УДК 621. 391

РОЗРАХУНОК ХАРАКТЕРИСТИК ЯКОСТІ ОБСЛУГОВУВАННЯ САМОПОДІБНОГО ТРАФІКА НА ОСНОВІ АПРОКСИМУЮЧОЇ ФУНКЦІЇ

Ложковський А.Г.

Одеська національна академія зв'язку ім. О.С. Попова,
65029, Україна, м. Одеса, вул. Кузнечна, 1.
aloshk@onat.edu.ua

РАСЧЕТ ХАРАКТЕРИСТИК КАЧЕСТВА ОБСЛУЖИВАНИЯ САМОПОДОБНОГО ТРАФИКА НА ОСНОВЕ АППРОКСИМИРУЮЩЕЙ ФУНКЦИИ

Ложковский А.Г.

Одесская национальна академия связи им. А.С. Попова,
65029, Украина, г. Одесса, ул. Кузнечная, 1.
aloshk@onat.edu.ua

CALCULATION OF CHARACTERISTICS OF THE QUALITY OF SERVICE SELF-SIMILAR TRAFFIC BASED ON APPROXIMATING FUNCTIONS

Lozhkovskii A.G.

O.S. Popov Odessa national academy of telecommunications,
1 Kuznechna St., Odessa, 65029, Ukraine.
aloshk@onat.edu.ua

Анотація. Розрахунок характеристик якості обслуговування в одноканальній системі пакетної мережі зв'язку часто зводиться до знаходження коефіцієнта Херста самоподібності трафіка, після чого за відомою формулою Норроса розраховується середня кількість пакетів у системі. Проте такий алгоритм не дозволяє за встановленим значенням коефіцієнта Херста розрахувати іще дві дуже важливі характеристики якості обслуговування, такі, як середній час затримки пакетів в накопичувальному буфері та імовірність очікування обслуговування пакета. В роботі запропоновано метод апроксимації функції розподілу станів системи в моменти надходження нових пакетів і на його основі отримано формулу розрахунку ймовірності очікування обслуговування пакета в одноканальній системі із самоподібним трафіком.

Ключові слова: самоподібний трафік, характеристики якості обслуговування, затримка пакетів у накопичувальному буфері.

Аннотация. Расчет характеристик качества обслуживания в одноканальной системе пакетной сети связи часто сводится к нахождению коэффициента Херста самоподобности трафика, после чего по известной формуле Норроса рассчитывается среднее количество пакетов в системе. Однако такой алгоритм не позволяет по установленному значению коэффициента Херста рассчитать еще две очень важные характеристики качества обслуживания, такие, как среднее время задержки пакетов в накопительном буфере и вероятность ожидания облуживания пакета. В работе предложен метод аппроксимации функции распределения состояний системы в моменты поступления новых пакетов и на его основе получена формула расчета вероятности ожидания обслуживания пакета в одноканальной системе с самоподобным трафиком.

Ключевые слова: самоподобный трафик, характеристики качества обслуживания, задержка пакетов в накопительном буфере.

Abstract. Calculation of the characteristics of quality of service in a single-channel system in the packet network is often reduced to the determination of the coefficient Hurst of self-similar traffic, after which using the known Norros formula calculated average number of packets in the system. However, this algorithm does not allow for the set value of the Hurst coefficient calculated two very important characteristics of quality of service, such as the average delay time of packets in the storage buffer and the service delay probability of packet. In this paper we propose a method for approximating the distribution function of the states of the system and on its basis, a formula for calculating the service delay probability in a single-channel system with a self-similar traffic.

Key words: self-similar traffic, characteristics of quality of service, delay time of packets in the storage buffer.

В пакетних мережах зв'язку потоки пакетів (трафік) суттєво відрізняються від моделі пуассонівського потоку з експонентною функцією розподілу інтервалу часу між моментами надходження пакетів. Тут потоки пакетів формуються множиною джерел запитів на наданні мережею послуги та мережними додатками, що забезпечують послуги передавання відео, даних, мови та ін. Джерела запитів, що беруть участь у процесі створення потоку пакетів, суттєво відрізняються між собою значеннями питомої інтенсивності навантаження. Інтенсивність навантаження результуючого потоку пакетів у кожний момент часу залежить від того, якими додатками обслуговуються джерела запитів і яке співвідношення їх кількості для різних додатків. На структуру трафіка також впливають і технологічні особливості застосовуваних алгоритмів обслуговування. Наприклад, якщо послуга забезпечується декількома додатками або у використовуваних протоколах застосовується повторне передавання невірно прийнятих пакетів, то моменти виникнення запитів на передавання пакетів сильно корельовано. Через це в процесі обслуговування вихідні потоки значно змінюються і в результуючому трафіку з'являються довгострокові залежності в інтенсивності надходження пакетів. При цьому трафік уже не є простою сумою множини незалежних стаціонарних і ординарних потоків, як пуассонівські потоки телефонних мереж зв'язку. В мультисервісних мережах з комутацією пакетів трафік є різнорідним, а потоки різних додатків вимагають забезпечення певного рівня якості обслуговування. В цих умовах передавання потоків усіх додатків забезпечує єдина мультисервісна мережа зі спільними протоколами і законами керування, незважаючи на те, що джерела кожного додатка мають різні швидкості передавання інформації або змінюють її в процесі сеансу зв'язку (максимальна і середня швидкості). Внаслідок цього об'єднаному потоку пакетів властиве так зване „пачкування" (*burstness*) трафіка із випадковою періодичністю та тривалістю піків і спадів навантаження. Для такого пачкового трафіка характерна сильна нерівномірність інтенсивності надходження пакетів. Пакети не плавно розосереджені по різних інтервалах часу, а групуються в «пачки» на одних інтервалах, і повністю відсутні або їх дуже мало на інших інтервалах часу [1].

Для пакетних мереж зв'язку застосовують математичну модель самоподібного трафіка, але при цьому не існує достовірної та визнаної методики розрахунку параметрів і характеристик якості систем масового обслуговування в умовах обслуговування такого трафіка. Зі зростанням ступеня самоподібності пакетного трафіка характеристики якості обслуговування у системі суттєво погіршуються порівняно з обслуговуванням трафіка аналогічної інтенсивності, але без ефекту самоподібності.

Розрахунок характеристик якості обслуговування (*QoS*) в одноканальній системі з нескінченою чергою при самоподібному трафіку (модель $fBM/D/1/\infty$) часто зводиться до находження коефіцієнта Херста самоподібності трафіка, після чого за відомою формулою Норроса розраховується середня кількість пакетів у системі N [2]. Інші характеристики, такі, як середня кількість пакетів у черзі Q, середній час перебування пакетів у системі T і середній час затримки пакетів у системі W потім розраховуються виходячи із відомих їх функціональних співвідношень із розрахованим середнім значенням N [3]. Проте такий алгоритм не дозволяє за встановленим значенням коефіцієнта Херста H розрахувати ще і такі характеристики, як імовірність очікування обслуговування пакета P_w та середній час затримки пакетів у накопичувальному буфері t_q.

Мета даної роботи полягає в установленні апроксимуючої функції розподілу станів одноканальної системи з нескінченною чергою та самоподібним трафіком у моменти надходження пакетів і на її основі отримання формул розрахунку імовірності очікування обслуговування пакета та середнього часу затримки пакетів у накопичувальному буфері.

В математичних моделях системи масового обслуговування (СМО) враховується вид вхідного потоку, схема СМО та дисципліна обслуговування. У даному випадку розглядається вхідний потік із самоподібними властивостями, в якому для опису розподілу інтервалу часу між моментами надходження пакетів використовуються, наприклад, розподіли Парето або Вейбулла [1]. Дисципліна обслуговування пакетів потоку – без втрат із можливістю очікування в нескінченій черзі, а дисципліна обслуговування пакетів із черги – за правилом *FIFO (firs input – firs output)*. Схема СМО є одноканальною.

Оцінка характеристик якості обслуговування у СМО завжди виконується на основі математичного опису реакції системи на вхідний потік пакетів. Під реакцією системи розуміють її стани, які через випадкову природу потоку пакетів математично описуються ймовірнісною функцією розподілу кількості зайнятих каналів та місць очікування P_i, де i – кількість пакетів у системі (в каналах і черзі). Ця функція збігається із функцією розподілу кількості пакетів у системі (обслуговуваних і тих, що чекають в черзі), оскільки кожний пакет займає один канал при обслуговуванні або одне місце в черзі при очікуванні.

У випадку найпростішої пуассонівської моделі потоку у СМО з втратами або очікуванням (чергою) стани системи описуються одним із відомих розподілів Ерланга (т. зв. *перший або другий розподіл Ерланга* відповідно) [3]. Знаходження функції розподілу станів системи при більш складних моделях потоків – це дуже важка задача, і тому, для вищезгаданої моделі потоку аналогічних рішень нема.

Загрузка системи ρ (*utilization factor*) визначається як відношення інтенсивності вхідного потоку вимог λ до інтенсивності обслуговування μ. Для одноканальної системи за будь-якого потоку пакетів (довільний розподіл G інтервалу часу між моментами надходження пакетів) $\rho = 1 - p_0$, де p_0 – імовірність вільності системи або стан системи p_0 (у системі 0 пакетів). Таким чином, ρ збігається з імовірністю зайнятості системи або $P_{\text{зн}} = \rho$.

За пуассонівського потоку пакетів імовірність очікування P_w збігається з імовірністю зайнятості системи $P_{\text{зн}}$ [3, с. 49], і тому для одноканальної моделі, наприклад, $M/G/1/\infty$ (за будь-якого розподілу тривалості обслуговування) отримуємо $P_w = P_{\text{зн}} = \rho$.

З урахуванням пакетів, що знаходяться в черзі, у стаціонарному режимі існує стаціонарний розподіл станів системи або кількості пакетів у системі p_k, де k – кількість пакетів (стан p_0 – у системі 0 пакетів, стан p_1 – зайнятий єдиний канал, стан p_2 – зайнятий канал і одне місце в черзі і т.д.). Розподіл *p_k не залежить від моментів надходження пакетів* до системи (не залежить від того, *надходить чи не надходить пакет у систему*). За пуассонівського потоку пакетів цього розподілу достатньо для розрахунку ймовірності очікування P_w, оскільки

$$P_w = \sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1 - p_0. \tag{1}$$

За довільного потоку пакетів, наприклад, система $G/G/1/\infty$, $P_w \neq P_{\text{зн}}$ і дану формулу можна використати тільки у випадку, якщо відомий розподіл кількості пакетів у системі *в моменти надходження нових пакетів* r_k, де k – кількість пакетів. Розподіл p_k відрізняється від розподілу r_k тим, що $p_0 = 1 - P_{\text{зн}}$ (або $p_0 = 1 - \rho$), у той час як $r_0 = 1 - P_w$. З цього випливає, що пакет повинен очікувати обслуговування з імовірністю $P_w = 1 - r_0$. Для системи $M/G/1/\infty$ виконується рівняння $p_k = r_k$ і тому замість розподілу r_k використовують розподіл p_k [3].

Отже, у випадку самоподібної моделі потоку пакетів з розподілом інтервалу часу між моментами надходження пакетів за законами Парето або Вейбулла розрахунок імовірності очікування обслуговування можливий, якщо відомий розподіл станів системи або кількості пакетів у системі *в моменти надходження нових пакетів* r_k.

На рис. 1 для одноканальної системи з нескінченною чергою штриховою лінією показано функцію розподілу кількості пакетів у системі p_k, яка *не залежить від моментів надходження пакетів* до системи (імовірність p_0 найбільша), а суцільною ломаною лінією показано функцію розподілу кількості пакетів у системі *в моменти надходження нових пакетів* r_k. Дані функції отримано за допомогою комп'ютерної програми моделювання самоподібного трафіка [4].

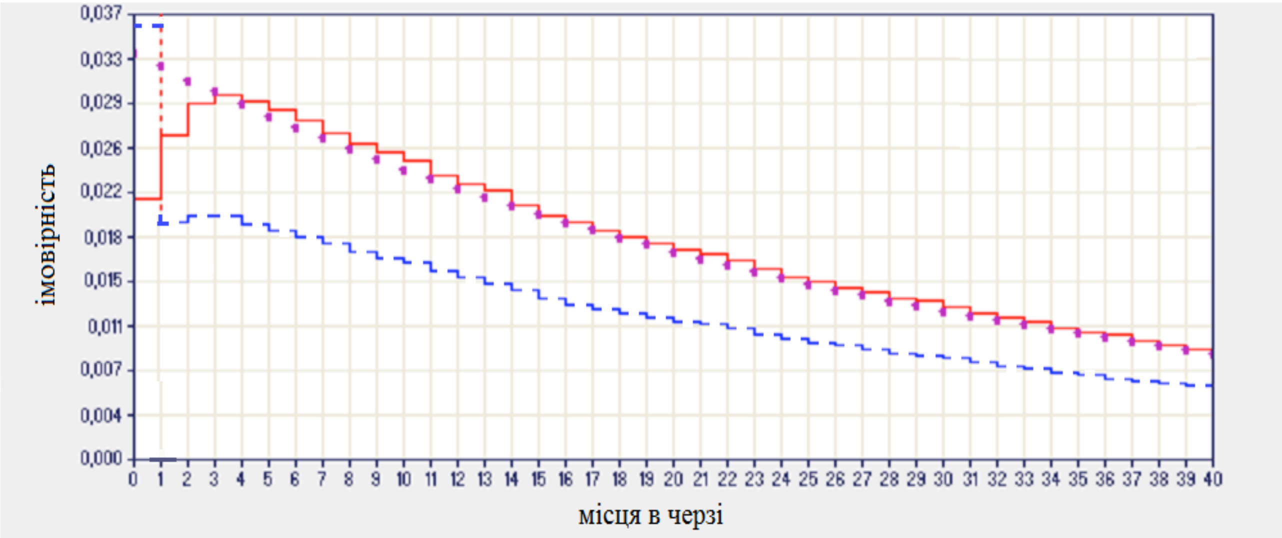

Рисунок 1 – Функція розподілу станів системи та її апроксимація

Із рис. 1 бачимо, що основна частина функції розподілу кількості заявок у системі в моменти надходження нових пакетів r_k без імовірностей r_0, r_1 та r_2 достатньо якісно узгоджується із апроксимуючою функцією B_i (показано точками), в якості якої запропоновано наступний вираз:

$$B_i = \frac{\rho}{N}\exp\left(-\frac{\rho}{N}i\right), \tag{2}$$

де ρ – загрузка системи ($0,3 < \rho < 1$); N – середня кількість пакетів у системі.

У формулі (2) апроксимуюча функція B_i являє собою експонентну функцію з параметром розподілу ρ / N.

За непуассонівського потоку з узагальненим розподілом G інтервалу часу між моментами надходження пакетів (наприклад, потоку типу *fBM*) імовірність очікування обслуговування в одноканальній системі розраховується за формулою (1), але обов'язково із застосуванням функції розподілу кількості пакетів у системі *в моменти надходження нових пакетів* r_k. Але, як видно із рис. 1, безпосередній розрахунок імовірності r_0 (тобто B_0) з використанням апроксимуючої функції (2) буде з великою похибкою. Тому й похибка розрахунку ймовірності очікування за формулою $P_w = 1 - B_0$ буде такою ж. Отже, відповідно до виразів (1) і (2) імовірність очікування обслуговування пакета в одноканальній системі з нескінченною чергою типу $fBM/D/1/\infty$ визначиться так:

$$P_w = \sum_{k=1}^{\infty} r_k \approx \sum_{k=1}^{\infty} B_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\rho}{N}\exp\left(-\frac{\rho}{N}k\right). \tag{3}$$

Таким чином, якщо є можливість задати середню кількість пакетів у системі N або після визначення коефіцієнта Херста за формулою Норроса [2] розрахувати верхню межу можливого середнього значення N, то скориставшись апроксимацією (2) за формулою (3) можна розрахувати ймовірність очікування обслуговування пакета P_w. Оскільки параметр апроксимуючого розподілу (2) $\rho / N = 1 / T$, де T – середній час перебування пакетів у системі, то при практичних розрахунках в розподілі (2) можна задавати не N, а T.

Далі через відомі співвідношення [3] розраховуються такі характеристики, як середня кількість пакетів у черзі Q, середній час перебування пакетів у системі T і середній час затримки пакетів у системі W:

$$Q = N - \rho, \qquad T = \frac{N}{\rho}, \qquad W = T - 1,$$

де T і W дано в умовних одиницях середньої тривалості обслуговування.

І тільки після цього можна розрахувати середній час затримки пакетів у накопичувальному буфері за формулою

$$t_q = \frac{W}{P_w}.$$

У висновках слід зазначити, що імітаційне моделювання [4] підтвердило коректність даного методу розрахунку характеристик якості обслуговування у системі $fBM/D/1/\infty$ з самоподібним трафіком. При цьому розходження результатів моделювання і розрахунку не перевищує 5% при зміні загрузки системи в діапазоні $0{,}3 < \rho < 1$ (при $\rho \geq 0{,}6$ похибка менше 2%) і зміні значень коефіцієнта самоподібності Херста в діапазоні $0{,}5 < H < 0{,}9$. При чому, як видно з рис. 1, результат розрахунку ймовірності очікування обслуговування пакета P_w завжди буде дещо завищений, оскільки апроксимуюча функція (2) дає також трохи завищені результати щодо реальних ймовірностей r_1 та r_2, які входять до суми формули розрахунку B_k (3). Наприклад, із рис. 1 бачимо, що ймовірність r_0 = 0,022 і тому реальна імовірність очікування $P_w = 0{,}978$. Розрахунок цієї ж імовірності за формулою (3) дає значення $P_w = 0{,}983$, що тільки на 0,5% перевищує реальне значення ймовірності очікування обслуговування.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Ложковский А.Г. Модель трафика в мультисервисных сетях с коммутацией пакетов / А.Г. Ложковский // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2010. – № 1. – С. 63-67.
2. Norros Ilkka. A storage model with self-similar input / Ilkka Norros // Queuing Systems, 1994. – Vol. 16.
3. Ложковский А.Г. Теория массового обслуживания в телекоммуникациях / Ложковский А.Г. – Одесса: ОНАЗ ім. О.С. Попова, 2012. – 112 с.
4. Комп'ютерна програма «Моделювання самоподібного трафіка телекомунікаційних мереж». Свідоцтво про реєстрацію авторського права на твір України № 61946 / А.Г. Ложковський, О.В. Вербанов // Державна служба інтелектуальної власності від 02.10.2015.

REFERENCES:

1. Lozhkovskii A.G. Model trafika v mul'tiservisnyh setiah s komutatsiei paketov / A.G. Lozhkovskii // Naukovi pratsi ONAZ im. O.S. Popova. – 2010. – № 1. – S.63-67.
2. Norros Ilkka. A storage model with self-similar input / Ilkka Norros // Queuing Systems. – 1994. – Vol. 16.
3. Lozhkovskii A.G. Teoriia massovogo obsluzhivaniia v telekomunikatsiiah / A.G. Lozhkovskii. – Odessa: ONAZ im. O.S. Popova. – 2012. – 112 s.
4. Komp"yuterna prohrama «Modelyuvannya samopodibnoho trafika telekomunikatsiynykh merezh». Svidotstvo pro reyestratsiyu avtors'koho prava na tvir Ukrayiny # 61946 / A.H. Lozhkovs'kyy, O.V. Verbanov // Derzhavna sluzhba intelektual'noyi vlasnosti vid 02.10.2015.