} ; 2 - оцінка значень $m(i)$; 3 - значення модуля абсолютної похибки оцінки $m(i)$; $\delta = 3,6\%$, $\sigma_\delta = 0,41\%$

Рис. 5. Оцінка поточного значення математичного очікування ВП з логарифмічно нормальним законом розподілу його значень. Модулююча функція - ВП АР-1.



а) ВП з логарифмічно нормальним законом розподілу



б) оцінка значень $\hat{m}(i)$, де 1 - оцінка значень $\hat{m}(i)$; 2 - модельні значення $m(i)$; 3 - значення модуля абсолютної похибки оцінки $m(i)$; $\delta = 3,24\%$, $\sigma_\delta = 0,21\%$

Рис. 5. Оцінка поточного значення математичного очікування ВП з логарифмічно нормальним законом розподілу. Модулююча функція - періодична детермінована функція часу.

Проведене дослідження показало, що для стаціонарних ВП з логарифмічним нормальним розподілом при зміні його математичного очікування в діапазоні від 23 до 755 та одночасної дисперсії процесу від 12,15 до 400, значення δ змінюється від 0,043% до 1,12%, а значення σ_δ – від 0,043% до 0,096%.

Висновки

Аналіз результатів математичного моделювання алгоритму оперативної оцінки характеристик трафіку у високошвидкісних КММЗ показав його здатність працювати в режимі реального часу. Подібний алгоритм достатньо легко реалізується у складі розподілених інтелектуальних агентів для забезпечення оперативного управління мережею.

Описаний метод і алгоритм дозволяють отримувати високоточні характеристики оцінок нестаціонарних трафіків, що передаються у КММЗ. Так, наприклад, середня відносна похибка оцінки параметрів трафіку не перевищує значення 7%, а середньо квадратичне відхилення цієї оцінки становить менше 0,46%. Досягнуті характеристики алгоритму достатні для оперативного прийняття обґрунтованих управлінських рішень.

Іншою важливою властивістю методу є незалежність його структури від виду розподілу вхідного трафіку. У роботі ця властивість підтверджена експериментально для невеликої кількості доданків у прогнозуючій функції алгоритму за допомогою критерію χ^2 .

Список використаної літератури:

1. ITU-T: General overview of NGN. Recommendation Y.2001. Geneva, 2004.
2. ITU-T Recommendation G.1000, Communications quality of service: A framework and definitions. Geneva, 2001.
3. Adaptive method of detecting traffic anomalies in high-speed multi-service communication networks /S. Ageev, V. Karetnikov, E. Ol'khovik, A. Privalov // E3S Web of Conferences. Key Trends in Transportation Innovation, KTTI 2019. 2020. P. 04027
4. Takagi T., Sugeno M. Fuzzy Identification of Systems and Its Applications to Modeling and Control // IEEE Trans. on System, Man and Cybernetics. 1985. Vol. 15, No. 1. pp. 11–132.
5. Amitabh Mishra. Security and Quality of Service in Ad Hoc Wireless Networks, Cambridge press, 2008, 95-97с.
6. Tanenbaum, A.S. and Wetherall, D.J. (2011) Computer Networks. 5th Edition, Prentice Hall, Inc., United States of America.
7. C. S. R. Murthy and B. S. Manoj, "Ad-Hoc Wireless Networks Architectures and Protocols," Prentice Hall Communications Engineering and Emerging Technologies Series, Pearson Education, Upper Saddle River, 2004

Автори статті

Треньова Катерина – аспірант, Державний університет інформаційно-комунікаційних технологій, Київ, Україна.

Authors of the article

Trenova Kateryna - postgraduate student, State University of Information and Communication Technologies, Kyiv, Ukraine.