

К ОЦЕНИВАНИЮ И СОПОСТАВЛЕНИЮ ОЧЕРЕДЕЙ КЛАССИЧЕСКИХ И ФРАКТАЛЬНЫХ СИСТЕМ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ

О. И. Кутузов^а, доктор техн. наук, профессор

Т. М. Татарникова^б, доктор техн. наук, доцент

^аСанкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ», Санкт-Петербург, РФ

^бСанкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: буферные накопители сетевых узлов являются важнейшим ресурсом управления трафиком. Исследования последних полутора десятков лет доказывают, что сетевой трафик по своей природе является самоподобным, и поэтому традиционный анализ очередей, основанный на предположении о пуассоновском потоке, не позволяет точно предсказать производительность узла и сети в целом. Отсутствие общих аналитических результатов исследования очередей при самоподобном трафике диктует необходимость искать пути его адекватного описания и моделирования. **Цель:** разработка модели поступлений в самоподобном трафике, позволяющей оценить и сопоставить в первом приближении характеристики очередей классических и фрактальных систем массового обслуживания. **Результаты:** предложена модель поступлений в самоподобном трафике, отличающаяся присутствием долговременных зависимостей в трассах трафика и наличием пульсирующей структуры на многих масштабах времени, что позволяет адекватно отразить свойства сетевого трафика. Предложены модели расчета буферных накопителей сетевых узлов, являющихся более реалистичными в условиях самоподобного трафика. **Практическая значимость:** модель поступлений в самоподобном трафике и модели расчета буферных накопителей могут найти применение при решении задач управления сетевым трафиком и планировании ресурсов сети.

Ключевые слова — самоподобный трафик, пульсирующая структура трафика, ON/OFF-модель, долговременная зависимость, распределения с тяжелыми «хвостами», распределение Парето, системы с очередями, буферный накопитель, вероятность потерь, формула Полячека — Хинчина, конечная очередь, бесконечная очередь, управление сетевым трафиком.

Введение

Буферные накопители сетевых узлов являются важнейшим ресурсом управления сетевым трафиком. Исследования последних полутора десятков лет доказывают, что сетевой трафик по своей природе является самоподобным (self-similar) или фрактальным (fractal) [1, 2]. К фрактальным свойствам, характеризующим трафик, обычно относят такие понятия, как «медленно затухающие дисперсии», «долговременная зависимость» [3].

Особенностью самоподобного трафика является устойчивость кластеризации [4]. Традиционные модели пакетного трафика являются кратковременно зависимыми, т. е. имеют экспоненциально затухающие корреляции. Данные самоподобного трафика проявляют долговременную зависимость и имеют гиперболически затухающие корреляции. Самоподобность в математическом смысле является геометрическим понятием. Оно подчеркивает то, что модели, описывающие разные типы трафика, могут иметь одинаковую структуру, задаваемую разномасштабными пульсациями. Понятие пульсирующей структуры трафика часто используется именно в этом контексте [4, 5].

Самоподобность трафика оказывает существенное влияние на качество связи. Исследования в большинстве случаев концентрируются вокруг статистических характеристик очередей, поскольку буферизация является ведущей обеспечивающей ресурсами стратегией. Оказывается, что традиционный анализ очередей, базирующийся на предположении о пуассоновском потоке, не может точно предсказать производительность системы в условиях самоподобного трафика: «...практическое следствие фрактальной структуры трафика: буферы коммутаторов и мультиплексоров должны иметь значительно больший объем, чем это предписывалось результатами традиционного анализа и моделирования процессов обработки очередей» [4].

Адекватное описание самоподобного трафика определяется распределениями вероятностей с тяжелыми «хвостами». В настоящее время не существует общих аналитических результатов исследования очередей при самоподобном трафике и влияния самоподобности на качество его обслуживания [6].

Ограниченные возможности применения точных и приближенных аналитических методов приводят к необходимости проводить имитационное моделирование, которое, однако, сопря-

жено с рядом специфических вычислительных проблем, обусловленных стохастическим характером отклика имитационных моделей и необходимостью корректной обработки этого отклика [7, 8].

Тем не менее представляется целесообразным в первом приближении оценить и сопоставить характеристики очередей классических и фрактальных систем массового обслуживания (СМО).

Модель поступлений в самоподобном трафике

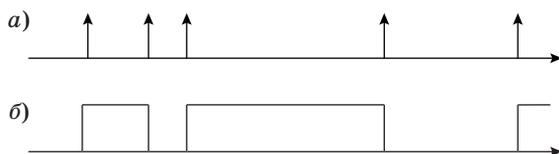
При моделировании самоподобного трафика необходимо отразить присутствие долговременных зависимостей в трассах трафика и его пульсирующую (самоподобную) структуру на многих масштабах времени. Оба эти эффекта могут моделироваться пиковым процессом. Пик подразумевает длительный поток блоков данных, например пакетов или ячеек, которые вбрасываются в сеть отдельным пользователем, допустим, при передаче данных по FTP-протоколу. Длина пика при этом описывается распределениями с тяжелыми «хвостами» [9].

Для описания компьютерного сетевого трафика широко используется чередующийся фрактальный возобновляющийся процесс, известный как ON/OFF-модель, или модель серии пакетов (рис. 1, а и б).

Известно, что любой источник поступлений определяется двумя состояниями: активным периодом (ON-периодом), когда источник передает пакеты, и пассивным — когда источник ничего не передает (OFF-периодом). Каждый переход от состояния OFF к состоянию ON соответствует поступающему пакету или серии пакетов. Продолжительности того или иного состояния являются независимыми одинаково распределенными и не обязательно одинаковыми для периодов ON и OFF. На практике при моделировании источников распределение OFF-периодов часто полагают экспоненциальным, а для ON-периодов наиболее часто используется распределение Парето [2, 5].

Распределение Парето определяется функцией распределения в виде

$$F(x) = 1 - \left(\frac{K}{x}\right)^\alpha, \quad x \geq K, \quad (1)$$



■ **Рис. 1.** Стандартный фрактальный возобновляющийся процесс (а) и фрактальный ON/OFF-процесс (б)

где K — граничный параметр, задающий минимальное значение случайной величины x , является, по сути, масштабным коэффициентом; α — параметр формы.

Математическое ожидание и дисперсия случайной величины, распределенной по Парето, определяются, соответственно, следующими выражениями:

$$M(x) = \frac{\alpha K}{\alpha - 1}; \quad (2)$$

$$D(x) = \frac{\alpha K^2}{(\alpha - 1)^2 (\alpha - 2)}. \quad (3)$$

Если $\alpha > 1$, то математическое ожидание конечно, дисперсия конечна только при $\alpha > 2$.

Распределение Парето имеет «хвост» $P(x > t) = 1 - F(t)$:

$$1 - F(t) = 1 - \left[1 - \left(\frac{K}{t}\right)^\alpha\right] = \left(\frac{K}{t}\right)^\alpha \propto t^{-\alpha}.$$

Как видно, при любых значениях K и α скорость убывания «хвоста» распределения Парето степенная. Далее распределение Парето будем обозначать в виде $Pa(K, \alpha)$.

Кроме математического ожидания и дисперсии, полезной характеристикой случайной величины x при моделировании очередей является квадрат ее коэффициента вариации C_x . Для $x \in Pa(K, \alpha)$ из (2) и (3) находим

$$C_x^2 = \frac{D(x)}{M^2(x)} = \frac{\alpha K^2}{(\alpha - 1)^2 (\alpha - 2)} \frac{(\alpha - 1)^2}{(\alpha K)^2} = \frac{1}{\alpha(\alpha - 2)}.$$

Коэффициенты вариации (точнее, их квадраты) являются мерой разброса значений для интервалов поступления заявок и интервалов их обслуживания. Чем эти коэффициенты больше, тем большего значения средней длины очереди $L(\rho)$ следует ожидать при фиксированной нагрузке ρ .

Для Парето-распределения в диапазоне значений параметра $1 < \alpha \leq 2$ оба квадрата коэффициентов вариации (интервалов между поступлениями и продолжительностей поступлений), по сути, стремятся к бесконечности, из чего следует, что и значения средней длины очереди $L(\rho)$ следует ожидать существенно (многократно) большего, чем для $M|M|1$.

Узел в сети как СМО

Для задач проектирования сетевых устройств одними из наиболее подходящих математических моделей являются системы с очередями (системы массового обслуживания) [10, 11].

В общем случае узел телекоммуникационной сети рассматриваем как СМО класса $G|G|1|m$

при стационарном режиме функционирования. Основную задачу проектирования буферов как систем класса $G|G|1|m$ поставим в виде нахождения зависимости вероятности потери заявки P от размера буфера m ($m = 0, 1, 2, \dots$):

$$P = \varphi(m). \quad (4)$$

Это позволит для любой наперед заданной допустимой вероятности потерь P^* определять соответствующий наименьший допустимый размер буфера m^* по формуле, следуемой из (4):

$$\lfloor m^* \rfloor = \varphi^{-1}(P^*), \quad (5)$$

где φ^{-1} — функция, обратная функции φ ; $\lfloor x \rfloor$ — ближайшее целое не меньшее x .

Полагая, что функция φ монотонно убывающая, можно утверждать, что φ^{-1} существует.

Следовательно, решив основную задачу (4), для любой максимально допустимой вероятности потерь P^* можно по формуле (5) определять наименьший размер буфера m^* , обеспечивающий требуемый уровень качества сетевого сервиса.

Очевидно, модели с конечным буфером (КБ), $m < \infty$, ближе к реальным узлам телекоммуникационной сети, чем модели с неограниченным (бесконечным) буфером (ББ), $m = \infty$. Тем не менее модели с ББ также нередко используются для решения основной задачи (4). При этом предполагается, что СМО с КБ отличается от СМО с ББ лишь конечной емкостью буфера, а по всем остальным параметрам эти СМО идентичны. Однако в общем случае это не так. В СМО с КБ каждая заявка, приходящая в заполненную очередь длиной m , теряется и тем самым исключается из потока, что изменяет коэффициент загрузки СМО. В соответствующей СМО с ББ все заявки, приходящие в очередь, в которой m мест занято, остаются в ней, и еще некоторое время, пока не освободится обслуживающий прибор, длина очереди сохранится большей, чем m . Таким образом, длина очереди может достаточно долго превосходить m , что приводит к завышению искомой вероятности P [12].

Расчет буферной емкости классических СМО

В системе $M|M|1|m$ стационарная вероятность потери заявки $P(m)$ определяется выражением

$$P(m) = \rho^m \frac{1 - \rho}{1 - \rho^{m+1}}, \quad (6)$$

где ρ — загрузка системы, $\rho < 1$; m — величина допустимой очереди [10].

Выражение (6) получено из модели СМО с ББ. Задаваясь соответствующими значениями веро-

ятности $P(m)$ и разрешая (6) относительно требуемого значения m , получаем выражение

$$\lfloor m \rfloor = \left\lceil \ln \left(\frac{P(m)}{1 - \rho} \right) \ln \frac{1}{\rho} \right\rceil, \quad (7)$$

где $\lfloor m \rfloor$ — ближайшее целое не меньшее m .

Потери в КБ являются функцией от максимальной длины очереди в ББ на периоде регенерации [12]. Соответственно, вероятность потерь в КБ может быть рассчитана с использованием «хвоста» распределения вероятностей значений максимальной длины очереди в ББ. Распределение значений максимальной длины очереди зависит от характеристик сетевого трафика.

В работе [12] приведено выражение для оценивания вероятности превышения значения емкости m конечного буфера для системы $M|M|1|m$, полученное с использованием элементов теории максимальных статистик:

$$P(m) = R \frac{a_n}{n\bar{K}} \exp \left(-\frac{m - b_n + 1}{a_n} \right), \quad (8)$$

где R — нормирующий коэффициент дискретного распределения при использовании метода экстремальных статистик; n — число выборочных значений в последовательностях, на которые разбивается выборочная последовательность, составленная из максимальных значений очереди на интервалах регенерации; \bar{K} — среднее число заявок, поступающих на вход СМО за период регенерации; a_n и b_n — коэффициенты, вычисляемые по выборочным данным.

Преобразуем выражение (8), разрешая его относительно значения m , для которого вероятность потери $P(m)$ не превышает допустимого значения $P_{\text{доп}}(m)$. Получим

$$m = a_n \ln R \frac{a_n}{n\bar{K}} - a_n \ln P_{\text{доп}}(m) + b_n - 1. \quad (9)$$

В табл. 1 представлены значения m , рассчитанные по формуле (7) для модели СМО типа $M|M|1$ с ББ и по формуле (9) для модели СМО типа $M|M|1$ с КБ. При расчетах по формуле (9)

■ Таблица 1

P_m	$M M 1$ с КБ			$M M 1$ с ББ		
	ρ					
	0,5	0,7	0,9	0,5	0,7	0,9
10^{-5}	14	23	82	16	29	92
10^{-7}	21	34	123	23	42	161
10^{-8}	25	39	144	26	48	184
10^{-9}	28	44	165	30	57	207
10^{-11}	35	55	206	36	67	230

использованы значения выборочных статистик $(\bar{K}, n, R, a_n, b_n)$ [12].

Результаты табл. 1 подтверждают ранее распространенное мнение о том, что расчет экспоненциальных СМО задает верхние границы оценок. Поэтому классические модели СМО широко использовались при расчете сетевых ресурсов.

Однако результаты нового взгляда на природу сетевого трафика послужили причиной проверить выводы, сделанные на основе расчетов с использованием традиционных моделей трафика.

Сопоставление очередей СМО $M|Pa|1$ и СМО $M|M|1$

У классических СМО зависимость $P(m)$ является асимптотически-экспоненциальной [13], т. е. с ростом размера буфера m вероятность потерь заявок P быстро падет и становится пренебрежимо малой. У фрактальных СМО с ростом m снижение P происходит очень медленно, и чтобы добиться требуемого малого ее значения, нужно предусматривать гораздо большие затраты оборудования на буферизацию, чем в случае классических СМО. Покажем это на примере сопоставления очередей у СМО типа $M|M|1$ и $M|Pa|1$, поскольку такое сопоставление можно провести как теоретически, используя формулу Полячека — Хинчина [14], так и экспериментально.

Для прямой процедуры обслуживания получено [15] отношение средних длин очередей $L_{c.п}$ и $L_{c.э}$ при Парето- и экспоненциальном распределении времени обслуживания соответственно и входящем пуассоновском потоке в виде

$$\frac{L_{c.п}}{L_{c.э}} = \frac{1}{2} \left[\frac{\alpha(\alpha - 2) + 1}{\alpha(\alpha - 2)} \right]. \quad (10)$$

Производная выражения (10) отрицательна, т. е. с увеличением α значение отношения (10) устойчиво уменьшается и при $\alpha = 1 + \sqrt{2}$ становится равным 1. Следовательно, $\alpha = 1 + \sqrt{2}$ является пороговым значением, при превышении которого для экспоненциальной СМО $M|M|1$ средняя длина очереди оказывается большей, чем для СМО с пуассоновским входным потоком и распределенным по Парето временем обслуживания при одинаковой входящей нагрузке.

Пример значений отношения (10) при $\alpha > 2$ приведен в табл. 2 в сопоставлении с результатами численного эксперимента на имитационной модели одноканальной СМО. Также в табл. 2 приведены отношения $L_{m.п}/L_{m.э}$ максимальных значений очередей при распределении времени обслуживания по Парето- и экспоненциальном распределении, полученные экспериментальным путем. Объем выборки $N = 10^6$.

■ Таблица 2

Отношение очередей	α	ρ				Теоретический результат
		0,25	0,5	0,7	0,9	
$\frac{L_{c.п}}{L_{c.э}}$	3	0,63	0,63	0,62	0,62	0,66
	5	0,52	0,54	0,53	0,55	0,53
$\frac{L_{m.п}}{L_{m.э}}$	3	0,90	0,89	0,71	0,61	–
	5	0,58	0,61	0,56	0,54	–

Результаты эксперимента показывают, что при фрактальном трафике, длительности поступлений которого описываются распределением Парето со значениями параметра $\alpha \geq (1 + \sqrt{2})$, средняя и максимальная длина очереди для экспоненциальной СМО $M|M|1$ превышают аналогичные характеристики очереди для СМО $M|Pa|1$ при одинаковой нагрузке для обеих СМО.

Следует отметить, что при анализе узлов телекоммуникационной сети в условиях фрактального трафика наиболее актуален диапазон значений параметра $\alpha \in [1, 2]$ [2]. При этих условиях формула Полячека — Хинчина не работает, соответственно, не работает и соотношение (10).

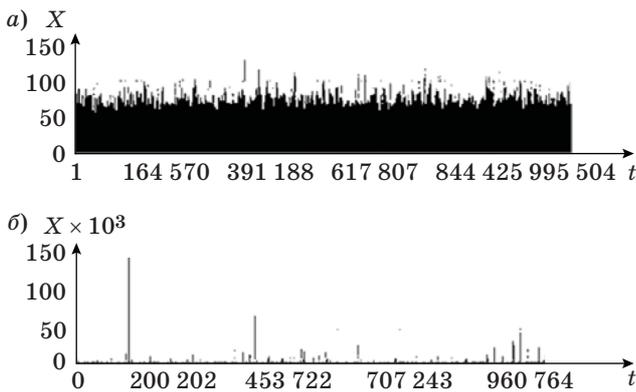
Оценивание влияния самоподобия на характеристики очереди при значениях $1 < \alpha \leq 2$ выполнено с применением численного эксперимента на имитационной модели соответствующей СМО [14]. Результаты эксперимента представлены в табл. 3.

Однако обратимся к выборкам из Парето- и экспоненциально распределенных значений случайных величин. Выборки выполнены без ограничения значений random (рис. 2).

Обращает на себя внимание тот факт, что максимальные значения ординат длительностей поступлений, распределенных по Парето, почти в 1000 раз превышают аналогичные значения при экспоненциальном распределении, хотя размеры поступлений отображают возможные длительности сообщений одного и того же трафика. Очевидно, что такой значительной разницы

■ Таблица 3

Отношение очередей	α	ρ			
		0,25	0,5	0,7	0,9
$\frac{L_{c.п}}{L_{c.э}}$	1,1	16 820,8	5708,0	1959,1	808,3
	1,5	12,7	12,9	14,6	24,1
	2,41	0,95	0,96	0,94	0,97
$\frac{L_{m.п}}{L_{m.э}}$	1,1	1384,9	1373,1	730,9	278,4
	1,5	51,5	44,5	35,0	22,9
	2,41	7,0	8,5	6,2	3,9



■ **Рис. 2.** Выборки поступлений: *a* — выборка при экспоненциальном распределении значений поступлений: $\lambda = 0,1$; *b* — выборка при Парето-распределении значений поступлений: $\alpha = 1,1, m = 10$

в отображении максимальных значений длительностей сообщений быть не должно.

Это различие изначально заложено в генерации реализаций случайной величины рассматриваемых распределений. Выборочные значения (длительностей сообщений) экспоненциально и Парето-распределенных случайных величин получаются преобразованием значений одного и того же датчика random. Однако максимальные выборочные значения этих распределений $y_{\max}^{\text{э}}$ и $y_{\max}^{\text{п}}$ существенно разнятся.

Так, при $\text{random}_{\min} = 10^{-4}$ для распределения Парето при $m = 10$ и $\alpha = 1,1$ имеем $y_{\max}^{\text{п}} = \frac{1,618}{1,1\sqrt{10^{-4}}} = 17\,000,3$; при $\alpha = 2y_{\max}^{\text{п}} = 505$.

Для экспоненциального распределения $y_{\max}^{\text{э}} = m \ln 10^4 = 92,2$.

При увеличении диапазона дискретности эта разница в возможных выборочных максимальных значениях еще возрастает.

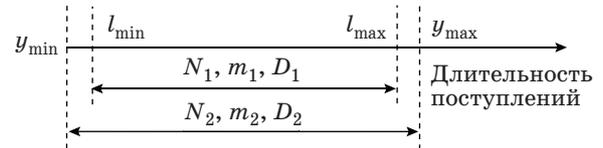
Получается, что такое прямое сопоставление значений очередей в СМО $M|M|1$ и $M|Pa|1$ некорректно.

Максимальные значения сообщений одного и того же реального трафика априори отображаются разными значениями при распределении Парето и при экспоненциальном распределении длительности поступлений: при одном и том же датчике случайных чисел заведомо $y_{\max}^{\text{п}} > y_{\max}^{\text{э}}$.

В табл. 4 представлены статистические характеристики Парето- ($\alpha = 1,1, k = 5$) и экспоненциально распределенных длительностей поступлений при ограничении, учитывающем возможный диапазон $[l_{\min}, l_{\max}]$ размеров поступающих сообщений. Такой подход имеет смысл из-за существования верхнего предела на размеры передаваемых кадров.

Приведенные в табл. 4 данные получены в результате численного эксперимента (рис. 3) с имитационными моделями СМО $M/Pa/1$ и $M/M/1$.

Численный эксперимент проводился при следующих объемах выборочных данных: $N_1 = 10^6$ — для диапазона $[l_{\min}, l_{\max}]$, N_2 — для диапазона $[y_{\min}, y_{\max}]$ (графа 2 при распределении Парето, графа 6 при экспоненциальном распределении). В графах 3 и 7 представлены отношения оценочных дисперсий к квадратам средних значений размеров поступлений при распределении Парето и экспоненциальном распределении соответственно без ограничения значений random, в графах 4 и 8 — те же отношения при ограничении минимального значения random (10^{-4}).



■ **Рис. 3.** Схема эксперимента

■ **Таблица 4**

№ п/п	$M Pa 1$				$M M 1$			
	$[l_{\min}, l_{\max}]$	N_2	$\frac{D_2}{m_2^2}$	$\frac{D_1}{m_1^2}$	$[l_{\min}, l_{\max}]$	N_2	$\frac{D_2}{m_2^2}$	$\frac{D_1}{m_1^2}$
	$y_{\max}^{\text{п}}$				$y_{\max}^{\text{э}}$			
1	2	3	4	5	6	7	8	
1	[5, 50] 1 855 032	1 086 696	3317,5	0,53	[5, 50] 603	1 703 447	1,001	0,29
2	[5, 100] 2 803 142	1 038 484	5680,1	1,01	[5, 100] 567	1 262 604	0,995	0,45
3	[5, 1000] 2 438 309	1 002 970	4668,8	5,97	[5, 1000] 527	1 126 757	1,001	0,80
4	[5, 2,5×10 ⁴] 14 438 902	1 000 086	7039,5	63,76	[5, 2,5×10 ⁴] 809	1 095 587	1,003	0,84
5	[5, 5×10 ⁴] 900 547,5	1 000 044	1864,9	105,95	[5, 5×10 ⁴] 572	1 130 892	1,001	0,79

Среднее значение m_2 размера поступлений при экспоненциальном распределении длительностей поступлений взято равным статистической оценке m_2 распределения Парето длительностей поступлений с тем, чтобы сохранить одинаковую нагрузку при обслуживании поступающих требований.

Соотношения средних значений очередей $L_{с.п}$ ($M|Pa|1$) и $L_{с.э}$ ($M|M|1$), вычисленные с использованием формулы Полячека — Хинчина и статистик (графы 3 и 7 соответственно) без учета калибровки моделей потоков к диапазону $[l_{\min}, l_{\max}]$, дали следующие результаты:

- вариант 1 — 1659,0;
- вариант 2 — 2913,4;
- вариант 3 — 2334,9;
- вариант 4 — 3467,9;
- вариант 5 — 1426,6.

В табл. 5 представлены соотношения средних и максимальных значений очередей тех же СМО, соответствующие выборочным данным при $y_{\max}^{\text{п}} \geq l_{\max}$ и $y_{\max}^{\text{э}} \geq l_{\max}$ (табл. 4, № п/п 1 и 2) и $y_{\max}^{\text{п}} < l_{\max}$ и $y_{\max}^{\text{э}} < l_{\max}$ (табл. 4, № п/п 3, 4 и 5) диапазона $[l_{\min}, l_{\max}]$.

При перекрытии диапазонов как при экспоненциальном распределении, так и при Парето отличие характеристик очередей процентное (графы 1 и 2 табл. 5), при перекрытии диапазонов при Парето-распределении и неперекрытии при экспоненциальном (графы 3, 4 и 5 табл. 5) отличие возрастает по мере увеличения различия в выборочных максимальных значениях.

Анализ представленных в табл. 5 результатов позволяет сделать следующие выводы, связанные с особенностью моделирования и сопоставления очередей $M|M|1$ и $M|Pa|1$.

Различие в характеристиках очереди между экспоненциальным обслуживанием и обслуживанием по Парето возрастает с увеличением нагрузки при $\alpha = 1,1$. При $\alpha \geq 1,5$ различие от нагрузки значительно менее заметно и существенно снижается при увеличении значения α (см. табл. 3).

Еще в большей степени выравнивание названных характеристик очередей заметно при приведении выборочных значений экспоненциально и Парето-распределенных случайных величин к возможному диапазону размеров сообщений реального трафика.

■ Таблица 5

Отношение очередей	№ варианта				
	1	2	3	4	5
$\frac{L_{с.п}}{L_{с.э}}$	1,25	1,34	3,83	35,2	56,0
$\frac{L_{м.п}}{L_{м.э}}$	1,04	1,43	3,48	38,4	46,1

Однако калибровка распределения Парето к диапазону длительностей протокольных единиц трафика есть не что иное, как «обрубание хвостов» распределения Парето. Распределение Парето с «хвостами», обрубленными по максимумам выборок ограниченного объема, отличается от неусеченного распределения Парето принципиально (особенно при бесконечных дисперсиях).

В физическом смысле такое усечение распределения Парето оправдано. Но насколько такое усечение корректно, и является ли «усеченное» Парето распределением с тяжелыми «хвостами»?

Итак, общих аналитических результатов исследования очередей или влияния самоподобности трафика на качество обслуживания пользователей телекоммуникационной сети в настоящее время не существует [9]. Привычные методы имитационного моделирования классических СМО при моделировании фрактальных СМО могут становиться несостоятельными. Причиной этого является проблематичность корректной реализации распределения с тяжелыми «хвостами», в частности, это продемонстрировано на распределении Парето [15].

Заключение

Открытие фрактальных свойств у трафика инфокоммуникационных сетей привело к радикальной корректировке математических моделей трафика и методов его обслуживания. При описании и анализе фрактального трафика стали широко применяться такие математические понятия, как самоподобный случайный процесс, долговременная зависимость, распределения с тяжелыми «хвостами». Фрактальные свойства сетевого трафика диктуют необходимость коренным образом пересмотреть модели расчета буферных накопителей.

Общих результатов аналитического анализа фрактальных СМО не существует. Известны лишь отдельные результаты для частных случаев. Исследование свойств распределений с тяжелыми «хвостами» посредством имитационного моделирования показывает, что такие распределения реализуются в общем случае со значительными искажениями. Это может приводить к существенным ошибкам в результатах моделирования фрактальных систем с очередями. Причиной искажения распределений с тяжелыми «хвостами» является дискретность используемых генераторов стандартных случайных чисел.

При сопоставлении результатов численных экспериментов, полученных на имитационной модели фрактальной и классической СМО при использовании одного и того же датчика случайных чисел, сопоставлять значения очередей, видимо, нельзя. И фрактальная, и экспоненциальная случайные величины распределены до бесконечных

значений. Но один и тот же датчик случайных чисел выдает максимальное значение для Парето-распределенной величины во много раз большее, чем для экспоненциальной (по значению, не по частоте). Это максимальное значение приходится либо нормировать по отношению к возможному диапазону значений передаваемых сообщений, либо калибровать. Однако это утверждение требует дополнительного исследования.

Перспективным представляется исследование многоканальных фрактальных СМО как моделей буферных накопителей сетевых узлов совместно с протоколом транспортного уровня SCTP (Stream Control Transmission Protocol — протокол пере-

дачи с управлением потоком). Этот протокол реализует многопоточность. Термин «многопоточность» (multi-streaming) обозначает способность протокола SCTP параллельно передавать данные по нескольким независимым потокам сообщений. Представляется, что многопоточность очень сильно коррелирует с параллельной обработкой фрактального потока. Другими словами, поступающий на узел фрактальный поток можно параллельно обрабатывать и в виде отдельных сообщений (отдельных потоков сообщений) передавать по нескольким исходящим каналам. Такое решение представляется эффективным, но также требует существенного исследования.

Литература

1. Шелухин О. И., Осин А. В., Смольский С. М. Самоподобие и фракталы. Телекоммуникационные приложения. — М.: Физматлит, 2008. — 368 с.
2. Костромицкий А. И., Володка В. С. Подходы к моделированию самоподобного трафика // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. 2010. № 46. С. 46–49.
3. Петров В. В. То, что вы хотели знать о самоподобных процессах, но стеснялись спросить. — М.: Радиотехника, 2003. — 112 с.
4. William Stallings. Data and Computer Communications. — Prentice Hall, 1997. — 798 p.
5. Tanenbaum A. Computer Networks. 4th Edition. — Prentice Hall, 2002. — 912 p.
6. Кутузов О. И., Марфин С. А. Сравнительный анализ очереди при самоподобной нагрузке // Изв. СПбГЭТУ «ЛЭТИ». 2014. № 3. С. 20–23.
7. Кутузов О. И., Сергеев В. Г., Татарникова Т. М. Коммутаторы в корпоративных сетях. Моделирование и расчет. — СПб.: Судостроение, 2003. — 170 с.
8. Кутузов О. И., Татарникова Т. М. Моделирование систем и сетей телекоммуникаций. — СПб.: РГГМУ, 2012. — 134 с.
9. Шелухин О. И., Тенякшев А. М., Осин А. В. Фрактальные процессы в телекоммуникациях. — М.: Радиотехника, 2003. — 480 с.
10. Кутузов О. И., Татарникова Т. М. Математические схемы и алгоритмы моделирования инфокоммуникационных систем. — СПб.: ГУАП, 2013. — 148 с.
11. Кутузов О. И., Татарникова Т. М. Инфокоммуникационные сети. Моделирование и оценка вероятностно-временных характеристик. — СПб.: ГУАП, 2015. — 382 с.
12. Кутузов О. И., Хаддад М. Аналитико-статистический метод расчета малых вероятностей потерь в буфере конечной емкости // Телекоммуникационные технологии. 1994. Вып. 1. С. 36–48.
13. Задорожный В. Н., Кутузов О. И. Методы имитационного моделирования фрактальных систем с очередями // Материалы 6-й Всерос. НПК. Омск: ОмГТУ, 2015. С. 9–26.
14. Zwart A. P. Queueing Systems with Heavy Tails. — Eindhoven University of Technology, 2001. — 227 p.
15. Тонг Минь Дык, Кутузов О. И. Оценка влияния самоподобной нагрузки на характеристики очереди // Изв. СПбГЭТУ «ЛЭТИ». Сер. Информатика, управление и компьютерные технологии. 2006. Вып. 3. С. 35–38.

UDC 004.7

doi:10.15217/issn1684-8853.2016.2.48

Evaluation and Comparison of Queues in Classical and Fractal Queuing Systems

Kutuzov O. I.^a, Dr. Sc., Tech., Professor, kutuzov-oleg@mail.ru

Tatarnikova T. M.^b, Dr. Sc., Tech., Associate Professor, tm-tatarn@yandex.ru

^aSaint Petersburg Electrotechnical University «LETI», 5, Professora Popova St., 197376, Saint-Petersburg, Russian Federation

^bSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

Introduction: Buffer storages of network nodes are the most important traffic management resource. Research over the past decade and a half showed that network traffic is inherently self-similar and therefore the traditional queue analysis based on the Poisson flow assumption cannot accurately predict the performance of a node and the network in general. The lack of general analytical results

in studying queues with self-similar traffic poses the necessity to find a way of its correct description and modeling. **Purpose:** The goal is to develop a revenue model in self-similar traffic which would allow you to evaluate the queueing characteristics of classical and fractal queueing systems, and to compare them in the first approximation. **Results:** A model of revenues in self-similar traffic is proposed, characterized by the presence of long-term dependencies in the traffic routes and the presence of a pulsating structure on many time scales. This can adequately reflect the characteristics of the network traffic. Models are proposed for calculating the buffer storages of network nodes which are more realistic for self-similar traffic. **Practical relevance:** The revenue model for self-similar traffic and the model of calculating buffer storages can be applied in network traffic management and resource planning.

Keywords — Self-Similar Traffic, Bursty Traffic Pattern, ON/OFF-model, Long-Term Relationship, Distribution with Heavy “Tails”, Pareto Distribution, System Queues, Buffer Memory, Probability of Losses, Pollaczek–Khinchine formula, Limited Queue, Unlimited Queue, Network Traffic Management.

References

1. Shelukhin O. I., Osin A. V., Smol'skij S. M. *Samopodobie i fraktaly. Telekommunikacionnye prilozhenija*. [Self-similarity and Fractals. Telecommunication Applications]. Moscow, Fizmatlit Publ., 2008. 368 p. (In Russian).
2. Kostromickij A. I., Volotka V. S. Approaches to Modeling Self-similar Traffic. *Vostochno-Evropeiskii zhurnal pere-dovykh tekhnologii* [Eastern-European Journal of Enterprise Technologies], 2010, no. 46, pp. 46–49 (In Russian).
3. Petrov V. V. *Chto vy hoteli znat' o samopodobnyh processah, no stesnjalis' sprosit'* [What You Wanted to Know about Self-similar Processes, but Hesitated to Ask]. Moscow, Radiotekhnika Publ., 2003. 112 p. (In Russian).
4. William Stallings. *Data and Computer Communications*. Prentice Hall, 1997. 798 p.
5. Tanenbaum A. *Computer Networks*. 4th Edition. Prentice Hall, 2002. 912 p.
6. Kutuzov O. I., Marfin S. A. Comparative Analysis of the Queue when Self-Similar Load. *Izvestiia GETU "LETI"*, 2014, no. 3, pp. 20–23 (In Russian).
7. Kutuzov O. I., Sergeev V. G., Tatarnikova T. M. *Kommutatory v korporativnykh setyakh. Modelirovanie i raschet* [Switches in Corporate Networks. Modeling and Calculation]. Saint-Petersburg, Sudostroenie Publ., 2003. 170 p. (In Russian).
8. Kutuzov O. I., Tatarnikova T. M. *Modelirovanie sistem i setey telekommunikatsiy* [Simulation of Systems and Telecommunications Networks]. Saint-Petersburg, RGGMU Publ., 2012. 134 p. (In Russian).
9. Shelukhin O. I., Osin A. V., Smol'skij S. M. *Fraktal'nye processy v telekommunikacijah* [Fractal Processes in Telecommunications]. Moscow, Radiotekhnika Publ., 2003. 408 p. (In Russian).
10. Kutuzov O. I., Tatarnikova T. M. *Matematicheskie shemy i algoritmy modelirovaniya infokommunikacionnykh sistem* [Mathematical Schemes and Communication Systems Simulation Algorithms]. Saint-Petersburg, GUAP Publ., 2013. 148 p. (In Russian).
11. Kutuzov O. I., Tatarnikova T. M. *Infokommunikacionnye seti. Modelirovanie i oценка veroyatnostno-vremennykh harakteristik* [Infocommunication Network. Simulation and Evaluation of Probability-time Characteristics]. Saint-Petersburg, GUAP Publ., 2013. 148 p. (In Russian).
12. Kutuzov O. I., Haddad M. Analytical and Statistical Method for Calculating the Probability of Small Losses in the Buffer of Limited Capacity. *Telekommunikacionnye tekhnologii*, 1994, no. 1, pp. 36–48 (In Russian).
13. Zadorozhnyj V. N., Kutuzov O. I. Simulation Methods of Fractal Systems with Queues. *Materialy 6-j Vserossijskoj NPK* [Materials of the 6th All-Russian SPC]. Omsk, 2015, OmGTU Publ., pp. 9–26 (In Russian).
14. Zwart A. P. *Queueing Systems with Heavy Tails*. Eindhoven University of Technology, 2001. 227 p.
15. Tong Min Dyk, Kutuzov O. I. Assessing the Impact of Self-Similar Load on the Line Characteristics. *Izvestiia GETU "LETI". Ser. Informatika, upravlenie i komp'yuternye tekhnologii*, 2006, no. 3, pp. 35–38 (In Russian).

ПАМЯТКА ДЛЯ АВТОРОВ

Поступающие в редакцию статьи проходят обязательное рецензирование.

При наличии положительной рецензии статья рассматривается редакционной коллегией. Принятая в печать статья направляется автору для согласования редакторских правок. После согласования автор представляет в редакцию окончательный вариант текста статьи.

Процедуры согласования текста статьи могут осуществляться как непосредственно в редакции, так и по e-mail (ius.spb@gmail.com).

При отклонении статьи редакция представляет автору мотивированное заключение и рецензию, при необходимости доработать статью — рецензию. Рукописи не возвращаются.

Редакция журнала напоминает, что ответственность за достоверность и точность рекламных материалов несут рекламодатели.