

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 λ_0 , H_1 – intensity of entry calls on the interval of supervision $[0, T]$ exceeds a level λ_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.

Keywords - 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 в 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 тренда нестационарності.

Постановка задачі.

Мережний трафік, а відповідно процеси в телекомунікаційних мережах, носять 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 в перших мережних технологіях, були алгоритми управління перевантаженнями і чергами в маршрутизаторах, засновані на відкиданні пакетів при переповненні буфера. Такий підхід призводить до неминучого зниження якості послуг, інформаційним втратам. Більш раціональними 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 відносяться [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 тренда нестационарності і виявлення досягнення заданого порога інтенсивності потоком заявок на обслуговування. Дана задача формулюється як задача перевірки складних статистичних гіпотез. Вона зводиться до синтезу алгоритму виявлення і оцінки змін інтенсивності потоку пакетів λ , що поступає на обслуговування, за умови постійності обробленого потоку μ . Припущення про постійність μ ґрунтується на заданій продуктивності маршрутизатора або іншого пристрою обробки заявок.

Для визначеності будемо вважати, 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 поступають на обробку на інтервалі аналізу $[0, T]$), $\sum_{i=1}^N t_i = T$.

Очевидно λ_i , що вимірюється за кожну 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 представляють 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 додатак до поточного стаціонарного значення інтенсивності $\lambda_i^{(CT)}$. При знаку мінус у виразі (3) на кожному наступному кроці нестаціонарне значення інтенсивності $\lambda_i^{(HC)}$ поступово зменшується, при знаку плюс – зростає. Критичним для практики є ті зростання інтенсивності, які перевищують певний поріг λ_{KP} . Таким чином, виникає задача виявлення критичного порогу інтенсивності трафіку. У стаціонарних умовах, при відомій щільності розподілу ймовірності (2) для виявлення λ_{KP} доречно безпосередньо використовувати метод максимальної правдоподібності. Для нестаціонарного ж випадку вимагається заздалегідь визначити оцінку $\hat{\lambda}_i$ на фоні шуму спостереження v_i [3].

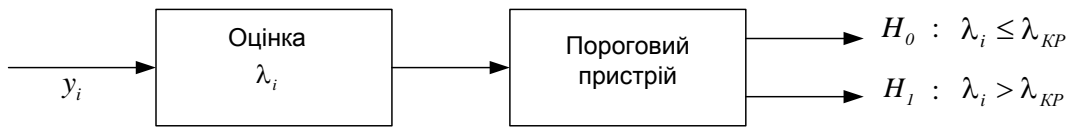


Рис.1. Структурна схема пристрою виявлення критичного рівня навантаження λ_{KP}

На рис. 1 зображена схема пристрою виявлення критичного значення λ_{KP} . Схема працює таким чином, що при виконанні гіпотези $H_1: \lambda_i > \lambda_{KP}$ виконується той або інший механізм запобігання перевантаження. 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. Таким чином виникають дві зв'язані наукові задачі: оцінки і виявлення відповідного порогу.

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

Вирішення задачі оцінки тренда нестаціонарності.

Найраціональнішим підходом для отримання оцінки $\hat{\lambda}_i$ було б використання оптимального фільтру Калмана-Бьюси. Проте в умовах апріорної невизначеності застосування цього фільтру ускладнено через складнощі параметризації задачі. Конструктивніше, в даному випадку, використовувати непараметричну процедуру стохастичної апроксимації типа Робінса-Монро [4]:

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

де K_i – масштабуючий коефіцієнт, що задовольняє умовам 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 при умові (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.

Деяка інша поведінка процедури (4) виявляється в нестаціонарних умовах. Тут відразу слід зазначити, що процедура (4) не передбачена для оцінки нестаціонарних процесів. Більш 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:

$$\frac{\partial x(t)}{\partial t} = 0. \quad (7)$$

З виразів (6), (7) оцінюваний стан повинен бути постійним, тобто процедура (4) характеризується значним згладжуючим ефектом і не повинна реагувати на швидкі, від кроку до кроку, зміни. Тобто, вибираючи процедуру (4), оцінюють середнє значення x_i , умовне по рівнянню спостереження (2). Характеристика згладження може бути використана для оцінки тренда нестационарності. При цьому, чим менше крокова постійна, тим більшою мірою позначається згладжуючий ефект. З літератури відомі різні рекомендації по вибору крокової постійної [3, 4, 5]. Конкретні умови задачі оцінки порогу 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 фільтру (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 фільтру для випадкового процесу, рівняння стану якого [3]:

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

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 представлено на рис. 2.

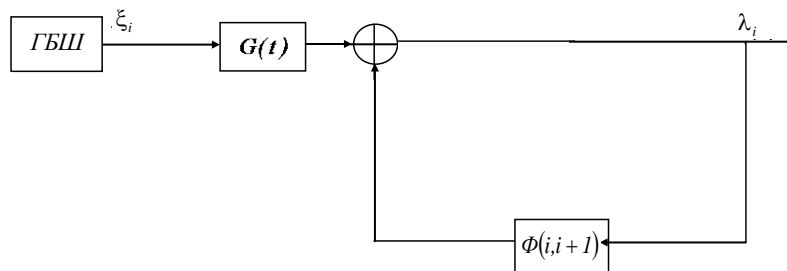


Рис. 2. Схема функціонування формуючого фільтру

Суть експерименту полягала в тому, щоб отримати оцінки, при яких y_i формується за рахунок сумування 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 з допомогою C_i можна моделювати стрибкоподібні нестационарні зміни, а з допомогою $\sin\left(i \frac{\Delta t}{\tau}\right)$ – плавні.

Результати моделювання (одержувані оцінки $\hat{\lambda}_i$) оброблялися, були одержані вибіркові статистики відповідних параметрів. На рис. 3 представлено фрагмент нестационарного процесу $y_i^{(HC)}$, одержаний на вході фільтру, при наступному наборі параметрів: $\frac{\Delta t}{\tau} = \frac{1}{10}$, $\sigma_\xi^2 = 10$, $\sigma_v^2 = 1$.

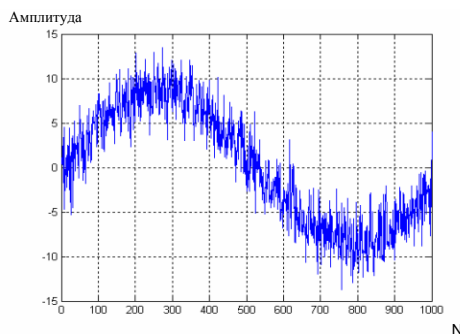


Рис. 3. Графік спостережуваного на вході формуючого фільтру процесу $\lambda^{(HC)}$

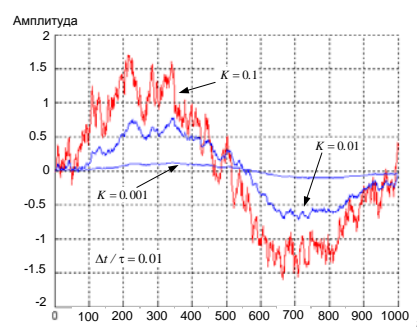


Рис. 4. Оцінки нестационарного процесу на інтервалі $N=1000$ кроків

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

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 $\sigma_\xi^2 / \sigma_v^2 = 10$ для різних кроків дискретизації $\Delta t / \tau$. Для отримання статистичного висновку про значення рівня оцінюваної компоненти, залежно від вибору крокової постійної K , проводилося усереднювання рівнів, одержуваних в сталому стані оцінок реалізації початкової випадкової послідовності $\lambda_{ij}^{(HC)}$, $j = 1, 2, \dots, 10$.

На рис. 5 представлені графіки рівнів оцінюваної компоненти $\hat{\lambda}_i$ залежно від величини крокової постійної K для трьох варіантів значень кроку дискретизації процесу спостереження. З графіків слідує, що із зменшенням коефіцієнта K рівні $\hat{\lambda}_i$ зменшуються при будь-якому кроці дискретизації $\Delta t / \tau$. Проте менш помітне зменшення рівня $\hat{\lambda}_i$ відбувається при найменшому кроці $\Delta t / \tau = 0.001$. Цей факт має важливе значення при побудові пристрою виявлення, оскільки із зменшенням рівня $\hat{\lambda}_i$ втрачається якість виявлення [3]. Отже, вибір маленького кроку дискретизації $\Delta t / \tau$ 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 скласти 0,1 ... 0,01.

На рис. 6 представлені 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 погрешностей у виявленні факту досягнення критичного рівня інтенсивності потоку заявок, тобто маленьке значення K приводить до великого запізнювання у виявленні λ_{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.

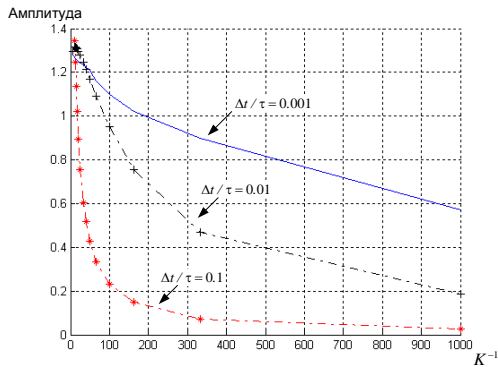


Рис. 5. Залежність рівня оцінюваного сигналу від величини крокової постійної K при різній величині кроку дискретизації

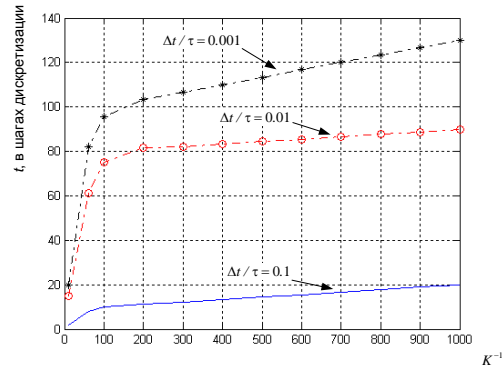


Рис. 6. Зміщення оцінки значення максимуму нестационарності залежно від величини крокової постійної K

Вирішення задачі виявлення критичного рівня.

У певний момент $t_0 \in [0, T]$ може відбутися плавне перевищення або стрибок інтенсивності вхідних викликів. Таким чином, для даної 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 λ_0 :

$$\lambda(t) \leq \lambda_0; \quad (9)$$

H_1 – інтенсивність вхідних викликів на інтервалі спостереження $[0, T]$ перевищує рівень λ_0 :

$$\beta(t) = \lambda_0 + \lambda(t - t_0). \quad (10)$$

Параметри, β і t_0 апріорно 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 λ – ймовірності на користь гіпотези H_0 ;
- інтенсивності до і після стрибка λ , β і моменту виникнення стрибка t_0 – у випадку рішення на користь гіпотези H_1 .

Для визначення правила виявлення скористаємося критерієм мінімуму ймовірності помилки пропуску при заданому рівні ймовірності помилкового виявлення. Для оцінки параметрів використовуємо метод максимальної правдоподібності.

Для прийнятої пуассонівської моделі процесу викликів максимум правдоподібності має вигляд:

$$\frac{\max_{\lambda, \beta, t} P(\vec{t} / H_1, \lambda, \beta, t)}{\max_{\lambda} P(\vec{t} / H_0, \lambda)} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{<} \Pi, \quad (11)$$

де

$$P\left(\vec{t} / H_0, \lambda\right) = \lambda^N e^{-\lambda T}; \quad (12)$$

$$P\left(\vec{t} / H_1, \lambda, \beta, t\right) = \lambda^{n(t)} e^{-\lambda(t)t} \beta^{N-n(t)} e^{-\beta(T-t)}; \quad (13)$$

– функціонали правдоподібності (умовна ймовірність часу досягнення), $n(t)$ – число заявок, що поступає в буфер до моменту часу t , N – поріг, який вибирається виходячи із заданої ймовірності помилкового виявлення інтенсивності.

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

$$L_0\left(\vec{t} / \lambda_0\right) = -\lambda_0 T + N \ln \lambda_0. \quad (14)$$

Для альтернативи маємо:

$$L_0\left(\vec{t} / \lambda_0, \lambda\right) = -\lambda_0 T - \lambda T \left(\frac{T}{2} - t_0\right) + \sum_{i=1}^n \ln(\lambda_0 + \lambda(t_i - t_0)). \quad (15)$$

Однчасне виявлення сигналів і оцінювання невідомих параметрів забезпечується при максимізації умовної ймовірності (функціоналів правдоподібності) по параметрах λ і λ, β, t . Після цього слід порівняти їх відношення з порогом Π . Необхідні оцінки параметрів, що називаються узагальненими оцінками максимальної правдоподібності, можуть бути отримані після винесення рішення на користь однієї з гіпотез:

$\hat{\lambda} = \arg \max_{\lambda} P(t / H_0, \lambda)$ – у випадку прийняття рішення на користь гіпотези H_0 ,

$\left(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{t}\right) = \arg \max_{\lambda, \beta, t} P(t / H_1, \lambda, \beta, t)$ – у випадку прийняття рішення на користь гіпотези H_1 .

Наближений вираз для максимуму логарифма умовної ймовірності розподілу при справедливості альтернативи H_1 з врахуванням виразу (15) має вид:

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

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

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

Залежно від результатів (16) в якості оцінки невідомих параметрів інтенсивності слід використовувати процедуру (4), де крокова постійна $K \in (0.01 \dots 0.04)$.

Висновки:

Експериментальні дослідження процедури оцінки тренда 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 $K = (0.01...0.04)$, 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 згладжуючий ефект залежить також від вибраного кроку дискретизації $\Delta t / \tau$. Якщо є можливість, то необхідно зменшувати цей крок. Проте на практиці величина даного кроку визначається, як правило, 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 в телекомунікаційних системах може бути використана рекурсивна процедура оцінки на основі алгоритму Робінса-Монро, яка характеризується відповідним згладжуючим ефектом. Рекомендована в [4] процедура виду:

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

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 «Компанія 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. QS-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. – стр. 39-41. 8. Андронов А.М., Копытов Е.А. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебник для вузов. – СПб.: Питер, 2004. – 461с.