

**ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ КАЧЕСТВА ОБСЛУЖИВАНИЯ
САМОПОДОБНОГО ТРАФИКА ЭНТРОПИЙНЫМ МЕТОДОМ**

**RATING OF QoS PARAMETERS
OF SELF-SIMILAR TRAFFIC BY AN ENTROPY METHOD**

Аннотация. Используемые вероятностные законы распределения, описывающие трафик в мультисервисных сетях связи, не дают такой количественной оценки неопределенности состояния системы массового обслуживания, как энтропия распределения. Для оценки параметров качества обслуживания самоподобного трафика предложено использовать методы расчета известных распределений, энтропия которых наиболее близка к энтропии самоподобного трафика при ограничениях на диапазон загрузки системы, параметр Херста и точность расчета.

Summary. The used probability distribution laws circumscribing traffic in multiservice networks do not give such quantitative assessment of ambiguity of a system condition of queuing, as entropy of allocation. For a rating of parameters QoS of self-similar traffic it is offered to use computational methods of known allocations, which entropy is closest to entropy of self-similar traffic at limitings on a range of a system load, Harst parameter and accuracy of calculation.

Построение сетей следующего поколения (NGN) – наиболее актуальная задача в телекоммуникациях на современном этапе развития. Как известно, мультисервисные сети NGN базируются на технологии коммутации пакетов. Трафик в пакетных сетях или распределение количества пакетов в единицу времени хорошо описывается самоподобным (*self-similarity*) случайным процессом с параметром Херста около 0,65 ... 0,8 [1]. Здесь передачу потоков разных приложений и служб обеспечивает одна и та же сеть с едиными протоколами и законами управления. Поэтому вероятность появления события зависит от наступления событий в предыдущих интервалах времени, т.е. потоки событий являются потоками с ограниченным последствием с некоторой функцией распределения промежутков времени между событиями. Во всех известных моделях потоков, применяемых для исследования традиционных телекоммуникационных сетей с коммутацией каналов, было принято, что вероятность появления следующего события (например, поступление вызова) зависит только от времени, прошедшего с момента совершения предыдущего события, и не зависит от всей предыстории появлений событий ранее. Основанием самоподобия трафика является интегральный характер сети NGN (мультисервисность), используемой для передачи речи, цифровых данных, видео и других данных, представляемых в форме стандартных пакетов. Таким образом, модели трафика в NGN отличаются от традиционных моделей, например пуассоновских, 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 в NGN невозможно обойтись без надежных методов анализа качества обслуживания заявок на услуги в реальных условиях формирования их потоков и с учетом свойств мультисервисного трафика. Сведения о характере потоков заявок и длительности обслуживания важны для обоснования нормативов качества обслуживания. Прежде, как правило, поступающий на обслуживание поток требований, считался простейшим и для систем массового обслуживания (СМО) с потерями и очередями получены все аналитические выражения для расчета основных характеристик качества обслуживания. Например, для расчета полнодоступной многоканальной системы при экспоненциальном времени обслуживания используются *B*- и *C*-формула Эрланга соответственно, а для расчета одноканальной системы с ожиданием при произвольном времени обслуживания – формула Поллачека-Хинчина [1]. Однако для случая самоподобного трафика аналогичных методов расчета характеристик качества обслуживания неизвестно. Причиной этому является слабая формализуемость модели самоподобных потоков, вследствие чего и невозможно получить аналитически обоснованные результаты для характеристик СМО, в которых обслуживаются данные потоки. Несмотря на популярность модели самоподобного трафика до сих пор ряд задач оценки качества функционирования СМО остаются нерешенными. В частности, из-за отсутствия строгой теоретической базы, способной дополнить классическую теорию массового обслуживания при проектировании СМО с самоподобным трафиком, не существует достоверной и признанной

методики расчета параметров и показателей качества систем распределения информации в условиях эффекта самоподобия.

Целью работы является обоснование возможности применения методов расчета параметров качества обслуживания известных моделей, например таких, как M/M/1, M/D/1, M/E/1 или M/H/1 в условиях самоподобного трафика при ограничениях на диапазон загрузки системы, параметр Херста и точность расчета.

1. Числовые характеристики трафика сети. Случайный процесс (СП) поступления вызовов или пакетов в систему на обслуживание, образующий поток заявок (трафик) характеризуется законом распределения, устанавливающим связь между значением случайной величины (количеством заявок) и вероятностью появления этого значения. В большинстве случаев для расчета параметров QoS достаточно знать о законе распределения только некоторые его числовые характеристики. Общими числовыми характеристиками являются моменты распределения различных порядков. Например, для расчета в условиях пуассоновского распределения достаточно математического ожидания M , а для нормального распределения – необходимо иметь значения M и дисперсии D . Иногда используются моменты третьего и четвертого порядков – асимметрия и эксцесс. Моменты более высоких порядков используются редко. При этом если по заданным законам распределения моменты распределения можно определить однозначно, то обратная задача решается не всегда.

Основные характеристики случайного процесса M и D , являясь весьма важными, в то же время не являются исчерпывающими, а иногда и бесполезными для прогнозирования значения случайной величины. Возможны варианты, когда СП характеризуются одинаковыми значениями математического ожидания и дисперсии, но внутренняя структура этих процессов различна. Одни могут иметь плавно меняющиеся реализации, а иные – ярко выраженную колебательную структуру при скачкообразном изменении отдельных значений случайной величины (например, резкое возрастание количества пакетов в сети, приводящее к «пачечности – *burstness*» трафика). Для «плавных» процессов характерна большая предсказуемость реализаций, а для «пачечных» – очень малая вероятностная зависимость между двумя случайными величинами СП. В таких случаях говорят, что закон распределения, характеризующий СП, несет в себе некоторую неопределенность и позволяет с большей или меньшей надежностью предсказать значение случайной величины. Например, при равномерном распределении все значения случайной величины равновероятны, а при экспоненциальном – наименьшие значения имеют наибольшую вероятность.

Числовой характеристикой распределения, которая может служить его мерой неопределенности является энтропия закона распределения, определяемая для дискретного распределения как

$$H(m) = - \sum_{i=1}^m p_i \log p_i, \quad (1)$$

где при полной группе событий $\sum_{i=1}^m p_i = 1$.

Энтропия не зависит от значений, принимаемой случайной величиной, а только от их вероятностей. Обычно представляет интерес не абсолютное значение энтропии, а сравнение энтропий различных законов. Кроме того, основание логарифма может быть взято любым.

2. Моделирование самоподобного трафика. В условиях отсутствия точных аналитических методов расчета параметров QoS при самоподобном трафика наилучшим способом проверки гипотезы о возможности применения известных методов расчета этих параметров, но для других моделей со сходными значениями энтропии распределений, является имитационное моделирование. Для этого необходимо генерировать случайные реализации фрактального броуновского движения fBM.

Моделирование процессов фрактального характера находится еще в стадии развития. При генерировании самоподобного трафика критерием его самоподобности является так называемая долгосрочная зависимость (*long range dependent*). Для обнаружения этой зависимости используется определение функции корреляции. Для самоподобного процесса корреляционные свойства процесса, усредненного на различных временных интервалах, остаются неизменными. При этом сам процесс носит пачечный (*bursty*) характер.

Пачечный характер генерированного трафика способствует его адекватности реальному характеру трафика в мультисервисных сетях. Здесь при широком диапазоне скоростей передачи нагрузка является разнородной, поскольку передачу потоков разных приложений и служб обеспечивает одна и та же сеть с едиными протоколами и законами управления. Источники определённой службы характеризуются максимальной и средней скоростями передачи, т.е. коэффициентом пачкования (*burstness*) и средней длительностью пика нагрузки. Например, пачкование для речевых служб возможно из-за пауз в разговоре.

Наиболее известным методом формирования самоподобного потока является метод Мандельброта [2, 3]. Он основан на суперпозиции нескольких (строго чередующихся) независимых и имеющих одинаковое распределение ON/OFF источников, интервалы между ON и OFF периодами которого обладают эффектом Ноа (*Noah effect*). Причем, именно эффект Ноа в распределении длительностей ON/OFF периодов является базовым при моделировании самоподобного трафика. Эффект Ноа является синонимом синдрома бесконечной дисперсии. Математически для достижения эффекта Ноа можно использовать распределение Парето, которое часто называют «распределением с длинным хвостом».

Плотность распределения Парето задается функцией:

$$f(x) = \frac{a}{b} \left(\frac{b}{x} \right)^{a+1}, \quad (2)$$

где a – параметр формы; b – мода распределения (минимальное значение случайной величины x). Причем, при $a \leq 2$ дисперсия бесконечна (что и требуется в качестве одного из условий самоподобности, см. выше). Наличие в распределении так называемого «длинного хвоста» обеспечивает свойство пачечности трафика, поскольку в распределении существенно возрастают вероятности длинных интервалов между событиями (например, отсутствие пакетов на интервале) и для «поддержания» заданного среднего значения количества событий необходима их концентрация (увеличение) на других интервалах времени.

Параметр формы a распределения Парето и параметр Херста H находятся в такой зависимости [1]:

$$H = \frac{3-a}{2}. \quad (3)$$

В практическом моделировании распределение Парето (2) получается путем перехода от равномерного распределения методом обратной функции:

$$Z_i = \frac{b}{\sqrt[a]{U_i}}, \quad (4)$$

где Z_i – i -й интервал между событиями; U – случайное число, равномерно распределенное на интервале $[0, 1]$. Алгоритм имитационной модели СМО приведен в [4].

Для доказательства самоподобности генерируемого трафика используем метод абсолютных моментов. В качестве значений случайного процесса рассмотрим количество заявок, поступающее в СМО за единицу времени. Исходную последовательность количества заявок длиной N разделим на блоки длиной m (отдельные агрегированные процессы размером m). На непересекающихся временных интервалах, т.е. на границах каждого блока k последовательность имеет среднее значение:

$$X_k^{(m)} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m X_{(k-1)m+j}, \quad k = 1, 2, 3 \dots, [N/m]. \quad (5)$$

После расчета среднего значения \bar{X} для всей последовательности, затем для каждого блока k рассчитаем дисперсию D_k :

$$D_k^{(m)} = \frac{1}{N/m} \sum_{j=1}^m (X_k^{(m)} - \bar{X})^2. \quad (6)$$

Для самоподобного процесса дисперсия агрегированных процессов должна убывать медленнее, чем величина, обратная размеру выборки m [1]. Для выявления этого свойства построим дисперсионно-временной график зависимости дисперсий агрегированных процессов от степени агрегирования m . Поскольку Херстом было показано, что:

$$\log \left(\frac{\max D - \min D}{D_k^{(m)}} \right) \approx H \log \left(\frac{N}{2} \right), \quad (7)$$

то график этой зависимости строим тоже в логарифмическом масштабе. Выражение в левой части уравнения (7) $\frac{\max D - \min D}{D_k^{(m)}}$ называется R/S статистикой или нормированным размахом. Из

полученного графика определяем коэффициент β , как тангенс угла наклона аппроксимирующей кривой к построенной зависимости. Данная аппроксимация производится методом минимального среднеквадратического отклонения от экспериментальных данных. Коэффициент β ($0 < \beta < 1$), задающий асимптотические свойства характеристик самоподобного случайного процесса связан с параметром Херста следующим соотношением [1]:

$$H = 1 - \frac{\beta}{2}. \quad (8)$$

Для процессов, не обладающих свойством самоподобия, $H = 0,5$, а для самоподобных процессов с долгосрочной зависимостью этот параметр изменяется в пределах $0,65 \dots 0,8$ (процесс обладает длительной памятью).

В сериях опытов имитационного моделирования при задании в распределении Парето параметра a в пределах $1,2 \dots 1,9$ (параметр Херста $H = 0,9 - 0,55$ соответственно) усредняющий коэффициент m изменялся от 1 до 10 000. Например, для $a = 1,4$ ($H = 0,8$) получены такие значения, приведенные в табл. 1.

Таблица 1 – Зависимости дисперсий выборок от степени агрегирования

m	$\log(m)$	$\frac{\max D - \min D}{D_k^{(m)}}$	$\log\left(\frac{\max D - \min D}{D_k^{(m)}}\right)$
1	0,00000	2,612	0,41697
2	0,30103	2,556	0,40756
3	0,47712	2,443	0,38792
5	0,69897	2,288	0,35946
10	1,00000	2,115	0,32531
20	1,30103	1,843	0,26553
50	1,69897	1,297	0,11294
100	2,00000	1,022	0,00945
200	2,30103	0,818	-0,08725
500	2,69897	0,627	-0,20273
1000	3,00000	0,511	-0,29158
2000	3,30103	0,399	-0,39903
5000	3,69897	0,277	-0,55752
10000	4,00000	0,219	-0,65956

График дисперсионно-временной зависимости генерированного трафика, соответствующий данным табл. 1, приведен на рис. 1.

Тангенс угла наклона аппроксимирующей прямой $\beta = -0,3618$, что в соответствии с (8) обеспечивает значение параметра Херста $H = 0,82$, т.е. значения близкого к заданному в (3) через параметр a распределения Парето. Следовательно, трафик, генерируемый с использованием распределения Парето, позволяет исследовать СМО в условиях, когда входящий поток имеет самоподобный характер.

3. **Анализ результатов моделирования.** Результаты моделирования одноканальной СМО, выполненные согласно имитационной модели [4] при обслуживании самоподобного трафика с распределением (4) приведены в табл. 2. Для постоянной длительности обслуживания коэффициент Херста изменяется в пределах $H = 0,55 \dots 0,9$, а загрузка системы (интенсивность нагрузки) – в пределах $\rho = 0,1 \dots 0,9$. Для заданных условий рассчитывается энтропия распределения состояний системы (1).

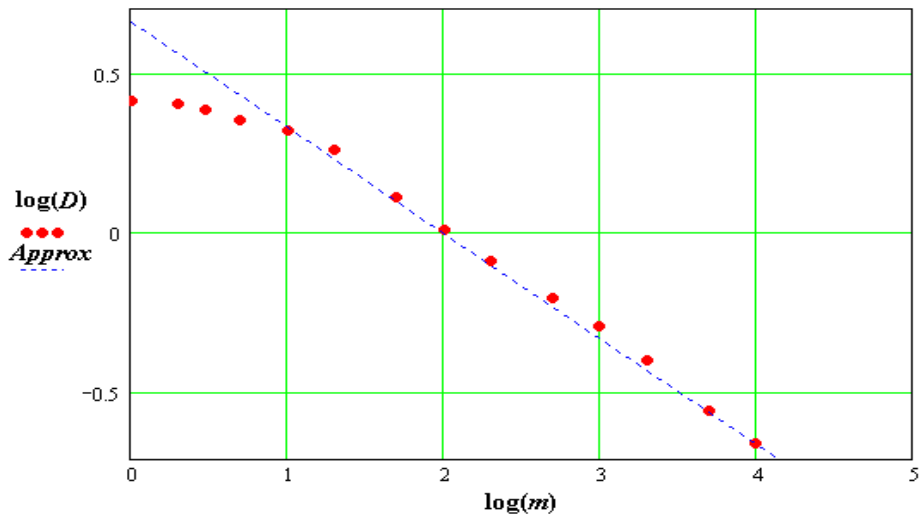


Рисунок 1 – Аппроксимация нормированного размаха дисперсии

Таблица 2 – Результаты моделирования

Загрузка системы	Энтропия									
	M/M/1	M/D/1	fBM/D/1 H=0,55	fBM/D/1 H=0,6	fBM/D/1 H=0,65	fBM/D/1 H=0,7	fBM/D/1 H=0,75	fBM/D/1 H=0,8	fBM/D/1 H=0,85	fBM/D/1 H=0,9
0,1	0,361	0,347	0,324	0,324	0,324	0,325	0,326	0,328	0,333	0,333
0,2	0,626	0,579	0,500	0,500	0,500	0,501	0,501	0,504	0,509	0,543
0,3	0,873	0,781	0,611	0,611	0,611	0,612	0,610	0,617	0,659	0,900
0,4	1,121	0,972	0,673	0,673	0,673	0,683	0,731	0,829	1,027	1,454
0,5	1,388	1,169	0,703	0,732	0,783	0,861	0,982	1,184	1,514	2,024
0,6	1,683	1,388	0,847	0,925	1,031	1,182	1,393	1,719	2,188	3,000
0,7	2,037	1,657	1,147	1,287	1,467	1,705	2,019	2,466	3,180	4,540
0,8	2,502	2,028	1,714	1,928	2,184	2,513	2,929	3,539	4,603	6,588
0,9	3,246	2,667	2,787	3,081	3,435	3,888	4,511	5,381	6,391	8,000

Более наглядно результаты моделирования представлены на рис. 2.

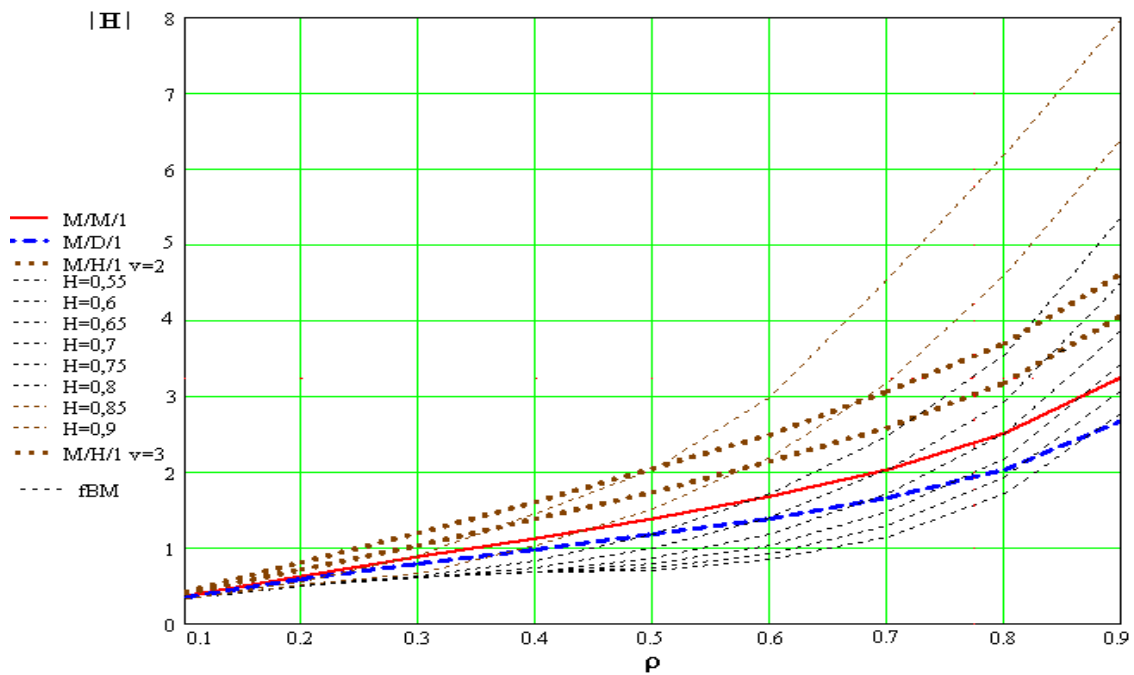


Рисунок 2 – Зависимость энтропии распределения от загрузки системы

Следует сказать, что в тех точках, где совпадает энтропия распределения состояний системы, совпадают и исследуемые параметры качества обслуживания, такие как средняя длина очереди Q и средняя длительность ожидания всех заявок W (ожидающих и обслуживаемых без ожидания). Например, для моделей M/M/1 и fBM/D/1 ($H = 0,8$) при $\rho = 0,6$ энтропии распределений весьма близки и равны 1,683 и 1,719 соответственно. При этом для модели fBM/D/1 средняя длина очереди $Q = 0,982$ и средняя длительность ожидания всех заявок $W = 1,611$, что превышает соответствующие значения для модели M/M/1 всего на 3% (на столько же отличие и значений энтропии). Такое же совпадение основных параметров качества обслуживания СМО с ожиданием (N – среднее количество заявок в системе, T – средняя длительность нахождения заявок в системе, Q – средняя длина очереди и W – длительность ожидания всех заявок) наблюдается во всех остальных точках, для которых имеет равенство значений энтропии распределения состояний системы.

Таким образом, предложен метод расчета характеристик качества обслуживания одноканальной системы массового обслуживания с очередью для случая обслуживания трафика, обладающего эффектом самоподобия. Суть метода заключается в применении методов расчета параметров качества обслуживания известных моделей, например таких, как M/M/1, M/D/1, M/E/1 или M/H/1 в точках, где близки значения энтропии распределения состояний системы. Для расчетов можно применять формулу Поллачека-Хинчина, справедливой для модели M/G/1.

$$N = \rho + \rho^2 \frac{1 + \nu^2}{2(1 - \rho)}, \quad (9)$$

где N – среднее количество заявок в системе; ν – коэффициент вариации длительности обслуживания. Определив среднее количество заявок в системе, остальные характеристики (Q , W и T) рассчитываются через известные соотношения.

Из рис. 2 видно, что, варьируя параметром коэффициента вариации длительности обслуживания ν от 0 до 3 ... 5 графики энтропии известных распределений «накрывают» практически всю область возможных значений энтропии распределений состояний системы в модели fBM/D/1 при изменении коэффициента Херста в диапазоне от $H = 0,55$ до $H = 0,9$. Можно напомнить, что в модели M/D/1 для постоянной длительности обслуживания $\nu = 0$, в модели M/E/1 – $0 < \nu < 1$, в модели M/M/1 – $\nu = 1$, в модели M/H/1 для длительности обслуживания с гиперэкспоненциальным распределением $\nu > 1$.

Следовательно, появляется возможность расчета характеристик QoS в модели СМО с самоподобным трафиком при любом законе распределения длительности обслуживания. Необходимым условием такого расчета является определение энтропии распределения состояний системы.

Литература

1. Крылов В.В., Самохвалов С.С. Теория телетрафика и её приложения. – С.Пб.: БХВ-Петербург, 2005. – 288 с.: ил.
2. Mandelbrot B.B., Long-Run Linearity, Locally Gaussian Processes, H-Spectra and Infinite Variances // International Economic Review. – 1969. – Vol.10. – P. 82-113.
3. Мандельброт Б. Фрактальная геометрия природы // Компьютинг в математике, физике, биологии / Пер. с англ. – М.: Изд-во Института компьютерных исследований, 2002.
4. Ложковский А.Г., Салманов Н.С., Вербанов О.В. Моделирование многоканальной системы обслуживания с организацией очереди // Восточно-европейский журнал передовых технологий. – 2007. – №3/б(27). – С. 72-76.