

УДК 621. 391

**МЕТОДЫ РАСЧЕТА ХАРАКТЕРИСТИК КАЧЕСТВА ОБСЛУЖИВАНИЯ  
НЕОДНОРОДНОГО ТРАФИКА МУЛЬТИСЕРВИСНЫХ СЕТЕЙ СВЯЗИ**

*Ложковский А.Г.*

*Одесская национальная академия связи им. А.С. Попова,  
65029, Украина, г. Одесса, ул. Кузнечная, 1.  
[aloshk@onat.edu.ua](mailto:aloshk@onat.edu.ua)*

**МЕТОДИ РОЗРАХУНКУ ХАРАКТЕРИСТИК ЯКОСТІ ОБСЛУГОВУВАННЯ  
НЕОДНОРІДНОГО ТРАФІКА МУЛЬТИСЕРВІСНИХ МЕРЕЖ ЗВ'ЯЗКУ**

*Ложковський А.Г.*

*Одеська національна академія зв'язку ім. О.С. Попова,  
65029, Україна, м. Одеса, вул. Кузнечна, 1.  
[aloshk@onat.edu.ua](mailto:aloshk@onat.edu.ua)*

**CALCULATING METHODS OF THE CHARACTERISTICS QUALITY OF SERVICE  
FOR NON-UNIFORM TRAFFIC IN MULTISERVICE COMMUNICATION  
NETWORKS**

*Lozhkovskiy A.G.*

*O.S. Popov Odessa National Academy of Telecommunications,  
1 Kuznechna St., Odessa, 65029, Ukraine.  
[aloshk@onat.edu.ua](mailto:aloshk@onat.edu.ua)*

**Аннотация.** Практическими измерениями параметров трафика телекоммуникационных сетей установлено, что реальный мультисервисный трафик существенно отличается от модели пуассоновского потока и поэтому для расчета качества его обслуживания необходимы иные методы, которые отличны от известных и адекватны новым моделям трафика. Природа поступления этих потоков трафика и их обслуживания зависит от конкретного вида системы (концентратор или мультиплексор), участка сети (абонентская или транспортная) и множества других факторов. Некоторые из задач анализа и синтеза систем распределения информации можно решить с помощью теории массового обслуживания методами современной математики. Весь пакет задач расчета систем распределения информации для любого из ее схем и дисциплин обслуживания решено только для случая простой математической модели трафика – модели пуассоновского потока заявок. Для этой модели известны все аналитические формулы для расчета основных характеристик качества обслуживания в системах распределения информации. Однако для моделей мультисервисного трафика получены только частичные результаты или неточные методы расчета качества обслуживания, что делает невозможным использовать их при проектировании телекоммуникационных систем и сетей, функционирующих в условиях реального трафика. В статье систематизированы новые методы расчета и проектирования телекоммуникационных систем и сетей и даны рекомендации по их применению.

**Ключевые слова:** мультисервисный трафик, методы расчета качества обслуживания, вероятность отказа, вероятность ожидания обслуживания.

**Анотація.** Практичними вимірами параметрів трафіка телекомунікаційних мереж визначено, що реальний мультисервісний трафік суттєво відрізняється від моделі пуассонівського потоку і тому для розрахунку якості його обслуговування необхідні інші методи, які відмінні від відомих і адекватні новим моделям трафіка. Природа надходження цих потоків трафіка і їх обслуговування залежить від конкретного виду системи (концентратор або мультиплексор), ділянки мережі (абонентська або транспортна) і безлічі інших чинників. Деякі із завдань аналізу і синтезу систем розподілу інформації

можна вирішити за допомогою теорії масового обслуговування методами сучасної математики. Весь пакет завдань розрахунку систем розподілу інформації для будь-якої з її схем і дисциплін обслуговування вирішено тільки для випадку простої математичної моделі трафіка – моделі пуассонівського потоку заявок. Для цієї моделі відомі всі аналітичні формули для розрахунку основних характеристик якості обслуговування у системах розподілу інформації. Однак для моделей мультисервісного трафіка отримані тільки часткові результати або неточні методи розрахунку якості обслуговування, що робить неможливим використовувати їх при проектуванні телекомунікаційних систем і мереж, що функціонують в умовах реального трафіка. У статті систематизовано нові методи розрахунку та проектування телекомунікаційних систем та мереж і надано рекомендації щодо їх застосування.

**Ключові слова:** мультисервісний трафік, методи розрахунку якості обслуговування, імовірність відмови, імовірність очікування обслуговування.

**Abstract.** Practical measurements traffic of telecommunication network found that the real traffic is significantly different from the model a Poisson stream and therefore to calculate the quality of service it is necessary to other methods that are different from the known and adequate to the new patterns of traffic. The nature of the flow of these traffic flows and their maintenance depends on the specific type of system (hub or multiplexer), network sections (subscriber or transport) and many other factors. Some of the problems of analysis and synthesis of information distribution systems can be solved using the theory of mass service using methods of modern mathematics. The entire package of tasks for calculating information distribution systems for any of its schemes and service disciplines is solved only for the case of a simple mathematical traffic model - the Poisson stream of applications. For this model, all analytical formulas are known for calculating the main characteristics of the quality of service in information distribution systems. However, for models of multiservice traffic, only partial results or inaccurate methods of calculating the quality of service were obtained, which makes it impossible to use them in the design of telecommunication systems and networks operating in real traffic conditions. In the paper systematized new methods of calculation and design of telecommunication systems and networks and offered recommendations on how to use them.

**Key words:** self-similar traffic, the Hurst exponent, quality of service calculation methods, Pareto and Weibull distributions, service waiting probability.

Переход к сетям следующего поколения (NGN) – одна из самых актуальных задач в сфере телекоммуникаций. Такие сети являются мультисервисными, а модели трафика в них отличаются от традиционных пуассоновских моделей, применяемых в телефонии. Использование неадекватных математических моделей трафика приводит к недооценке характеристик качества обслуживания (QoS) сети. При системном подходе к проблеме повышения качества предоставляемых информационных услуг невозможно обойтись без надежных методов анализа качества обслуживания заявок на услуги в реальных условиях формирования их потоков и с учетом свойств мультисервисного трафика.

В основном все телекоммуникационные системы базируются на технологии коммутации каналов или пакетов. Как правило, первой из них присуща дисциплина обслуживания с явными потерями (например, в телефонных сетях), а второй – с ожиданием (например, в сетях *ATM*, *IP*, *Ethernet* и др.). Каждой дисциплине свойственен свой набор характеристик качества обслуживания, который зависит не только от структурных параметров системы обслуживания, но и от характера или вида поступающего в эту систему потока заявок на обслуживание (вызовов, пакетов).

Сведения о характере потоков вызовов и длительности обслуживания важны для обоснования нормативов качества обслуживания. Как правило, поступающий поток вызовов считается простейшим и для его полного описания достаточно знать только математическое ожидание поступившего за условную единицу времени количества вызовов, которое распределено по закону Пуассона.

Для систем массового обслуживания (СМО) с потерями и ожиданием в случае входящего простейшего потока вызовов известны все аналитические выражения для расчета основных характеристик качества обслуживания. Для расчета полностью доступной системы при экспоненциальном времени обслуживания используются I и II формулы Эрланга соответственно (*B*- и *C*-формула), а для расчета системы с ожиданием при

постоянном времени обслуживания – метод Кроммелина. Практические измерения параметров потоков вызовов показывают, что реальные потоки в телекоммуникационных сетях существенно отличаются от модели простейшего потока тем, что дисперсия количества вызовов в условную единицу времени (иначе – интенсивности нагрузки)  $\sigma^2$  может быть от нескольких до десятков раз больше его математического ожидания  $Y$  [1 – 3]. При этом такие потоки лучше описываются моделью рекуррентного потока, как обобщением простейшего.

Степень отличия реального потока от простейшего может быть определена через пик-фактор (коэффициент сгущенности) интенсивности нагрузки, определяемый как:

$$S = \sigma^2 / Y \quad (1)$$

Для простейшего потока пик-фактор  $S \equiv 1$ , а для реальных потоков –  $S$  принимает значения в пределах 2...10. Результаты практических измерений дают иногда и большее значение  $S$ , но это происходит или за пределами ЧНН, или на небольших пучках каналов. Кроме того, статистические данные измерений лучше согласуются с гипотезой о нормальном распределении количества вызовов в условную единицу времени, чем с распределением Пуассона. При этом выявлено существенное отличие характеристик качества обслуживания реального (не простейшего) потока вызовов от расчетных значений этих же характеристик для «идеализированного» простейшего потока.

**Цель статьи** заключается в систематизации новых методов расчета и проектирования телекоммуникационных систем и сетей и предоставление рекомендаций по их применению.

**Метод расчета систем с потерями.** Известно, что увеличение дисперсии интенсивности нагрузки  $\sigma^2$  ухудшает пропускную способность системы или увеличивает вероятность потерь в ней. Следовательно, для повышения точности расчеты необходимо производить с учетом реальной дисперсии нагрузки, а не только с учетом её среднего значения. В работах [4, 5] предложен метод оценки вероятности потерь при обслуживании полностью доступной системой с явными потерями реального потока вызовов. Данный метод учитывает два фактора: коэффициент сгущенности нагрузки  $S$  и вид закона распределения длительности обслуживания (ЗРДО). Согласно предложенному методу с учетом пик-фактора нагрузки  $S$  и вида ЗРДО вероятность отказа в обслуживании или вероятность потери вызова  $P_C$  предлагается рассчитывать так:

$$P_C = \frac{S}{\sum_{i=0}^m \exp\left[\frac{-(i - 2 \cdot Y + m) \cdot (i - m)}{2 \cdot Y \cdot S}\right]} \cdot \left(1 - \frac{1 + \frac{m - Y}{\sqrt{Y \cdot S}}}{\frac{5}{S^2 - 1} + h}\right), \quad (2)$$

где  $h$  – поправочный коэффициент, равный 4,00, 3,35 и 2,92 для равномерного, экспоненциального и логарифмически нормального законов распределения длительности обслуживания соответственно, а  $m$  – количество обслуживающих приборов. Значения коэффициента  $h$ , с помощью которого учитывается вид закона распределения длительности обслуживания, получены по результатам статистического моделирования полностью доступного пучка с потерями [6].

Учет дисперсии интенсивности нагрузки значительно повышает точность расчета и позволяет получить величину реальной относительной ошибки не более  $\pm 5\%$ . При  $S = 1$  (или  $\sigma^2 = Y$ ) нормальный случайный процесс также является *марковским* и, поэтому значения вероятностей, рассчитанные по формуле Эрланга и предложенной формуле (2), совпадают при величине ошибки не более  $\pm 1\%$ .

Для сравнения проанализированы результаты расчетов, выполненных в

соответствии с (2) и методом расчетной нагрузки. Это метод учета колебаний нагрузки (дисперсии) предполагает замену реальной интенсивности нагрузки несколько большим ее значением, называемым расчетной нагрузкой  $Y_p$  [7]. Полагая, что колебание нагрузки подчиняется нормальному закону, находится такая расчетная нагрузка, при которой из-за упомянутых колебаний средние потери с заданной вероятностью не превысят расчетных. При этом, например, для заданной вероятности 0,75 (75% квантиль закона распределения) расчетная нагрузка  $Y_p = Y + 0,6742\sigma$ .

На рис. 1 показаны графики зависимости вероятности потерь от емкости пучка каналов. Все графики построены для интенсивности нагрузки  $Y = 100$  Эрл. Верхняя, средняя и нижняя группы графиков соответствуют дисперсии нагрузки  $D = 200$ ,  $D = 400$  и  $D = 800$ , что соответствует коэффициенту сжатости  $S = 2$ , 4 и 8. При этом стандартное отклонение нагрузки составляет  $\sigma \approx 14$ ,  $\sigma = 20$  и  $\sigma \approx 28$ , а расчетная нагрузка  $Y_p \approx 110$ ,  $Y_p \approx 113$  и  $Y_p = 119$  Эрл соответственно.

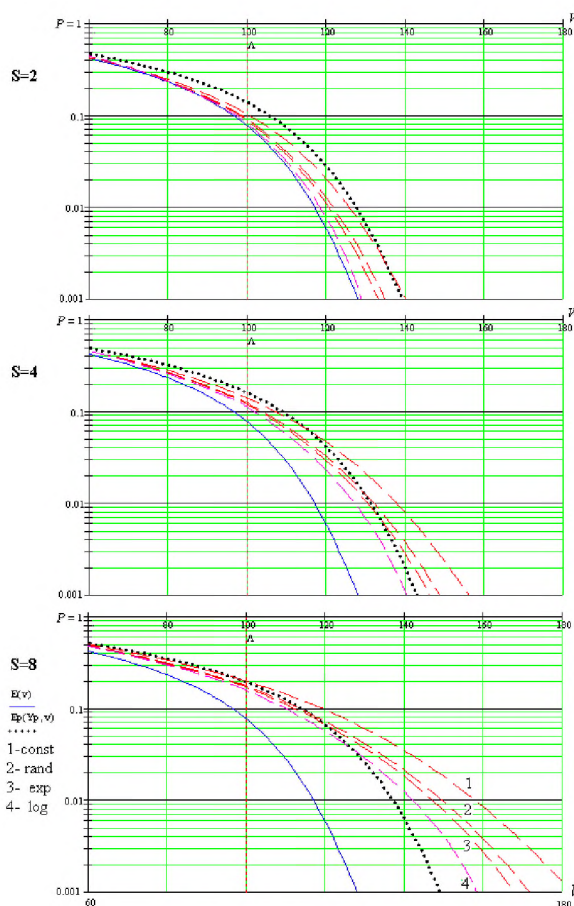


Рисунок 1 – Зависимость  $P_c$  от емкости пучка каналов,  $S$  и вида закона распределения длительности обслуживания

Сплошная кривая  $Em$  представляет зависимость потерь от  $m$ , рассчитанных по формуле Эрланга. Штриховые кривые демонстрируют аналогичную зависимость, но построены по (2), т.е. с учетом дисперсии нагрузки. Поскольку для построения графиков  $Em(Y_p)$  и  $Em$  расчеты выполнены по одной формуле, но с разными аргументами  $Y_p$  и  $Y$ , то пунктирная кривая  $Em(Y_p)$  проходит почти параллельно кривой  $Em$  (при  $m > Y$ ). Это значит, например при  $S = 4$ , что для обеспечения вероятности потерь  $P \approx 0,01$  вместо 116 каналов необходим 131 канал, т.е. «запас» для учета колебаний нагрузки с  $\sigma = 20$  составит 15 каналов. А для обеспечения вероятности потерь  $P \approx 0,001$  вместо 128 каналов необходимо 143 канала – упомянутый «запас» будет также 15 каналов. Анализ всевозможных комбинаций значений нагрузки и ее дисперсии показывает, что метод

расчетной нагрузки сводится к простому правилу: к емкости пучка каналов, рассчитанного по формуле Эрланга, добавляется некоторое число каналов, определяемое как произведение среднеквадратического отклонения нагрузки на заданную вероятность того, что реальные потери не превысят расчетных (в данном примере  $20 \times 0,75 = 15$ ). Таким образом, на каждые 1 Эрл «основной нагрузки  $Y$ » приходится более одного канала (определяется по формуле Эрланга и зависит от уровня потерь), а на каждые 1 Эрл «колебаний нагрузки  $\sigma$ » – добавляется немногим менее одного канала (определяется согласно вышеприведенному правилу, и почти не зависит от допустимого уровня потерь). Неверным является необходимость добавления каналов в случае равенства значений нагрузки и дисперсии. Ведь такое значение дисперсии уже учтено формулой Эрланга, вытекающей из распределения Пуассона. Если же дисперсия меньше математического ожидания нагрузки, то число каналов должно быть еще меньшим (например, при  $D = 0$  емкость пучка каналов численно равна интенсивности нагрузки).

Неудовлетворенность результатами вычислений методом расчетной нагрузки заставляет по результатам реальных исследований эмпирически подбирать иные коэффициенты для определения  $Y_p$  с целью более адекватного описания колебаний нагрузки на конкретных сетях связи и, соответственно, более точного определения емкости пучков каналов. Например, для сельских сетей после обработки статистики методом наименьших квадратов предложена следующая зависимость:  $Y_p = 1,03Y + 0,25\sigma$ , а для городских сетей крупных городов –  $Y_p = 1,06Y + 0,27\sigma$  [7]. Вместе с тем, как показывают графики рис. 1, реальная зависимость вероятности потерь от дисперсии нагрузки такова, что вычисления методом расчетной нагрузки приводят к существенным ошибкам. Увеличение значения расчетной нагрузки пропорционально ее дисперсии приводит лишь к сдвигу вправо графика зависимости вероятности потерь от емкости пучка каналов. Результаты моделирования и расчета согласно (2) показывают, что при увеличении дисперсии нагрузки происходит изменение характера этой зависимости – графики становятся более пологими (например, кривая 1). Поэтому уточнение вышеупомянутых коэффициентов для вычисления  $Y_p$  не позволит повысить точность расчета вероятности потерь. Графики рис. 1 показывают величину расхождения значений вероятности потерь, рассчитанных разными методами. Например, при  $S = 8$  для  $Y = 100$  Эрл и  $m = 145$  вероятность потерь  $P_C$  оказывается несколько больше 0,010. Вычисления методом расчетной нагрузки, дают значение величины вероятности потерь  $\approx 0,002$ , что в 5 раз отличается от истинного значения.

Штриховыми линиями 1, 2, 3 и 4 показаны графики зависимости вероятности потерь от емкости пучка каналов при соответственно регулярном, равномерном, экспоненциальном и логарифмически нормальном ( $Var_t = 3$ ) законах распределения длительности обслуживания вызовов. При  $S = 1$  эти графики совпадают с графиком  $E_m$  зависимости  $P_C$  от  $m$ , рассчитанных по формуле Эрланга. По мере увеличения коэффициента скученности  $S$  происходит постепенное удаление этих графиков от графика  $E_m$ . Хотя одновременно с этим отдаляется и график  $E_m(Y_p)$ , однако его характер спада существенно отличается от результатов имитационного моделирования.

**Метод расчета систем с ожиданием.** В системе с ожиданием при обслуживании мультисервисного трафика с большими колебаниями интенсивности нагрузки (больше, чем это предусмотрено пуассоновским распределением), характеристики качества обслуживания также иные, и зависят как от пик-фактора  $S$ , так и от вида закона распределения длительности обслуживания. Как указано выше, лучшая степень согласия реальных потоков вызовов и теоретических законов распределения наблюдается при аппроксимации их рекуррентным потоком. При этом распределение вероятностей  $P_i$  случайной величины  $i$  описывается нормальным (Гаусса) законом распределения:

$$P_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{(i-Y)^2}{2 \cdot \sigma^2}}, \quad (3)$$

где  $i$  – количество вызовов в условную единицу времени (математическое ожидание случайной величины  $i$  есть интенсивность нагрузки  $Y$ ).

Рассматривается полнодоступная система с ожиданием ёмкостью  $m$  линий и неограниченным количеством мест ожидания  $r = \infty$ . Обслуживание ожидающих вызовов производится в порядке поступления (упорядоченная очередь *FIFO*). На вход системы поступает произвольный (рекуррентный) поток вызовов с интенсивностью  $Y$ . Длительность обслуживания постоянна и равна  $t$  (соответствует технологии с коммутацией пакетов при одинаковой длине пакетов и времени их обработки).

Требуется найти основные характеристики QoS: вероятность ожидания  $P_{>0}$ ; среднюю длительность ожидания для задержанных вызовов  $t_w$ ; среднюю длительность ожидания для любого вызова  $W$ ; среднюю длину очереди  $Q$ .

Перечисленные характеристики QoS необходимо рассчитывать в указанной выше последовательности, поскольку последние две однозначно определяются двумя первыми:

$$W = t_w \cdot P_{>0}, \quad (4)$$

$$Q = Y \cdot W. \quad (5)$$

Выражение (4) следует из того, что средняя длительность ожидания для любого вызова  $W$  (ожидающего и не ожидающего) является средним значение времени ожидания, отнесённым ко всем вызовам. Если же известна средняя длительность ожидания только задержанных вызовов  $t_w$ , то, естественно, для нахождения  $W$  надо умножить эту длительность на вероятность  $P_{>0}$ , показывающую среднюю долю задержанных вызовов.

Выражение (5) полностью соответствует формуле Дж. Литтла – за  $W$  единиц времени ожидания в очередь поступит  $Y \cdot W$  вызовов.

Значительно труднее рассчитать  $P_{>0}$  и  $t_w$ . Эти характеристики могут быть определены из функций распределения состояний системы  $P_j$  и распределения времени ожидания начала обслуживания  $P(t_w)$ . Однако не существует общего метода получения таких функций, и выражения для них не являются обычно простыми явными формулами.

С целью получения аналитического выражения для расчета  $t_w$  используем следующие известные результаты [9]:

– из *C*-формулы Эрланга следует, что в системе  $M/M/m/r=\infty$  средняя длительность ожидания для задержанных вызовов  $t_{\text{эклп}} = 1 / (m - Y)$ ;

– из формулы Поллачека-Хинчина следует, что в системе  $M/D/1/r=\infty$  средняя длительность ожидания для задержанных вызовов  $t_{\text{пост}} = t_{\text{эклп}} / 2$ .

Очевидно, что в искомом выражении для расчета  $t_w$  системы  $GI/D/m/r=\infty$  должны учитываться данные результаты. Первый – потому, что пуассоновский поток ( $M$ ) есть частный случай рекуррентного ( $GI$ ). Второй – потому, что однолинейная система ( $m = 1$ ) есть частный случай многолинейной.

В [8] для системы  $GI/D/m/r=\infty$  показано, что  $t_w$  больше  $t_{\text{эклп}}$  в  $S/2$  раз при ёмкости системы близкой к  $m = Y$ . Данный факт хорошо согласуется с приведенными известными соотношениями – учтено и отличие рекуррентного потока от пуассоновского через пик-фактор  $S$ , и отличие в два раза средней длительности ожидания при постоянной и экспоненциальной длительности обслуживания, но отнесено это к характерной точке  $m = Y$ .

Однако с ростом ёмкости системы  $m$  коэффициент  $k = 2$  убывает примерно со скоростью  $k(m) \approx (m + Y) / m$ . По результатам имитационного моделирования системы  $GI/D/m/r=\infty$  замечено, что точность расчета  $t_w$  повышается при замене данной зависимости на  $k(m) \approx (m + Y + 1 + Y / m) / m$ . Окончательно выражение для расчета  $t_w$  системы  $GI/D/m/r=\infty$  имеет вид:

$$t_w \approx \frac{1}{m-Y} \cdot S \cdot \frac{m}{m+Y+1+Y/m} = \frac{S}{(m+1) \cdot \left[1 - (Y/m)^2\right]}. \quad (6)$$

Для расчета  $P_{>0}$  применим такие доводы. Вероятность ожидания  $P_{>0}$  равна вероятности того, что вновь приходящий вызов застает все  $m$  линий занятыми:

$$P_{>0} = \sum_{j=m}^{\infty} P_j = 1 - \sum_{j=0}^{m-1} P_j. \quad (7)$$

где  $j$  – состояние системы ( $0 \leq j \leq m$  – линии,  $m < j \leq \infty$  – очередь).

В условиях неограниченного количества линий ( $m = \infty$ ) вызовы обслуживаются без потерь. При постоянной длительности обслуживания  $t$ , когда нет потерь, свойства потока освобождений совпадают со свойствами потока поступления вызовов, так как происходит только сдвиг по времени на величину  $t$  между моментом поступления вызова и моментом окончания его обслуживания. При этом состояния системы обслуживания полностью определяются свойствами потока вызовов, а функции распределения количества вызовов в системе  $P_j$  и количества поступающих вызовов  $P_i$  за время  $t$  полностью совпадают. Например, подставив для расчета  $P_{>0}$  в (7) значения, получаемые из (3) при  $m = \infty$  логично получаем  $P_{>0} = 0$ .

При конечном числе  $m$  и неограниченном количестве мест ожидания ( $r = \infty$ ) вызовы также обслуживаются без явных потерь. Однако в этом случае вызовы, поступающие после занятия всех линий системы, попадают в очередь на ожидание, и в случае освобождения хотя бы одной из  $m$  занятых линий тут же подаются из очереди на обслуживание. Теперь на линии системы поступают вызовы из первичного потока с интенсивностью  $Y$  и из очереди с интенсивностью  $Y \cdot P_{>0} \cdot t_w$ , поскольку ожидающие в очереди вызовы образуют дополнительный поток с интенсивностью  $Y \cdot P_{>0}$  и каждый ожидающий вызов ожидает в среднем время  $t_w$ . Поэтому общая интенсивность нагрузки увеличится до величины:

$$Y_2 = Y + Q, \quad (8)$$

так как согласно (4)  $P_{>0} \cdot t_w$  есть средняя длительность ожидания  $W$ , а согласно (5)  $Y \cdot W$  есть средняя длина очереди  $Q$ . При этом увеличится и общая дисперсия интенсивности нагрузки:

$$\sigma_2 \approx \sigma + Q/2. \quad (9)$$

**Итерационный алгоритм расчета.** Из приведенных доводов и результатов имитационного моделирования вытекает простой итерационный алгоритм расчета основных характеристик качества обслуживания системы  $GI/D/m/r=\infty$ :

– в соответствии с (6) по заданным характеристикам потока вызовов  $Y$  и  $S$  при ёмкости системы  $m$  определяется средняя длительность ожидания для задержанных вызовов  $t_w$ ;

– в соответствии с (7) и (3) по характеристикам интенсивности нагрузки  $Y$  и её дисперсии  $\sigma^2$  определяется предполагаемая вероятность ожидания  $P_{>0}$  (как бы для случая, когда вызовы из очереди не возвращаются в систему и не увеличивают нагрузку на неё);

– по найденным значениям  $t_w$  и  $P_{>0}$  в соответствии с (4) и (5) определяются предполагаемые значения средней длительности ожидания для всех вызовов  $W$  и средней длины очереди  $Q$ ;

– по найденным в соответствии с (8) и (9) значениям интенсивности нагрузки  $Y_2$  и среднеквадратического отклонения  $\sigma_2$  в соответствии с (7) и (3) определяется уточнённая вероятность ожидания  $P_{>0}$ , т.е. с учётом влияния дополнительной нагрузки на линии системы из очереди. (В этом случае длина очереди более реальна, поскольку не уходящие из системы немедленно вызовы способствуют её росту);

– по уточнённому значению вероятности ожидания  $P_{>0}$  в соответствии с (4) и (5) уточняются значения средней длительности ожидания всех вызовов  $W$  и средней длины очереди  $Q$ .

В многочисленных сериях опытов имитационного моделирования выявлено, что реализация предложенного алгоритма в большом диапазоне варьирования параметров  $Y$ ,  $S$  и  $m$  даёт всегда несколько заниженную оценку вероятности ожидания  $P_{>0}$ , однако при этом относительная ошибка никогда не превышает 10%. На величине ошибки сказывается приближённая оценка (9) среднеквадратического отклонения  $\sigma_2$ . Согласно описанному алгоритму на последнем шаге опять уточняются значения  $W$  и  $Q$ , и поэтому необходимо ещё раз пересчитать  $P_{>0}$  с более точными значениями  $Y_3$  и  $\sigma_3$ . При таком упрощённом подходе к определению  $\sigma$ , как рекомендовано в (9), результаты расчетов после третьей итерации всегда дают верхнюю оценку вероятности ожидания  $P_{>0}$ , которая никогда не превышает 10%.

В подтверждение сказанного согласно предложенному алгоритму выполнены расчёты и имитационное моделирование по алгоритму [10], результаты которого сведены в табл. 1. Здесь  $W$  и  $t_w$  выражены в единицах средней длительности обслуживания.

Таблица 1 – Результаты моделирования и расчета

Параметр QoS	Модель	1-я итерация		2-я итерация		3-я итерация	
		расчёт	ошибка	расчёт	ошибка	расчёт	ошибка
<b>m = 105</b>							
<b>P&gt; 0</b>	<b>0,71332</b>	0,41050	-42,6%	0,66514	-6,8%	0,74821	4,9%
<b>Q</b>	<b>28, 89636</b>	16,67339	-42,3%	27,01616	-6,5%	30,39005	5,2%
<b>W</b>	<b>0, 28908</b>	0,16681	-42,3%	0,27029	-6,5%	0,30404	5,2%
<b>tw</b>	<b>0,40526</b>	0,40636	0,3%	0,40636	0,3%	0,40636	0,3%
<b>m = 110</b>							
<b>P&gt; 0</b>	<b>0,49894</b>	0,31917	-36,8%	0,45387	-9,0%	0,50193	0,6%
<b>Q</b>	<b>10,29849</b>	6,71920	-34,8%	9,55487	-7,2%	10,56658	2,6%
<b>W</b>	<b>0,10289</b>	0,06715	-34,7%	0,09549	-7,2%	0,10560	2,6%
<b>tw</b>	<b>0,20622</b>	0,21038	2,0%	0,21038	2,0%	0,21038	2,0%
<b>m = 120</b>							
<b>P&gt; 0</b>	<b>0,21076</b>	0,16674	-20,5%	0,19941	-5,4%	0,21080	0,0%
<b>Q</b>	<b>2,26827</b>	1,82124	-18,9%	2,18245	-3,8%	2,30356	1,6%
<b>W</b>	<b>0,02264</b>	0,01819	-18,9%	0,02178	-3,8%	0,02300	1,6%
<b>tw</b>	<b>0,10742</b>	0,10910	1,6%	0,10910	1,6%	0,10910	1,6%

Как видно из табл. 1 относительная ошибка расчёта  $Q$  и  $W$  определяется суммарной точностью расчёта  $t_w$  и  $P_{>0}$ , и вместе с тем ошибка расчёта всех характеристик  $QoS$  остаётся в пределах  $\pm 10\%$  (вторая и третья итерации). Расчеты, выполненные для данного примера методом Кроммелина, занижают результат до 95% (с ростом  $m$  увеличивается ошибка).

**Выводы.** Задача оценки качества обслуживания ранее решалась для сетей узкого назначения в условиях однородных нагрузок. В мультисервисных сетях нагрузка является разнородной и с различными требованиями к QoS. Здесь передачу потоков разных приложений и служб обеспечивает одна и та же сеть с едиными протоколами и законами управления. Но из-за того, что источники определённой службы характеризуются



максимальной и средней скоростями передачи, т.е. коэффициентом пачкования (*burstness*) и средней длительностью пика нагрузки, дисперсия интенсивности нагрузки или пик-фактор  $S$  существенно отличается от значений, характерных для пуассоновской нагрузки. Учет этих особенностей мультисервисного трафика существенно повышает точность оценки реального качества обслуживания в мультисервисных сетях связи.

ЛИТЕРАТУРА:

1. Ложковский А.Г. Экспериментальная оценка модели потока вызовов на современных телефонных сетях / А.Г. Ложковский, Н.В. Захарченко, С.М. Горохов // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2001. – № 2. – С. 40–43.
2. Ложковский А.Г. Исследование параметров телефонной нагрузки на сотовой сети мобильной радиосвязи / А.Г. Ложковский // Праці УНДІРТ. – 2001. – № 3. – С. 10-14.
3. Ложковский А.Г. Методи проектування телекомунікаційних систем та мереж в умовах реального трафіка / А.Г. Ложковский, О.В. Вербанов, В.М. Колчар, В.Ю. Гордієнко // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2014. – №2. – С.54-63.
4. Ложковский А.Г. Розрахунок ймовірності втрат у випадку нормального розподілу числа зайнятих каналів / А.Г. Ложковский // Зв'язок. – 2003. – №3. – С. 45-48.
5. Ложковский А.Г. Новая методика оцінювання ймовірності втрат викликів, наближена до реальних умов / А.Г. Ложковский // Зв'язок. – 2004. – № 3. – С. 52-53.
6. Ложковский А.Г. Статистическое моделирование полнодоступного пучка с потерями / А.Г. Ложковский // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2003. – № 1. – С. 75-82.
7. Шнепс М.А. Системы распределения информации. Методы расчета: Справ. пособие. / Шнепс М.А. // – М.: Связь, 1979. – 344 с., ил.
8. Ложковский А.Г. Исследование системы обслуживания с ожиданием и рекуррентным потоком вызовов / А.Г. Ложковский // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2004. – № 2. – С. 56-59.
9. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания; пер. с англ. / Клейнрок Л. // – М.: Машиностроение, 1979. – 432 с., ил.
10. Ложковский А.Г. Моделирование многоканальной системы обслуживания с организацией очереди / А.Г. Ложковский, Н.С. Салманов, О.В. Вербанов // Восточно-европейский журнал передовых технологий. – 2007. – № 3/6 (27). – С. 72-76.

REFERENCES:

1. Lozhkovskij A.G., Zaharchenko N.V., Gorohov S.M. Eksperimentalnaya ocenka modeli potoka vyzovov na sovremennyh telefonnyh setyah. Naukovi pracі ONAZ im. O.S. Popova, № 2, 2001, S. 40-43.
2. Lozhkovskij A.G. Issledovanie parametrov telefonnoj nagruzki na sotovoj seti mobilnoj radiosvyazi. Trudy UNIRT, № 3, 2001, S. 10-14.
3. Lozhkovskij A.G. Metodi proektuvannya telekomunikacijnih sistem ta merezh v umovah realnogo trafika / A.G. Lozhkovskij, O.V. Verbanov, V.M. Kolchar, V.Yu. Gordiyenko // Naukovih prac ONAZ im. O.S. Popova, 2014, №2, C.54-63.
4. Lozhkovskij A.G. Rozrahunok jmovirnosti vtrat u razi normalnogo rozpodilu kilkosti zajnyatih kanaliv. Zv'yazok, № 3, 2003, S. 54-57.
5. Lozhkovskij A.G. Nova metodika ocinyuvannya jmovirnosti vtrat viklikiv, nablizhena do realnih umov. Zv'yazok, № 3, 2004, S. 52-53.
6. Lozhkovskij A.G. Statisticheskoe modelirovanie polnodostupnogo puchka s poteryami. Naukovi pracі ONAZ im. O.S. Popova, № 1. 2003, S. 75-82.
7. Shneps M.A. Sistemy raspredeleniya informacii. Metody rascheta: Sprav. posobie. – М.: Svyaz, 1979. – 344 s., il.
8. Lozhkovskij A.G. Issledovanie sistemy obsluzhivaniya s ozhidaniem i rekurrentnym potokov vyzovov. Naukovi pracі ONAZ im. O.S. Popova, № 2, 2004, S. 56-59.
9. Klejnrok L. Teoriya massovogo obsluzhivaniya. Per. s angl. М.: Mashinostroenie, 1979, 432 s., il.
10. Lozhkovskij A.G., Salmanov N.S., Verbanov O.V. Modelirovanie mnogokanalnoj sistemy obsluzhivaniya s organizaciej ocheredi. Vostochno-evropejskij zhurnal peredovyh tehnologij, № 3/b(27), 2007, S. 72-76.

DOI: 10.33243/2518-7139-2019-1-2-21-29