ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНІ СИСТЕМИ І МЕРЕЖІ

УДК 621.314.26

В.В. Поповський, С.М. Горяєва
Харківський національний університет радіоелектроніки

РОЗВ'ЯЗАННЯ ЗАДАЧІ СУМІСНОГО ВИЯВЛЕННЯ І ОЦІНКИ ІНТЕНСИВНОСТІ НЕСТАЦІОНАРНОГО ПОТОКУ ВИКЛИКІВ

© Поповський В.В., Горяєва С.М., 2009

Розглянуто задачу сумісного виявлення і оцінки інтенсивності потоку заявок у телекомунікаційній системі. Для оцінки тренду нестаціонарності трафіку запропоновано використовувати згладжувальний рекурсивний алгоритм типу Робінса-Монро. З використанням методів імітаційного моделювання проаналізовано вплив різних параметрів алгоритму на якість виявлення критичного рівня інтенсивності потоку. Показано, що при згладжуванні виявляються ефекти зменшення рівня флуктуацій оцінюваної компоненти, знижується рівень самої оцінюваної компоненти і з'являється зсув оцінки максимуму нестаціонарності. Ці рекомендації дано з використанням процедури в різних механізмах запобігання перевантаженню типу RED, SPD, ECN та ін. Одержано оптимальне правило виявлення перевищення заданого порога.

The problem of joint detection and rating intensity of a stream applications in telecommunication system is examined. For estimation of trenda unstationary traffic the smoothed rekursyvnyy algorithm of the type Robins-Monro is offered use. With the use of simulation techniques, influencing of different parameters in an algorithm on quality of discovery of critical level of intensity stream is analysed. It is shown that at smoothing out the effects of diminishment of level fluctuations of estimated are marked components, the level of most estimated goes down components and displacement of maximum estimation of unstationary appears. Recommendations on the use of procedure in different mechanisms of prevention overload of the type RED, SPD, ECN and other are given. The optimum rule of detection excess the set threshold is received.

Постановка задачі

Мережевий трафік, а відповідно процеси у телекомунікаційних мережах мають нестаціонарний випадковий характер, що приводить до необхідності мати відповідний запас мережевого ресурсу, оскільки рано чи пізно виникають перевантаження. Створення мереж на максимальне навантаження не є раціональним, тому на практиці застосовують різні механізми запобігання перевантаженням. Одним з конструктивних механізмів, прийнятим у перших мережевих технологіях, були алгоритми управління перевантаженнями і чергами в маршрутизаторах, ґрунтуються на відкиданні пакетів за переповнювання буфера. Такий підхід призводить до неминучої втрати якості послуг та інформаційних втрат. Раціональнішими виявилися методи активного управління чергою, суть яких полягає у превентивному проріджуванні, а потім і у відкиданні або маркуванні пакетів в маршрутизаторі за досягнення певних рівнів наповнення буфера. До них належать [1, 2]:

– механізм RED;
– зважений алгоритм довільного раннього виявлення (WRED);
– механізм явного повідомлення про перевантаження (ECN);
– механізм виборчого відкидання пакетів (SPD);

– засоби вирівнювання трафіку (Traffic Shaping, TS);

– функціональність механізму Committed Access Rate (CAR);

– механізм Policing.

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

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

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

де $\lambda > 0$ – інтенсивність, параметр розподілу, $i = 1,2,...,N$ (N – загальна кількість запитів, що поступають на оброблення на інтервалі аналізу $[0,T]$); $\sum_i^N t_i = T$.

Очевидно, значення λ_i, $i = 1,2,3...$, що вимірюється за кожну конкретну одиницю часу, є випадковим дискретним процесом і спостерігається на фоні шуму v_i:

$$y_i = \lambda_i + v_i,\ i = 1,2...k. \tag{2}$$

Шум v_i – це сума реальних фізичних шумів, що завжди існують в електричних колах; еквівалентних шумів, що породжуються похибками вимірювання; шумів квантування та інших різних випадкових чинників, які в сукупності являють собою вибірку з гауссового білого шуму зі спектральною густиною потужності σ_v^2.

У стаціонарних умовах процес λ_i змінюється у часі без зміни середнього значення $\overline{\lambda_i} = \lambda_{ср} = \lambda$. В умовах нестаціонарності у змінах λ_i є певний тренд:

$$\lambda_i^{(НС)} = \lambda_i^{(СТ)} \pm \Delta\lambda_i, \tag{3}$$

де $\Delta\lambda_i$ – лінійний або нелінійний додаток до поточного стаціонарного значення інтенсивності $\lambda_i^{(СТ)}$. Знак мінус у виразі (3) показує, що на кожному черговому кроці нестаціонарне значення інтенсивності $\lambda_i^{(НС)}$ поступово зменшується, а знак плюс – зростає. Критичними для практики є ті зростання інтенсивності, які перевищують зазначений поріг $\lambda_{КР}$. Отже, виникає завдання виявлення критичного порога інтенсивності трафіку. У стаціонарних умовах за відомої щільності розподілу ймовірності (2) для виявлення $\lambda_{КР}$ доречно безпосередньо використовувати метод максимальної правдоподібності. Для нестаціонарних умов необхідно заздалегідь визначити оцінку $\hat{\lambda}_i$ на фоні шуму спостереження v_i [3].

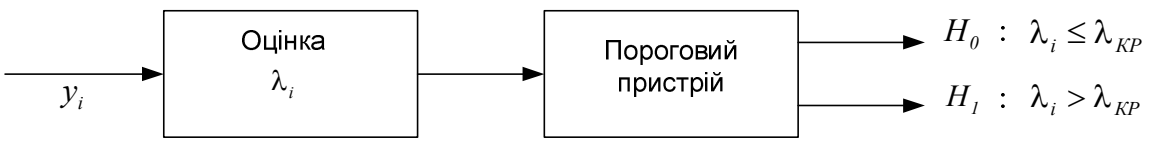

Рис. 1. Структурна схема виявника критичного рівня навантаження $\lambda_{КР}$

На рис. 1 зображено схему виявлення критичного значення $\lambda_{КР}$. Схема працює так, що при виконанні гіпотези H_1: $\lambda_i > \lambda_{KP}$ виконується той чи інший механізм запобігання перевантаженню. Схема може бути узагальнена на багатоальтернативну ситуацію, коли розглядається не одна гіпотеза H_1, а декілька H_1, H_2, …, H_n. Очевидно за *n*-альтернатив доходимо до гнучкіших рішень. Наприклад, у разі гіпотези H_1 – відбувається відкидання пакетів кожної k-ї заявки, за H_2 – кожної $k/2$ заявки, за H_3 – кожної $k/4$ заявки тощо. Отже, виникають дві пов'язані наукові задачі: оцінки і виявлення відповідного порога.

Розглянемо детальніше вказані задачі.

Розв'язання задачі оцінки тренду нестаціонарності

Найраціональнішим підходом для отримання оцінки $\hat{\lambda}_i$ було б використовування оптимального фільтра Калмана-Бьюсі. Проте в умовах апріорної невизначеності застосування цього фільтра утруднене через складнощі параметризації задачі. Конструктивніше у цьому випадку використовувати непараметричну процедуру стохастичної апроксимації типу Робінса-Монро [4]:

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

де K_i – масштабуючий коефіцієнт, що задовольняє умовам Дворецького:

$$\sum_{i=1}^{\infty} K_i \to \infty\,,\ \sum_{i=1}^{\infty} K_i^2 < \infty\,. \tag{5}$$

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

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

$$x_{i+1} = x_i\,, \tag{6}$$

або для безперервної випадкової величини:

$$\partial x(t)/\partial t = 0\,. \tag{7}$$

З виразів (6), (7) випливає, що оцінюваний стан $x(t)$ 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 нестаціонарності. При цьому, чим менше крокова стала K, тим більшою мірою позначається згладжувальний ефект. З літератури відомі різні рекомендації з вибору крокової сталої [3, 4, 5]. Конкретні умови задачі оцінки порога нестаціонарності λ_{KP} вимагають детальнішого його дослідження в адекватних умовах.

Проаналізуємо ефект згладжування, а також супутні особливості процедури (4) за різних властивостей процесу λ_{i} і рівняння спостереження (2). Аналіз проведемо методом машинного експерименту. Як вхідний сигнал фільтра (4) відповідно до (2) необхідно використати випадковий процес, що відображає флуктуації інтенсивності λ_{i} і тренд його зміни протягом часу.

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

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

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 під час процесу, що визначає інтенсивність породжуваного процесу x_i; ξ_i – вибірка з білого гауссового шуму зі спектральною щільністю потужності σ_ξ^2.

Алгоритм формування процесу λ_i показано на рис. 2.

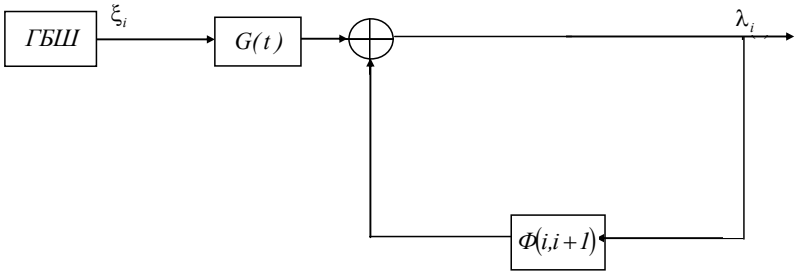

Рис. 2. Алгоритм функціонування формувального фільтра

Суть експерименту полягала у тому, щоб отримати оцінки, коли y_i формується за рахунок складання послідовності (8) з вибіркою із шуму v_i. Для моделювання нестаціонарності 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 нестаціонарні зміни, за допомогою $\sin\left(i\frac{\Delta t}{\tau}\right)$ – плавні. На рис. 3 представлено фрагмент нестаціонарного процесу $y_i^{(HC)}$, одержаний на вході фільтра, за наступного набору параметрів: $\frac{\Delta t}{\tau} = \frac{1}{10}$, $\sigma_\xi^2 = 10$, $\sigma_v^2 = 1$. На рисунку бачимо синусоїду, яка відображає наявність планої нестаціонарності.

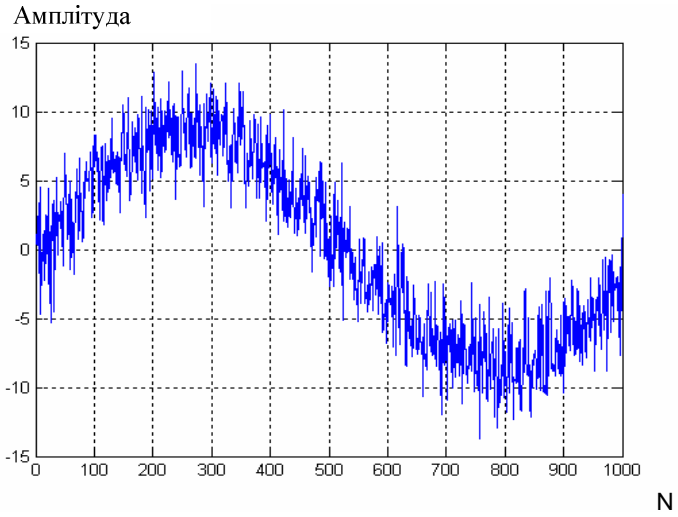

Рис. 3. Графік процесу $\lambda^{(HC)}$ спостережуваного на вході формувального фільтра

Результати моделювання (одержувані оцінки $\hat{\lambda}_i$) оброблялися; були одержані вибіркові статистики відповідних параметрів.

На рис. 4 показані три реалізації оцінки $\hat{\lambda}_i$ нестаціонарного процесу $y_i^{(HC)}$ за різної величини крокової сталої $K_1 = 0.1$, $K_2 = 0.01$, $K_3 = 0.001$ за кроку дискретизації $\frac{\Delta t}{\tau} = 0.01$.

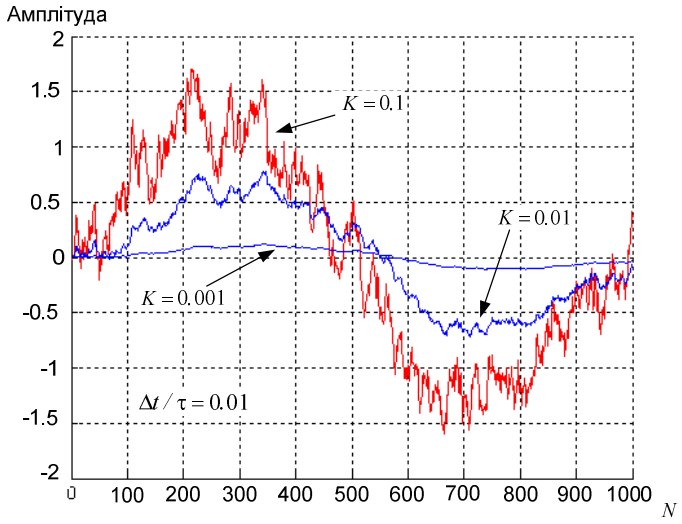

Рис. 4. Оцінки нестаціонарного процесу на інтервалі N=1000 кроків

З графіків зрозуміло, 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 нестаціонарної компоненти.

Детальніші результати аналізу можна одержати з узагальнених графіків на рис. 5 та 6 за $\sigma_\xi^2 / \sigma_v^2 = 10$ для різних кроків дискретизації $\Delta t / \tau$. Для отримання статистичного висновку про значення рівня оцінюваної компоненти, залежно від вибору крокової сталої K, проводилося осереднювання рівнів, які одержують у сталому стані оцінок $\hat{\lambda}_i$ реалізації початкової випадкової послідовності $\lambda_{ij}^{(HC)}$, $j = 1,2,...,10$.

На рис. 5 показано графіки рівнів оцінюваної компоненти $\hat{\lambda}_i$ залежно від величини крокової сталої K для трьох варіантів значень кроку дискретизації процесу спостереження. З графіків випливає, що зі зменшенням коефіцієнта K рівні оцінок $\hat{\lambda}_i$ зменшуються за будь-якого кроку дискретизації $\Delta t / \tau$. Проте менш помітне зменшення рівня $\hat{\lambda}_i$ відбувається за найменшого кроку $\Delta t / \tau = 0.001$. Цей факт має важливе значення за побудови виявника, оскільки із зменшенням рівня $\hat{\lambda}_i$ втрачається якість виявлення [3]. Отже, вибір маленького кроку дискретизації $\Delta t / \tau$ дуже бажаний. Проте реалізація такого кроку на практиці можлива далеко не завжди, бо цей крок визначається не швидкодією обчислювача, а потоком викликів, що є наявні у конкретній ситуації. Практика показує, що в кращому разі цей крок може становити 0,1 … 0,01.

На рис. 6 показано графіки величини зсуву максимуму нестаціонарної компоненти залежно від величини коефіцієнта K за інших рівних умов. З рис. 6 зрозуміло, що зі зменшенням K спосте-

рігається різке збільшення зсуву одержуваної оцінки. Цей зсув особливо помітний за малої величини кроку дискретизації. З графіків випливає, що вказаний максимум може бути зміщений на величину від декількох десятків до декількох сотень кроків дискретизації. Такий зсув може призвести до значних похибок у виявленні факту досягнення критичного рівня інтенсивності потоку заявок, тобто маленьке значення K призводить до великого запізнювання у виявленні λ_{KP}. Крім того, наявність такого великого зсуву ставить під сумнів рекомендації [6] про вибір $K = 2^{-9} = 0.00195$, оскільки вказаний значний зсув, а відповідно і похибки виявлення при цьому – максимальні.

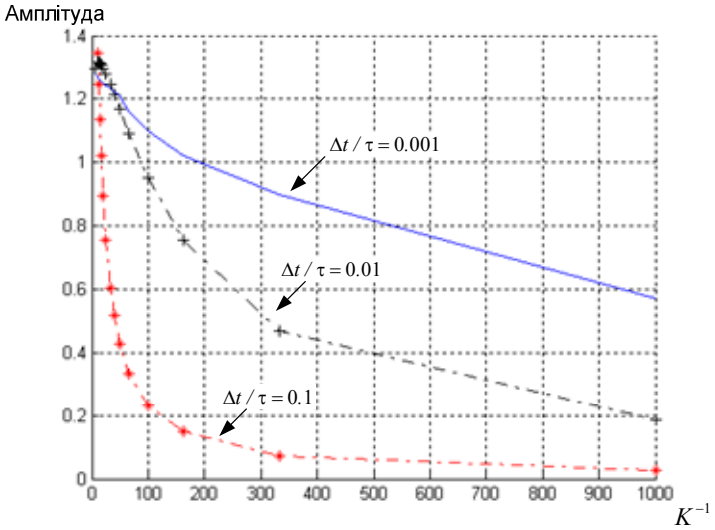

Рис. 5. Залежність рівня оцінюваного сигналу від величини крокової постійної K за різної величини кроку дискретизації

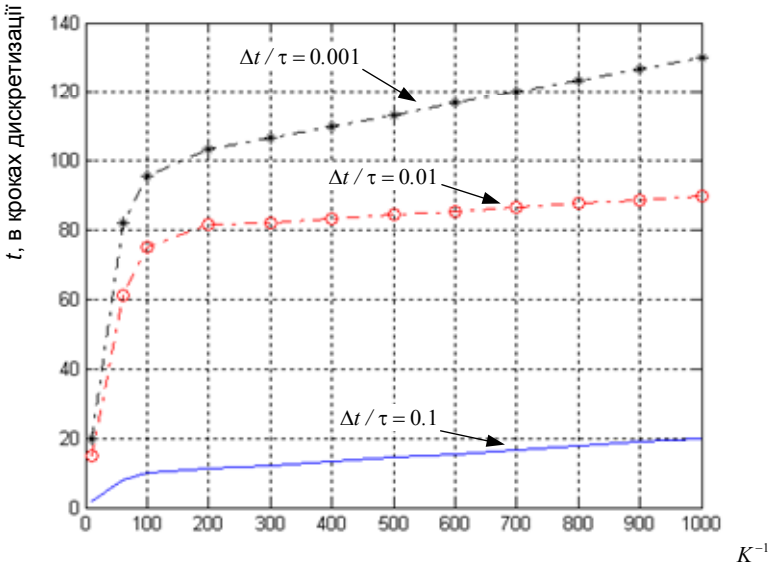

Рис. 6. Зсув оцінки значення максимуму нестаціонарності залежно від величини крокової сталої K

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 λ_{KP}:

$$\lambda(t) \le \lambda_{KP}; \tag{9}$$

H_1 – інтенсивність вхідних викликів на інтервалі спостереження $[0,T]$ перевищує рівень λ_{KP}:

$$\beta(t) = \lambda_{KP} + \lambda(t - t_0). \tag{10}$$

Параметри, β і t_0 апріорно невідомі і підлягають оцінці.

Позначимо через $\vec{t} = (t_1, t_2, ..., t_N)$ вибірку моментів виникнення запитів. Згідно з результатами обробки статистики $\vec{t} = (t_1, t_2, ..., t_N)$ необхідно одержати розв'язок на користь однієї з гіпотез H_0 або H_1 і оцінити параметри:

– інтенсивності λ – за вибору розв'язку на користь гіпотези H_0;

– інтенсивності до і після стрибка λ, β і момент виникнення стрибка t_0 – за вибору розв'язку на користь гіпотези H_1.

Для визначення правила виявлення скористаємось критерієм мінімуму ймовірності похибки пропуску за заданого рівня ймовірності помилкового виявлення.

Для прийнятої пуассонівської моделі процесу викликів відношення правдоподібності має вигляд:

$$\frac{\max\limits_{\lambda,\beta,t} P\left(\vec{t} \mid H_1, \lambda, \beta, t\right)}{\max\limits_{\lambda} P\left(\vec{t} \mid H_0, \lambda\right)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \Pi, \tag{11}$$

де

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

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

– функціонали правдоподібності (умовна щільність ймовірності часу досягнення); $n(t)$ – кількість заявок, що поступили до буфера до моменту часу t; Π – поріг, який вибирається, враховуючи задану ймовірність помилкового виявлення інтенсивності λ_{KP}.

Після логарифмування отримаємо умовну щільності розподілу для гіпотези H_0 [7, 8]:

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

Для альтернативи маємо

$$L_0\left(\vec{t} \mid \lambda_{KP}.\lambda\right) = -\lambda_{KP} T - \lambda T\left(\frac{T}{2} - t_0\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(\lambda_{KP} + \lambda(t_i - t_0)\right). \tag{15}$$

Одночасне виявлення сигналів і оцінювання невідомих параметрів забезпечується за максимізації умовної щільності (функціоналів правдоподібності) по параметрах λ, β, t. Після цього необхідно порівняти їх відношення з порогом Π. Необхідні оцінки параметрів можуть бути одержані не тільки згідно з (4), а також і як узагальнені оцінки максимальної правдоподібності, які можуть бути отримані разом з винесенням рішення на користь однієї з гіпотез:

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

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

Наближений вираз для максимуму логарифму умовної щільності розподілу за справедливості альтернативи H_1 за урахуванням виразу (15) має вигляд

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

Отже, правило виявлення зміни інтенсивності потоку, що відповідає вибраному критерію оптимальності, полягає у порівнянні логарифма відношення правдоподібності з порогами (13) і (14):

$$\frac{\max\limits_t P_m\left(\vec{t} \mid H_1, t\right)}{P_m\left(\vec{t} \mid H_0\right)} = L_1\left(\vec{t}\right) - \hat{L}_0\left(\vec{t}\right) = \frac{\left(\frac{T}{2} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i\right)^2}{\left(t_i - \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} t_j\right)^2} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \Pi. \qquad (17)$$

Залежно від результатів (16) для оцінки невідомих параметрів інтенсивності необхідно використовувати процедуру (4), де як крокова стала є $K \in \left(0.01...0.04\right)$.

Висновки:

1. Експериментальні дослідження процедури оцінки тренду нестаціонарності (3) показали, що, крім очікуваного згладжувального ефекту, існують й інші, вплив яких позначається на якості виявлення: зі зменшенням крокової сталої K знижується рівень оцінюваної компоненти, що призводить до зниження відношення сигнал/шум, а відповідно і до похибок у виявленні. Рекомендований в [4] вибір коефіцієнта $K = 2^{-n}$ за $n = 9$ не може бути раціональним. Потрібно рекомендувати $K = \left(0.01...0.04\right)$, де зсув оцінки і втрати рівня оцінюваної компоненти ще не такі значні. Крім того, наявність зсуву одержуваних оцінок проявляється тим більше, чим менший крок дискретизації $\Delta t / \tau$.

2. Точність оцінки, її зсув і сам згладжувальний ефект залежать також від вибраного кроку дискретизації $\Delta t / \tau$. Якщо є можливість, то необхідно зменшувати цей крок. Разом з тим на практиці величина цього кроку визначається, як правило, інтервалами часу між сусідніми відліками сигнальної або іншої управляючої інформації заданими тією або іншою технологією. Тому крок $\Delta t / \tau$ залежить не від бажання дослідника, а від можливостей використовуваної у цій мережі технології.

3. Для виявлення критичного або інших допустимих рівнів нестаціонарного потоку заявок у телекомунікаційних системах може бути використана рекурсивна процедура оцінки, що функціонує за алгоритмом Робінса-Монро, характерна відповідним згладжувальним ефектом. Рекомендована в [4] процедура типу

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

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

4. За умов пуассонівського закону потоку викликів одержано процедуру виявлення критичного рівня інтенсивності цього потоку.

1. Многоканальная электросвязь и телекоммуникационные технологии: Учебник для студентов высших учебных заведений / Под общ. ред. В.В. Поповского. – Харьков: ООО «Компания СМИТ», 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 применение в связи и управлении. – М.: Связь, 1976. – 496 с. 4. Quality of Service Solutions Configuration Guide. QC-12/ Cisco Press. 5. Невельсон М.Б., Хасьминский Р.З. Стохастическая аппроксимация и рекуррентное оценивание. – М.: Связь, 1980. – 432 с. 6. Математичні основи теорії телекомунікаційних систем / За заг. 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.