

**СУМІСНЕ ВИЯВЛЕННЯ І ОЦІНКА ІНТЕНСИВНОСТІ
НЕСТАЦІОНАРНОГО ПОТОКУ ВИКЛИКІВ**

© Теплицька С.М., Овчинников К.А., Скибін В.П., 2013

S.N. Teplitskaya, K.A. Ovchinnikov, V.P. Skibin
Kharkiv National University of Radio Electronics**JOINT DISCOVERY AND ESTIMATION OF INTENSITY
OF UNSTATIONARY STREAM OF CALLS**

© Teplitskaya S.M., Ovchinnikov K.A., Skibin V.P., 2013

The problem of joint detection and rating intensity of a stream applications in telecommunication system is examined. A mathematical model, which includes a flow model, procedure of estimation of parameters and threshold device, which finds that or other critical level which determines the level of traffic intensity, is offered in the article. In algorithms which describe functioning of this mathematical model, key moments is an exposure of critical level of loading, which consists in the evaluation of trend of unstationarity and determination of achievement of critical level. During the decision of solving problem of critical loading level two possible states of loading are determined, which are described by possibility hypotheses: H_0 – intensity of entry calls on the interval supervision $[0, T]$ keeps a value which does not exceed some known value intensity of input stream I_0 , H_1 – intensity of entry calls on the interval of supervision $[0, T]$ exceeds a level I_0 .

A method which determines the rules of exposure is based on the criterion of a minimum of probability error of admission at the set level of probability false detection. For the estimation of parameters the method of maximal plausibility is used. Call distribution corresponds to the Poisson model.

For estimation of traffic unstationary trend the smoothed recursive algorithm based on Robins-Monro procedure is suggested. With the use of simulation techniques, influence of different algorithm parameters on quality of critical level of intensity stream detection is analyzed. It is shown that smoothing results in decrease of fluctuation level of estimated components; the level of estimated components goes down and a shift of maximum of unstationary estimation appears. Recommendations on the use of procedure in different mechanisms of overload prevention like RED, SPD, ECN and other are given. The optimum rule of detection of threshold excesses was obtained.

Key words: network traffic, RED mechanism, intensity of calls, unstationary stream of calls, Robins-Monroe algorithm, smoothing effect, assessment of a threshold of non-stationarity.

Розглядається задача сумісного виявлення і оцінки інтенсивності потоку заявок у телекомунікаційній системі. Для оцінки тренда нестационарності трафіку запропоновано використовувати згладжуючий рекурсивний алгоритм Робінса-Монро. З використанням методів імітаційного моделювання проаналізовано вплив різних параметрів алгоритму на якість виявлення критичного рівня інтенсивності потоку. Надано рекомендації щодо використання процедури в різних механізмах запобігання перевантаженню: RED, SPD, ECN та ін. Одержано оптимальне правило виявлення перевищення заданого порогу.

Ключові слова: мережний трафік, механізм RED, інтенсивність викликів, нестационарний потік викликів, алгоритм Робінса-Монро, згладжуючий ефект, оцінка тренду нестационарності.

Постановка задачі

Мережний трафік, а відповідно процеси в телекомунікаційних мережах, мають нестационарний випадковий характер, що приводить до необхідності мати відповідний запас мережного ресурсу, бо рано чи пізно виникають перевантаження. Створення мереж на максимальне навантаження не є раціональним, тому на практиці знаходять різні механізми запобігання перевантаженням. Одним з конструктивних механізмів, прийнятим у перших мережних технологіях, були алгоритми управління перевантаженнями і чергами в маршрутизаторах, засновані на відкиданні пакетів у разі переповнювання буфера. Такий підхід призводить до неминучого зниження якості послуг, інформаційним втратам. Раціональнішими виявилися методи активного управління чергою, суть яких полягає в превентивному проріджуванні, а потім і у відкиданні або маркуванні пакетів в маршрутизаторі при досягненні певних рівнів наповнення буфера. До таких методів належать [1, 2]:

- механізм RED;
- зважений алгоритм довільного раннього виявлення (WRED);
- механізм явного повідомлення про перевантаження (ECN);
- механізм вибіркового відкидання пакетів (SPD);
- засоби вирівнювання трафіку (Traffic Shaping, TS);
- функціональність механізму Committed Access Rate (CAR);
- механізм Policing.

Виникає задача оцінки тренду нестационарності і виявлення досягнення заданого порога інтенсивності потоком заявок на обслуговування. Ця задача формулюється як задача перевірки складних статистичних гіпотез. Вона зводиться до синтезу алгоритму виявлення і оцінки змін інтенсивності потоку пакетів λ , що надходить на обслуговування, за умови постійності обробленого потоку μ . Припущення про постійність μ ґрунтується на заданій продуктивності маршрутизатора або іншого пристрою обробки заявок.

Для визначеності вважатимемо, що модель потоку заявок є локально-стаціонарною і на інтервалах стаціонарності цей потік апроксимується пуассонівським випадковим законом:

$$p_i(\lambda) = \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, \quad (1)$$

де $\lambda > 0$ – інтенсивність, параметр розподілу, $i = 1, 2, \dots, N$ (N – загальна кількість запитів, що надходять на обробку на інтервалі аналізу $[0, T]$), $\sum_{i=1}^N t_i = T$.

Очевидно I_i , що вимірюється за кожен конкретну одиницю часу, є випадковим дискретним процесом і спостерігається на фоні шуму v_i :

$$y_i = \lambda_i + v_i, \quad i = 1, 2, \dots, k. \quad (2)$$

Шум v_i є сумою реальних фізичних шумів, що завжди мають місце в електричних колах; еквівалентних шумів, що породжуються помилками вимірювання; шумів квантування та інших різних випадкових чинників, які в сукупності являють собою вибірку з гауссового білого шуму із спектральною густиною потужності σ_v^2 .

У стаціонарних умовах процес λ_i змінюється в часі без зміни середнього значення $\overline{\lambda_i} = \lambda_{cp} = \lambda$. В умовах нестационарності в змінах λ_i є певний тренд

$$\lambda_i^{(HC)} = \lambda_i^{(CT)} \pm \Delta\lambda_i, \quad (3)$$

де $\Delta\lambda_i$ – в загальному випадку лінійний або нелінійний додаток до поточного стаціонарного значення інтенсивності $\lambda_i^{(CT)}$. У разі знака мінус у виразі (3) на кожному наступному кроці нестационарне значення інтенсивності $\lambda_i^{(HC)}$ поступово зменшується, за знака плюс – зростає. Критичними

для практики є ті зростання інтенсивності, які перевищують певний поріг $\lambda_{кр}$. Отже, виникає задача виявлення критичного порогу інтенсивності трафіку. У стаціонарних умовах, при відомій щільності розподілу ймовірності (2) для виявлення $\lambda_{кр}$ доречно безпосередньо використовувати метод максимальної правдоподібності. Для нестационарного ж випадку вимагається заздалегідь визначити оцінку \hat{I}_i на фоні шуму спостереження v_i [3].

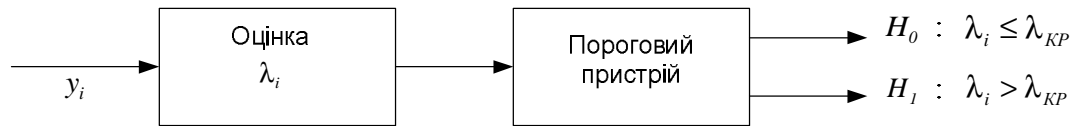


Рис. 1. Структурна схема пристрою виявлення критичного рівня навантаження $I_{кр}$

На рис. 1 зображена схема пристрою виявлення критичного значення $\lambda_{кр}$. Схема працює так, що при виконанні гіпотези $H_1: \lambda_i > \lambda_{кр}$ виконується той або інший механізм запобігання перевантаженню. Пристрій може бути поширено на багатоальтернативний випадок, коли розглядається не одна гіпотеза H_1 , а декілька H_1, H_2, \dots, H_n . Очевидно при n - альтернативах приходимо до гнучкіших рішень. Наприклад, у разі гіпотези H_1 відбувається відкидання пакетів k -ї заявки, при H_2 – кожної $k/2$ заявки, при H_3 – кожної $k/4$ заявки і т.д. Отже, виникають дві зв'язані наукові задачі: оцінки і виявлення відповідного порогу.

Розглянемо детальніше задачу оцінки поточної інтенсивності відповідно до рівняння спостереження (2).

Розв'язання задачі оцінки тренду нестационарності

Найраціональнішим підходом для отримання оцінки \hat{I}_i було б використання оптимального фільтра Калмана-Бьюси. Проте в умовах апріорної невизначеності застосування цього фільтра ускладнено через складності параметризації задачі. Конструктивніше, у цьому випадку, використовувати непараметричну процедуру стохастичної апроксимації типу Робінса-Монро [4]:

$$\hat{I}_{i+1} = \hat{I}_i + K_i (y_{i+1} - \hat{I}_i), \quad (4)$$

де K_i – масштабуючий коефіцієнт, що задовольняє умови Дворецького,

$$\sum_{i=1}^{\infty} K_i \rightarrow \infty, \quad \sum_{i=1}^{\infty} K_i^2 < \infty. \quad (5)$$

Практика показує, що процедура (4) в стаціонарних умовах є стійкою не тільки за умови (5), але і при $K_i = K = const$, де $K < 1$. Для таких процедур величина $K < 1$ є кроковою постійною, що визначає швидкість збіжності процедури (4) до сталого стану. Із зменшенням K крок процедури скорочується, а час досягнення сталого стаціонарного стану збільшується, проте, помилка оцінки в сталому стані стає меншою.

Дещо інша поведінка процедури (4) виявляється в нестационарних умовах. Тут відразу потрібно зазначити, що процедура (4) не передбачена для оцінки нестационарних процесів. Більше того, можна показати [5], що вона оптимальна для оцінки випадкових величин, для яких рівняння стану має вигляд:

$$x_{i+1} = x_i \quad (6)$$

або для безперервної випадкової величини:

$$\partial x(t) / \partial t = 0. \quad (7)$$

З виразів (6), (7) оцінюваний стан повинен бути постійним, тобто процедура (4) характеризується значним згладжувальним ефектом і не повинна реагувати на швидкі, від кроку до кроку, зміни. Тобто, вибираючи процедуру (4), оцінюють середнє значення x_i , умовне за рівнянням спостереження (2). Характеристика згладження може бути використана для оцінки тренду нестационарності. При цьому, чим менше крокова постійна, тим більшою мірою позначається згладжуючий ефект. З літератури відомі різні рекомендації з вибору крокової постійної [3, 4, 5]. Конкретні умови задачі оцінки порога нестационарності λ_{KP} вимагають детальнішого дослідження в адекватних умовах.

Проаналізуємо ефект згладжування, а також супутні особливості процедури (4) при різних властивостях процесу λ_i і рівняння спостереження (2). Аналіз проведемо методом машинного експерименту. Як вхідний сигнал фільтра (4), відповідно до (2) необхідно використовувати випадковий процес, що відображає флуктуації інтенсивності λ_i і тренд його зміни протягом часу.

Для створення математичної моделі процесу λ_i скористаємося методом формуючого фільтра для випадкового процесу, рівняння стану якого [3]:

$$I_{i+1} = \Phi(i, i+1)I_i + G\xi_i, \quad (8)$$

де $\Phi(i, i+1) = e^{-\frac{\Delta t}{\tau}}$ – функція прогнозу, коефіцієнт переходу; Δt – крок дискретизації; τ – інтервал кореляції випадкового процесу λ_i ; $G = \sqrt{\sigma_\xi^2 \Phi(i, i+1)(1 - \Phi(i, i+1))}$ – коефіцієнт при процесі, що породжує; ξ_i – вибірка з білого гауссового шуму із спектральною щільністю потужності σ_ξ^2 .

Схема формування процесу λ_i наведена на рис. 2.

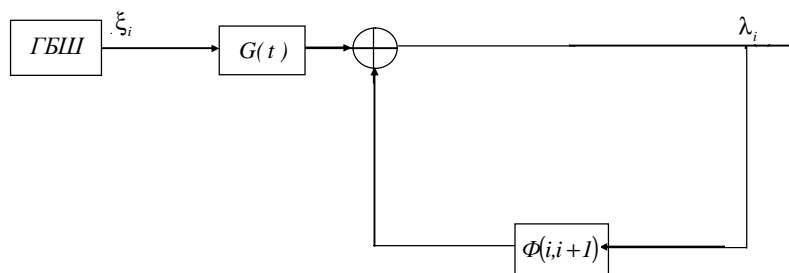


Рис. 2. Схема функціонування формуючого фільтра

Суть експерименту полягала в тому, щоб отримати оцінки, при яких y_i формується за рахунок підсумовування послідовності (8) з вибіркою із шуму v_i . Для моделювання нестационарності можна скористатися адитивним додатком $\Delta y_i = C_i \sin\left(i \frac{\Delta t}{\tau}\right)$, де за допомогою C_i можна моделювати стрибкоподібні нестационарні зміни, а за допомогою $\sin\left(i \frac{\Delta t}{\tau}\right)$ – плавні.

Результати моделювання (одержувані оцінки \hat{I}_i) обробляли, були одержані вибіркові статистики відповідних параметрів. На рис. 3 наведено фрагмент нестационарного процесу $y_i^{(HC)}$, одержаний на вході фільтра, за такого набору параметрів: $\frac{\Delta t}{\tau} = \frac{1}{10}$, $\sigma_\xi^2 = 10$, $\sigma_v^2 = 1$.

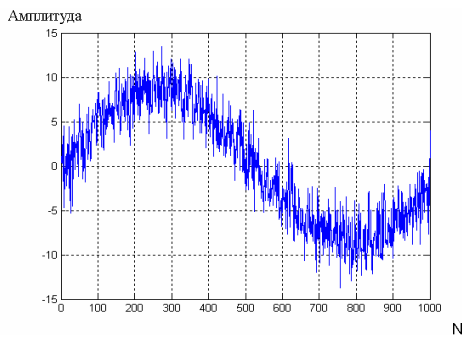


Рис. 3. Графік спостережуваного на вході формуючого фільтра процесу $I^{(HC)}$

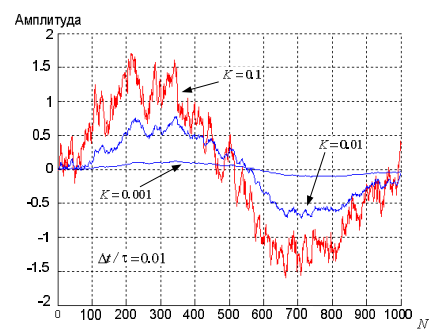


Рис. 4. Оцінки нестационарного процесу на інтервалі $N=1000$ кроків

На рис. 4 наведені три реалізації оцінки нестационарного процесу $y_i^{(HC)}$ за різної величини крокової постійної $K_1 = 0.1$, $K_2 = 0.01$, $K_3 = 0.001$ при кроці дискретизації $\frac{\Delta t}{t} = 0.01$.

З рисунків видно, що із зменшенням коефіцієнта K спостерігається декілька ефектів:

- помітний процес згладжування, який зводиться до того, що зменшується рівень флуктуаційної компоненти;
- знижується рівень оцінюваної компоненти;
- зміщується значення максимуму нестационарної компоненти.

Детальніші результати аналізу можна одержати з узагальнених графіків на рис. 5, 6 при $s_x^2/s_v^2 = 10$ для різних кроків дискретизації $\Delta t/t$. Для отримання статистичного висновку про значення рівня оцінюваної компоненти, залежно від вибору крокової постійної K , усереднювали рівні, одержувані в сталому стані оцінок реалізації початкової випадкової послідовності $I_{ij}^{(HC)}$, $j=1,2,\dots,10$.

На рис. 5 наведені графіки рівнів оцінюваної компоненти \hat{I}_i залежно від величини крокової постійної K для трьох варіантів значень кроку дискретизації процесу спостереження. З графіків слідує, що із зменшенням коефіцієнта K рівні \hat{I}_i зменшуються при будь-якому кроці дискретизації $\Delta t/t$. Проте менш помітне зменшення рівня \hat{I}_i відбувається при найменшому кроці $\Delta t/t = 0.001$. Цей факт має важливе значення під час побудови пристрою виявлення, оскільки із зменшенням рівня \hat{I}_i втрачається якість виявлення [3]. Отже, вибір маленького кроку дискретизації $\Delta t/t$ вельми бажаний. Проте реалізація такого кроку на практиці можлива далеко не завжди, бо цей крок визначається не швидкодією обчислювача, а потоком викликів, що наявні в конкретній ситуації. Практика показує, що в кращому разі цей крок може становити $0,1 \dots 0,01$.

На рис. 6 показані графіки величини зміщення максимуму нестационарної компоненти залежно від величини коефіцієнта K за інших рівних умов. З рис. 6 видно, що із зменшенням K спостерігається різке збільшення зміщення одержуваної оцінки. Це зміщення особливо помітне при малій величині кроку дискретизації. З графіків слідує, що вказаний максимум може бути зміщений на величину від декількох десятків до декількох сотень кроків дискретизації. Таке зміщення може привести до значних похибок у виявленні факту досягнення критичного рівня інтенсивності потоку заявок, тобто маленьке значення K приводить до великого запізнювання у виявленні I_{KP} . Крім того, наявність такого великого зміщення ставить під сумнів рекомендації [6] про вибір $K = 2^{-9} = 0.00195$, бо вказане велике зміщення, а відповідно і помилки виявлення, при цьому максимальні.

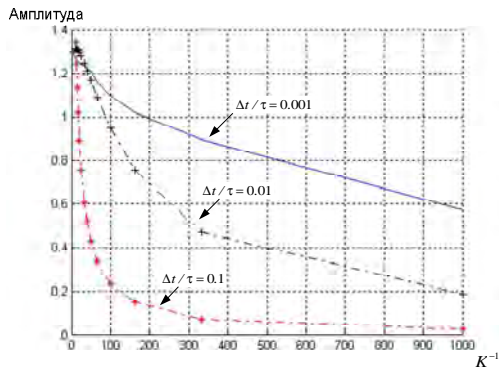


Рис. 5. Залежність рівня оцінюваного сигналу від величини крокової постійної K при різних величині кроку дискретизації

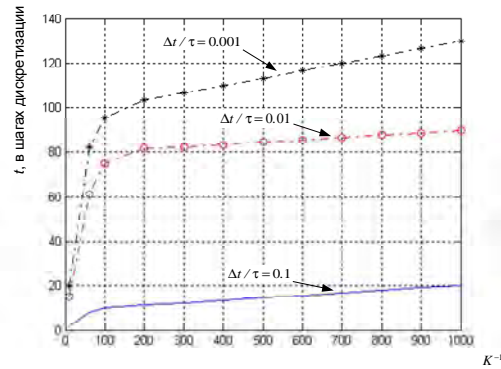


Рис. 6. Зміщення оцінки значення максимуму нестационарності залежно від величини крокової постійної K

Розв'язання задачі виявлення критичного рівня

У певний момент $t_0 \in [0, T]$ може відбутися плавне перевищення або стрибок інтенсивності вхідних викликів. Отже, для цієї задачі визначимо два можливі стани навантаження, які описуються допустимими гіпотезами [1]:

H_0 – інтенсивність вхідних викликів на інтервалі спостереження $[0, T]$ зберігає значення, що не перевищує деяке відоме значення I_0 :

$$I(t) \leq I_0; \quad (9)$$

H_1 – інтенсивність вхідних викликів на інтервалі спостереження $[0, T]$ перевищує рівень I_0 :

$$b(t) = I_0 + I(t - t_0). \quad (10)$$

Параметри, b і t_0 апіорно невідомі і підлягають оцінці.

Позначимо через $\vec{t} = (t_1, t_2, \dots, t_N)$ вибірку моментів виникнення запитів. За результатами обробки статистики $\vec{t} = (t_1, t_2, \dots, t_N)$ необхідно отримати рішення на користь однієї з гіпотез, H_0 або H_1 , і оцінити параметри:

- інтенсивності I -ймовірності на користь гіпотези H_0 ;
- інтенсивності до і після стрибка I , b і моменту виникнення стрибка t_0 – у випадку рішення на користь гіпотези H_1 .

Для визначення правила виявлення скористаємося критерієм мінімуму ймовірності помилки пропуску за заданого рівня ймовірності помилкового виявлення. Для оцінки параметрів використовуємо метод максимальної правдоподібності.

Для прийнятої пуассонівської моделі процесу викликів максимум правдоподібності має вигляд:

$$\frac{\max_{l, b, t} P(\vec{t} | H_1, l, b, t)}{\max_l P(\vec{t} | H_0, l)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \Pi, \quad (11)$$

де

$$P(\vec{t} | H_0, l) = l^N e^{-lT}; \quad (12)$$

$$P\left(\vec{t} \mid H_1, I, b, t\right) = I^{n(t)} e^{-I(t)t} b^{N-n(t)} e^{-b(T-t)}; \quad (13)$$

– функціонали правдоподібності (умовна ймовірність часу досягнення), $n(t)$ – кількість заявок, що надходить у буфер до моменту часу t , N – поріг, який вибирається, враховуючи задану ймовірність помилкового виявлення інтенсивності.

Після логарифмування отримаємо логарифм умовної ймовірності розподілу для гіпотези H_0 [7, 8]:

$$L_0\left(\vec{t} \mid I_0\right) = -I_0 T + N \ln I_0. \quad (14)$$

Для альтернативи маємо:

$$L_0\left(\vec{t} \mid I_0, I\right) = -I_0 T - I T \left(\frac{T}{2} - t_0\right) + \sum_{i=1}^n \ln(I_0 + I(t_i - t_0)). \quad (15)$$

Одночасне виявлення сигналів і оцінювання невідомих параметрів забезпечується під час максимізації умовної ймовірності (функціоналів правдоподібності) по параметрах I і I, b, t . Після цього потрібно порівняти їх відношення з порогом Π . Необхідні оцінки параметрів, що називаються узагальненими оцінками максимальної правдоподібності, можна отримати після винесення рішення на користь однієї з гіпотез:

$\hat{I} = \arg \max_I P(t \mid H_0, I)$ – у разі прийняття рішення на користь гіпотези H_0 ,

$\left(\hat{I}, \hat{b}, \hat{t}\right) = \arg \max_{I, b, t} P(t \mid H_1, I, b, t)$ – у разі прийняття рішення на користь гіпотези H_1 .

Наближений вираз для максимуму логарифма умовної ймовірності розподілу у разі справедливості альтернативи H_1 з врахуванням виразу (15) має вигляд:

$$\hat{L}_1\left(\vec{t}\right) \approx -N + N \ln \frac{N}{T} + \frac{N}{2} \frac{(T/2 - t_0)^2}{D_t}. \quad (16)$$

Отже, правило виявлення зміни інтенсивності потоку, що відповідає вибраному критерію оптимальності, полягає в порівнянні логарифма відношення правдоподібності з порогом (13) і (14).

$$\frac{\max_t P_m\left(\vec{t} \mid H_1, t\right)}{P_m\left(\vec{t} \mid H_0\right)} = L_1\left(\vec{t}\right) - L_0\left(\vec{t}\right) = \frac{\left(\frac{T}{2} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i\right)^2}{\left(t_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N t_j\right)^2} \begin{matrix} > & H_1 \\ < & H_0 \end{matrix} \Pi. \quad (17)$$

Залежно від результатів (16) як оцінку невідомих параметрів інтенсивності потрібно використовувати процедуру (4), де крокова постійна $K \in (0.01 \dots 0.04)$.

Висновки

Експериментальні дослідження процедури оцінки тренду нестационарності (3) показали, що крім очікуваного згладжуючого ефекту, мають місце і інші, вплив яких позначається на якості визначення: зі зменшенням крокової постійної K знижується рівень оцінюваної компоненти, що призводить до зниження відношення сигнал/шум, а відповідно, і до помилок у виявленні. Рекомендований в [4] вибір коефіцієнта K у вигляді 2^{-n} при $n = 9$ не може бути раціональним. Слід рекомендувати $K = (0.01 \dots 0.04)$, де зміщення оцінки і втрати рівня оцінюваної компоненти ще не такі відчутні. Крім того, властивість зміщення одержуваних оцінок виявляється тим більше, чим менший крок дискретизації $\Delta t / \tau$.

Точність оцінки, її зміщення, і сам згладжувальний ефект залежить також від вибраного кроку дискретизації $\Delta t / \tau$. Якщо є можливість, то необхідно зменшувати цей крок. Проте на

практиці величина цього кроку визначається, зазвичай, інтервалами часу надходження сигнальної або іншої управляючої інформації. Тому крок $\Delta t / \tau$ залежить не від бажання дослідника, а від можливості мережної технології, що використовується.

Для виявлення критичного та інших допустимих рівнів нестационарного потоку заявок у телекомунікаційних системах може бути використана рекурсивна процедура оцінки на основі алгоритму Робінса-Монро, яка характеризується відповідним згладжувальним ефектом. Рекомендована в [4] процедура вигляду:

$$\bar{x}_k = \bar{x}_{k-1} \cdot (1 - 2^{-n}) + (x_{k-1} \cdot 2^{-n}),$$

яка також може бути адекватно зведена до процедури (3), не є раціональною, оскільки пов'язана зі значними зсувами оцінки і зниженням рівня оцінюваної нестационарної компоненти.

1. Многоканальная электросвязь и телекоммуникационные технологии: Учебник для студентов высших учебных заведений / Под общ. ред. В.В. Поповського. – Харьков: ООО “Компания СМІТ”, 2006. – 592 с. 2. Вегенша Ш. Качество обслуживания в сетях IP: Пер. с англ. – М.: Издательский дом “Вильямс”, 2003. – 386 с. 3. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применения в связи и управлении. – М.: Связь, 1976. – 496с. 4. Quality of Service Solutions Configuration Guide. QoS-12/ Cisco Press. 5. Невельсон М.Б., Хасьминский Р.З. Стохастическая аппроксимация и рекуррентное оценивание. – М.: Связь, 1980. – 432с. 6. Математичні основи теорії телекомунікаційних систем / За загал. ред. В.В. Поповського. – Харків: ТОВ “Компанія СМІТ”, 2006. – 564 с. 7. Шорин О.А. Оценка параметров мобильности абонентов в сотовых системах связи // Электросвязь. – 2004. – Вып. №11. – С. 39–41. 8. Андронов А.М., Копытов Е.А. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебник для вузов. – СПб.: Питер, 2004. – 461 с.