

МЕТОДЫ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ КАЧЕСТВА ОБСЛУЖИВАНИЯ САМОПОДОБНОГО ТРАФИКА В УСТРОЙСТВАХ КОММУТАЦИИ МУЛЬТИСЕРВИСНОЙ СЕТИ

С.М. Одоевский^{1*}, В.П. Хоборова¹

¹Военная академия связи имени Маршала Советского Союза С.М. Буденного,
Санкт-Петербург, 194064, Российская Федерация

*Адрес для переписки: odse2017@mail.ru

Информация о статье

УДК 621.394.343

Язык статьи – русский

Ссылка для цитирования: Одоевский С.М., Хоборова В.П. Методы прогнозирования качества обслуживания самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети // Труды учебных заведений связи. 2017. Т. 3. № 3. С. 86–92.

Аннотация: Трафик в современных мультисервисных сетях имеет свойства, присущие самоподобным случайным процессам. В данной статье рассматриваются аналитические и имитационные методы, позволяющие прогнозировать качество обслуживания потоков данных в устройствах коммутации мультисервисной сети по показателю среднего времени ожидания начала обслуживания при различной степени самоподобия входного трафика.

Ключевые слова: мультисервисная сеть, самоподобный трафик, среднее время ожидания.

Потоки данных, циркулирующие в современных мультисервисных сетях, представляют собой сумму множества разнородных как независимых, так и взаимосвязанных потоков, приводящих к существенной нестационарности и пульсациям с долговременными зависимостями. Подобное поведение трафика в большинстве публикаций принято объяснять наличием в нем свойств самоподобия (фрактальности) [1–6].

Появление мощных скачков интенсивности в произвольные моменты времени приводит к резкому увеличению задержек и потерь пакетов в мультисервисной сети, что обуславливает значительные ухудшения показателей качества обслуживания (ПКО) потоков данных. Для принятия своевременных мер по предотвращению подобных явлений необходимо уметь прогнозировать их влияние на ПКО, а для этого нужны соответствующие математические модели и методы.

В настоящее время качество телекоммуникационных услуг мультисервисных сетей нормируется в основном рекомендациями ITU-T, ETSI, 3GPP, IETF и отдельными отечественными руководящими документами. С учетом всех этапов (стадий) предоставления услуг (доступ к услуге, передача информации, завершение сеанса связи) и различ-

ных проявлений задержек, искажений и потерь информации в указанных документах приводится довольно большой перечень оцениваемых и нормируемых параметров (показателей) качества обслуживания. Например, в рекомендации ITU-TG.1000 предлагается целая матрица параметров размером 11×7.

С точки зрения вклада в итоговое качество обслуживания со стороны отдельных устройств коммутации мультисервисной сети, реализующих, прежде всего, функции протоколов передачи и коммутации пакетов не выше третьего уровня ЭМВОС, можно ограничиться четырьмя показателями [1]: скорость передачи (v), задержка (τ), джиттер (σ) и вероятность потерь (p).

Учитывая случайный характер обслуживаемых потоков данных первые два (v и τ) из перечисленных выше четырех показателей обычно оцениваются «в среднем» (\bar{v} и $\bar{\tau}$). Последние два показателя (σ и p) сами по себе являются усредняющими. При этом в математических моделях все эти показатели представляют собой соответствующие моменты распределения вероятностей соответствующих случайных величин. Однако в нестационарных условиях с долговременными пульсациями интенсивности трафика все четыре показате-

ля существенно зависят от интервала времени, на котором выполняется усреднение. При этом математические аналоги данных показателей (в виде математического ожидания и/или дисперсии), предполагающие теоретически всегда усреднение на бесконечном интервале времени, оказываются недостаточно адекватными реальным нестационарным процессам, оцениваемым на различных конечных отрезках времени.

В частности, рекомендуемое во многих источниках использование распределений «с длинными хвостами» в моделях самоподобного трафика [1–6], предполагает наличие, как минимум, бесконечной дисперсии, а в некоторых случаях и бесконечного математического ожидания [7]. Буквальная интерпретация таких вырожденных значений теоретических параметров распределения времени задержки τ , приводит к невозможности однозначного практического использования, как минимум, одного третьего показателя – джиттера σ , напрямую связанного с дисперсией задержки, а в худшем случае – еще и первых двух (\bar{v} , $\bar{\tau}$), зависящих (\bar{v}) и определяемых ($\bar{\tau}$) математическим ожиданием задержки.

Единственным адекватным показателем, не чувствительным (в явном виде) к абстрактным бесконечным всплескам случайной задержки, можно считать четвертый показатель – вероятность потери пакетов p . Именно такой показатель рассматривается в статье [3] для оценки качества обслуживания самоподобного потока данных в маршрутизаторе. Однако на практике для достоверной оценки (измерения) данного «слишком интегрального» и предельного (проявляющегося, когда уже начались потери) показателя требуется довольно много времени, что затрудняет его использование для динамического отслеживания и/или прогнозирования всплесков нагрузки и своевременного принятия упреждающих мер (в виде, например, перераспределения или ограничения входных потоков, выделения дополнительных ресурсов памяти устройств и т. д.).

С другой стороны, поскольку абстрактная бесконечность в известных моделях самоподобного трафика «грозит» в основном только дисперсии (третьему показателю σ), то в качестве основного оцениваемого ПКО самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети целесообразно использовать второй показатель – среднее время задержки $\bar{\tau}$. При этом следует отметить, что первый показатель – скорость передачи пакетов v на выходе устройства коммутации фактически является обратной величиной времени передачи (обслуживания) $\tau_{об} \sim 1/v$, являющейся составной частью времени задержки $\tau = \tau_{ож} + \tau_{об}$, дополнительно включающей еще время ожидания $\tau_{ож}$ начала передачи (обслуживания) в очереди на входе устройства коммутации.

В общем случае время передачи (обслуживания) $\tau_{об}$ является случайной величиной, которая теоретически может иметь произвольное распределение, в том числе, «с длинным хвостом». Однако на практике в связи с подведомственной ролью данного показателя в конкретной мультисервисной сети, которая может им управлять или, по крайней мере, достаточно точно его прогнозировать, в большинстве математических моделей даже с самоподобным входным трафиком допускается время обслуживания считать детерминированным (D – Deterministic) или распределенным по экспоненциальному (характерному для марковских случайных процессов) закону (M – Markovian).

Другая составная часть времени задержки – время ожидания начала обслуживания $\tau_{ож}$, с одной стороны, зависит от указанного выше времени обслуживания $\tau_{об}$ (непосредственно связанного с первым показателем – скоростью передачи v), а с другой стороны, непосредственно связана с характеристиками входного потока пакетов, а, следовательно, в первую очередь «ощущает на себе» влияние нестационарности трафика и всех проявлений его свойства самоподобия. Таким образом, наиболее подходящим как с практической (измерительной), так и с теоретической (вычислительной) точек зрения обобщенным показателем качества обслуживания самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети является среднее время ожидания $\bar{\tau}_{ож}$ начала обслуживания.

Для упрощения и большей общности вместо среднего время ожидания $\bar{\tau}_{ож}$ удобнее использовать относительную величину этого времени q , нормированную по отношению к среднему времени обслуживания $\bar{\tau}_{об} = 1/\mu$, где μ – интенсивность обслуживания, т. е.:

$$q = \frac{\bar{\tau}_{ож}}{\bar{\tau}_{об}}. \quad (1)$$

Среднее время ожидания, нормированное согласно (1), в дополнение к сказанному показывает, во сколько раз оно возрастает по сравнению со средним временем обслуживания в устройстве коммутации по причине наличия очереди [2].

Основной характеристикой входного трафика (с любым законом распределения), влияющей на величину ПКО $\bar{\tau}_{ож}$ и, соответственно, на q , является интенсивность входного потока $\lambda = 1/\bar{\tau}_{вх}$, равная обратной величине среднего интервала времени $\bar{\tau}_{вх}$ между моментами поступления очередных пакетов. По аналогии с нормировкой выбранного ПКО (1) по отношению к среднему времени обслуживания величину $\bar{\tau}_{вх}$ также целесообразно нормировать. При этом вместо величины интенсивности входного потока $\lambda = 1/\bar{\tau}_{вх}$ удобнее использовать относительную величину $\rho = \bar{\tau}_{об} / \bar{\tau}_{вх} = \lambda / \mu$, именуемую обычно интенсивностью нагрузки или просто нагрузкой.

Величина относительного среднего времени ожидания q (1) однозначно характеризует также среднюю длину очереди n_q в соответствии с формулой Литтла, справедливой для любых законов распределения входных и выходных потоков:

$$n_q = \lambda \cdot \bar{\tau}_{ож} = \lambda \cdot \bar{\tau}_{об} \cdot q = \frac{\bar{\tau}_{об}}{\bar{\tau}_{вх}} \cdot q = \rho \cdot q. \quad (2)$$

При заданной максимальной допустимой длине очереди $n_{q,max}$, определяемой объемом памяти, выделенном для этой цели в устройстве коммутации, и зная величину $n_q = \rho \cdot q$ (2), можно оценить четвертый ПКО – вероятность потери пакетов p из-за переполнения памяти (даже при неизвестном законе распределения, например, с использованием неравенства Чебышева). Это является дополнительным подтверждением целесообразности выбора в качестве обобщенного ПКО относительного среднего времени ожидания q .

Очевидно, что в «нормальных» условиях, когда очередь на входе устройства коммутации «в среднем» не переполняется, т. е. когда $n_q < n_{q,max}$, должно выполняться условие $\rho < 1$. Следует отметить, что именно контроль за возрастанием величины n_q (средней длины очереди) позволяет при колебаниях входной нагрузки прогнозировать близость перегрузок. Для ее количественной оценки (с целью упреждающего увеличения $n_{q,max}$ или снижения ρ) необходимо знать функциональную связь величины q с величиной ρ , т. е. нужна математическая модель функциональной зависимости $q(\rho)$, в том числе, с учетом ожидаемых проявлений свойств самоподобия входного трафика.

Таким образом, под методом прогнозирования качества обслуживания самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети в данной статье понимается метод выбора и использования функциональной зависимости $q(\rho)$ прогнозируемого относительного среднего времени ожидания q (однозначно связанного со средней длиной очереди $n_q = \rho \cdot q$) от контролируемой (ожидаемой) интенсивности входной нагрузки ρ с учетом дополнительной (доступной или предполагаемой) информации об особенностях входного, в частности, самоподобного трафика.

Традиционным дополнительным параметром самоподобного трафика является коэффициент (показатель) Хёрста H , который может принимать значения в диапазоне $0,5 \leq H < 1$. При этом значению $H = 0,5$ соответствует простейший (несамоподобный) поток с экспоненциальным распределением интервалов времени $\tau_{вх}$ между моментами поступления очередных пакетов.

Одной из самых популярных моделей самоподобного трафика является модель типа fbm (от англ. *fractal brownian motion* – фрактальное броуновское движение) [4]. Для данной модели известны аналитические функциональные зависи-

мости $q(\rho, H)$ при детерминированном (D) и экспоненциальном (M) распределении времени обслуживания в одноканальных системах массового обслуживания (СМО) вида $fbm/D/1$ и $fbm/M/1$ [1, 2]. Данные функциональные зависимости приведены в таблице 1.

ТАБЛИЦА 1. Аналитические зависимости $q(\rho, H)$ и $q(\rho)$

$fbm/D/1$	$fbm/M/1$	$M/D/1$	$M/M/1$
$q = \frac{\rho^{1/[2(1-H)]}}{2(1-\rho)^{H/(1-H)}}$	$q = \frac{\rho^{1/[2(1-H)]}}{(1-\rho)^{H/(1-H)}}$	$q = \frac{\rho}{2(1-\rho)}$	$q = \frac{\rho}{(1-\rho)}$

В той же таблице 1 приведены также аналогичные известные функциональные зависимости $q(\rho)$ для СМО вида $M/D/1$ и $M/M/1$. Нетрудно видеть, что при $H = 0,5$ зависимости $q(\rho, H)$ для СМО $fbm/D/1$ и $fbm/M/1$ полностью совпадают с соответствующими зависимостями $q(\rho)$ для СМО $M/D/1$ и $M/M/1$.

На рисунке 1 приведены графики зависимостей $q(\rho, H)$, рассчитанные по формулам из таблицы 1 при трех значениях $H = 0,5, 0,65$ и $0,8$.

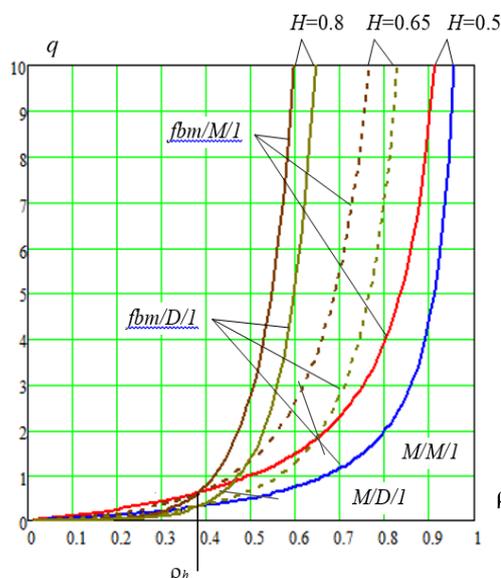


Рис. 1. Графики зависимости относительного среднего времени ожидания q от нагрузки ρ при различных значениях коэффициента Хёрста H , полученные с помощью аналитических моделей

Как видно из рисунка 1, при $H > 0,5$ самоподобный трафик в области большой нагрузки, превышающей некоторую величину ρ_h , приводит к значительному увеличению относительного среднего времени ожидания q (в пределе $q \rightarrow \infty$ при $H \rightarrow 1$), а в области малой нагрузки – к уменьшению (в пределе $q \rightarrow 0$ при $H \rightarrow 1$).

Первое явление соответствует известному свойству коррелированного пульсирующего трафика «с длинными хвостами», из-за которого приходится предусматривать в устройствах коммутации накопители гораздо большей емкости q_{max} , чем это требуется на основании расчетов для традиционных моделей $M/D/1$ и $M/M/1$.

Второе явление характерно для условий сильной корреляции входного потока с выходным при низкой нагрузке. На первый взгляд, это кажется нереальным, поскольку при этом каждый очередной пакет должен появляться на входе устройства коммутации только тогда, когда очередь пустая, т.е. не раньше, чем закончится обслуживание предыдущего пакета. Но это действительно возможно, например, при детерминированных синхронных потоках пакетов или в системах с быстрой обратной связью, «отслеживающей» или прогнозирующей моменты окончания обработки одних пакетов перед подачей на вход следующих.

В [8] получена формула для расчета значения пороговой нагрузки ρ_h на основании совпадения выражений для $q(\rho, H)$ и $q(\rho)$ из таблицы 1 для СМО $fbm/M/1$ и $M/M/1$ при $\rho = \rho_h$:

$$\rho_h = (3 - \sqrt{5})/2 \approx 0.382. \quad (3)$$

Выражение (3) соответствует известной «Золотой пропорции», характеризуемой числом Фибия: $\Phi = (1 + \sqrt{5})/2 \approx 1,618$, при этом $\rho_h = 1/(1 + \Phi)$.

Приведенные в таблице 1 аналитические выражения для расчета зависимостей $q(\rho, H)$ можно считать эталонными для СМО с самоподобным входным трафиком при известном коэффициенте Хёрста H . Однако идеальный самоподобный трафик типа fbm на основе модели фрактального броуновского движения для мультисервисных сетей все же следует считать некоторой математической абстракцией [1]. Да и коэффициент Хёрста для реальных потоков на конечных отрезках времени оценить весьма проблематично [6, 7]. Реальные нестационарные потоки влияют на ПКО более сложным и менее предсказуемым образом.

Как показано в [9], при любой заданной (известной, измеренной или контролируемой) интенсивности входной нагрузки ρ ($0 < \rho < 1$) можно подобрать такое распределение интервалов времени между очередными пакетами, при котором относительное среднее время ожидания $q(\rho)$ будет иметь любое наперед заданное значение $q \in \rho[0, \infty)$. Отчасти это подтверждает отмеченное выше возможное отсутствие конечного значения математического ожидания у распределения «с длинным хвостом» [7].

Подобный подход к прогнозу наихудшего экстремального влияния входного потока на ПКО соответствует методам адаптивно-игрового моделирования, предполагающим преднамеренное противодействие условного (или реального) противника в рамках адаптивно отслеживаемых ограничений множества его стратегий, отражающих пределы неопределенности наблюдаемых условий функционирования [10].

Из вышесказанного следует, что в условиях неопределенности параметров нестационарного

входного потока для корректной оценки конечной величины ПКО в виде относительного среднего времени ожидания q знания только интенсивности входной нагрузки ρ явно недостаточно. Дополнительным параметром входного потока, позволяющим получить более определенные оценки ПКО, может служить коэффициент Хёрста H . Однако и его знание не позволяет однозначно оценить величину q . Точный вид аналитической зависимости $q(\rho, H)$ в таблице 1 справедлив только для входного потока типа fbm и СМО $fbm/D/1$ и $fbm/M/1$. Но входной поток, как отмечено выше, может не соответствовать модели fbm , хотя может иметь те же значения параметров (ρ, H) , зависимость от которых ПКО $q(\rho, H)$ будет не такой, как в таблице 1 [5].

Известно, что для моделирования самоподобного трафика кроме модели fbm могут использоваться многие другие распределения с «длинными хвостами» [1–3, 5, 6]. Наиболее популярными являются распределения Парето (P – Pareto) и Вейбулла (W – Weibull) [3, 5]. В таблице 2 представлены основные математические выражения, характеризующие данные распределения, где: $F(x)$ – функция распределения, $P(x)$ – его плотность, M_0 – математическое ожидание, D_0 – дисперсия. В этой же таблице (для сравнения) приведены аналогичные математические выражения для экспоненциального распределения (E – exponential).

Приведенные в таблице 2 математические выражения взяты из различных источников [1–3, 5], в которых использовались разные символы (обозначения переменных) и разные алгебраические представления формул. В данной же таблице (с целью унификации представления) во всех формулах используются одинаковые обозначения для одних и тех же переменных в примерно одинаковой алгебраической форме, что позволяет более явно увидеть их сходство и различие.

В частности, представление всех трех функций распределения в виде функций относительно нормированной величины x/k позволяет более явно наблюдать влияние параметра α на величину «хвостов» распределений в области $x/k \gg 1$.

ТАБЛИЦА 2. Характеристики функций распределения интервалов времени между моментами поступления пакетов входного потока

	Распределение		
	E	P	W
$F(x)$	$1 - \exp\left(-\frac{x}{k}\right)$	$1 - \left(\frac{x}{k}\right)^{-\alpha}$	$1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{k}\right)^\alpha\right)$
$P(x)$	$\frac{1}{k} \exp\left(-\frac{x}{k}\right)$	$\frac{\alpha}{k} \left(\frac{x}{k}\right)^{-(\alpha+1)}$	$\frac{\alpha}{k} \left(\frac{x}{k}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{k}\right)^\alpha\right)$
M_0	k	$\frac{ak}{\alpha-1}$	$k\Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$
D_0	k^2	$\frac{ak^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$	$k^2 \left(\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right)$

Примечание. Для распределения Парето формулы расчета $F(x)$ и $P(x)$ справедливы только для $x \geq k$. Иначе (при $x < k$) $F(x) = 0$ и $P(x) = 0$.

Очевидно, чем больше величина параметра α (в области значений $\alpha > 1$), тем быстрее убывают «хвосты» распределений Парето и Вейбулла. Причем у распределения Вейбулла $\alpha > 1$ «хвост» убывает даже быстрее, чем у экспоненциального распределения, которое, как видно из формул в таблице 2, полностью совпадает с распределением Вейбулла при $\alpha = 1$. Соответственно, при этом совпадают и выражения для расчета математического ожидания $M_0 = k$ и дисперсии $D_0 = k^2$.

При уменьшении параметра $\alpha < 1$, «хвост» распределения Вейбулла начинает расти. При этом начинают возрастать значения математического ожидания M_0 и дисперсии D_0 , которые в пределе при $\alpha \rightarrow 0$ стремятся к бесконечности, что асимптотически характерно для самоподобных случайных процессов. Для M_0 это видно из монотонно возрастающей зависимости гамма функции $\Gamma(1+1/\alpha)$ при увеличении аргумента $(1+1/\alpha) \rightarrow \infty$, из-за $\alpha \rightarrow 0$, а для D_0 это следует из более сильного возрастания первого слагаемого $\Gamma(1+2/\alpha) \approx [2/\alpha]!$ по сравнению с возрастанием второго $\Gamma^2(1+1/\alpha) \approx ([1/\alpha]!)^2$ при $\alpha \rightarrow 0$. Но математическое ожидание M_0 распределения Вейбулла можно «удержать» от возрастания «на месте» (например, приравняв его математическому ожиданию экспоненциального распределения) при $\alpha \rightarrow 0$ за счет компенсирующего уменьшения параметра k . Но дисперсия D_0 при $\alpha \rightarrow 0$ все равно будет возрастать и стремиться к бесконечности, что асимптотически присуще самоподобным процессам.

Распределение Парето, как видно из таблицы 2, по сравнению с распределением Вейбулла при любых значениях параметра α имеет более длинный «хвост», так как характеризуется обратной гиперболической зависимостью от $(x/k)^\alpha$, а не экспоненциальной. При этом, как видно из таблицы 2, дисперсия распределения Парето стремится к бесконечности при уменьшении значения $\alpha > 2$ и приближении $\alpha \rightarrow 2$. А при $\alpha < 2$ согласно приведенной формуле дисперсия распределения Парето становится отрицательной, т.е. практически неопределенной. В то же время в области значений $\alpha > 1$ математическое ожидание распределения Парето имеет конечную величину и стремится к бесконечности только при $\alpha \rightarrow 1$. При $\alpha < 1$ и дисперсия, и математическое ожидание распределения Парето становятся отрицательными (практически неопределенными).

Из вышесказанного следует, что распределение Парето является классическим представителем семейства распределений, которые могут иметь бесконечные или неопределенные значения дисперсии и математического ожидания [7] и в наибольшей степени подходят для имитации самоподобных процессов. В то же время очевидно, что для моделирования потоков данных с конечной определенной средней интенсивностью λ , обрат-

ной величине среднего интервала времени $\bar{t}_{\text{вх}}$ между моментами поступления очередных пакетов допустимо использование распределения Парето только с $\alpha > 1$. Причем наиболее явное проявления свойства самоподобия следует ожидать в области значений $1 < \alpha < 2$, при которых дисперсия имеет неопределенное (отрицательное) значение.

Отмеченные выше диапазоны значений параметра α , при которых у распределений Вейбулла ($\alpha \in (0, 1]$) и Парето ($\alpha \in (1, 2]$) наиболее сильно изменяется «длина хвостов», согласно многим публикациям (в частности, [3, 5, 6]) непосредственно связаны (но инверсно) с диапазоном изменения коэффициента Хёрста H , отражающего степень самоподобия трафика $H \in (0,5, 1]$, описываемого данными распределениями:

для распределения Парето

$$\alpha = 3 - 2H, \quad (4)$$

для распределения Вейбулла

$$\alpha = 2 - 2H. \quad (5)$$

С учетом выражений (4), (5) и формул в таблице 2 (для расчета математического ожидания $M_0 = \bar{t}_{\text{вх}} = 1/\lambda$) можно получить аналитические зависимости параметров α и k для распределений Парето и Вейбулла от параметров моделируемого самоподобного потока данных λ и H (таблица 3).

ТАБЛИЦА 3. Взаимосвязь параметров потоков данных и параметров распределений, используемых для моделирования этих потоков

	Распределение		
	E	P	W
Функция распределения	$1 - \exp\left(-\frac{x}{k}\right)$	$1 - \left(\frac{x}{k}\right)^{-\alpha}$	$1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{k}\right)^\alpha\right)$
Параметры потока и распределения	$k = \frac{1}{\lambda}$	$\alpha = 3 - 2H;$ $k = \frac{\alpha - 1}{\alpha\lambda}$	$\alpha = 2 - 2H;$ $k = \frac{1}{\lambda\Gamma\left(\frac{\alpha+1}{\alpha}\right)}$
Обратная функция $x = F^{-1}(y)$	$x = -k \cdot \ln(y)$	$x = \frac{k}{\sqrt[\alpha]{y}}$	$x = k^\alpha \sqrt[\alpha]{-\ln(y)}$
	y - случайная величина с равномерным распределением $F(y) = y, y \in (0,1]$		

К сожалению, точные аналитические выражения для расчета прогнозируемого ПКО $q(\rho, H)$, $\rho = \lambda / \mu$, для СМО типа $P/M/1$ или $P/D/1$, а также $W/M/1$ или $W/D/1$, т.е. при поступлении на вход устройства коммутации потоков данных, описываемых распределениями Парето (P) и Вейбулла (W), не известны. Поэтому в настоящей работе для оценки указанной зависимости по аналогии с [3, 5] предлагается использовать имитационное моделирование.

Поскольку необходимые для имитационного моделирования обратные зависимости от функций распределения Парето и Вейбулла (а также экспоненциального - для сравнения) имеют достаточно простой аналитический вид (таблица 3 - последняя строка), то в качестве программной среды моделирования был выбран *MathCad*.

Пример результатов расчета зависимостей $q(\rho, H)$ с использованием имитационных моделей СМО $P/M/1$, $P/D/1$, $W/M/1$, $W/D/1$, $M/M/1$, $M/D/1$ (с использованием формул из таблицы 3) приведены на рисунке 2 совместно с результатами расчета с использованием аналитических моделей СМО $fbm/M/1$, $fbm/D/1$, $M/M/1$, $M/D/1$ (с использованием формул из таблицы 2).

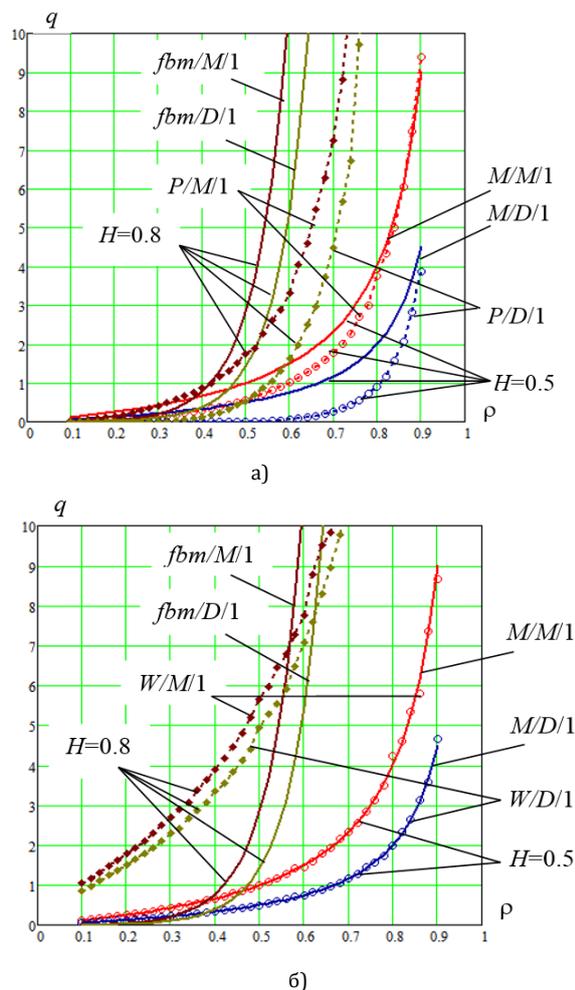


Рис. 2. Графики зависимости относительного среднего времени ожидания q от нагрузки ρ при различных моделях входного потока, построенные с помощью имитационных и аналитических моделей

Корректность разработанных моделей и их программной реализации подтверждается ожидаемым совпадением результатов расчета с использованием аналитических моделей для СМО $M/M/1$, $M/D/1$ и результатов расчета с использованием имитационных моделей для аналогичных СМО $M/M/1$, $M/D/1$, а также для СМО $W/M/1$, $W/D/1$ при $H=0.5$ (см. рисунок 2б) во всем диапазоне (выбранном для вычислительного эксперимента) изменения нагрузки $\rho \in [0,1; 0,9]$ с шагом $\Delta\rho = 0,02$.

Распределение Парето подобной сходимостью к экспоненциальному распределению при $H = 0,5$ не обладает, что подтверждается несовпадением аналогичных графиков для $M/M/1$ и $P/M/1$, а также $M/D/1$ и $P/D/1$ на рисунке 2а. В то же время при

большом значении коэффициента Хёрста $H = 0,8$ распределение Парето приводит к зависимости времени ожидания от нагрузки $q(\rho)$ более близкой к аналогичной зависимости для потока типа fbm (эталоны самоподобного процесса), чем распределение Вейбулла.

Следует отметить, что при имитационном моделировании распределений с теоретически бесконечной или неопределенной дисперсией выборочная дисперсия, естественно, все равно оказывается конечной и определенной. Потенциальная бесконечность отдельных реализаций моделируемых случайных интервалов времени x согласно формулам обратного преобразования $x = F^{-1}(y)$ в таблице 3 кроется в предельном бесконечном значении функций $F^{-1}(y) \rightarrow \infty$ при $y \rightarrow 0$. Однако конечность численного представления значений данных функций не позволяет генерировать числа больше некоторой величины x_{\max} (максимальное число x_{\max} , используемое в *MathCad* в качестве условной бесконечности, равно 10^{307}). Это ограничение не позволяет в полной мере воспроизвести самоподобные (фрактальные) процессы с существенным влиянием дальней части «длинных хвостов», уходящих в бесконечность при любом реально возможном объеме выборки N .

При отмеченном конечном диапазоне изменения случайных чисел при имитационном моделировании с ростом объема выборки N наблюдается неустойчивое значение выборочной дисперсии, что характерно для самоподобных процессов и теоретически, и практически. А устойчивое значение выборочного математического ожидания оцениваемой величины ПКО $\hat{q}(\rho, H)$ удается получить только при очень большом значении объема выборки (особенно при больших значениях коэффициента самоподобия H). Приведенные на рисунке 2 зависимости $q(\rho)$, для СМО $P/M/1$, $P/D/1$, $W/M/1$, $W/D/1$ при $H = 0,8$ удалось «сгладить» (и то, как видно из графиков, не полностью) лишь при $N = 2 \cdot 10^5$.

Достаточно гладкий вид полученных путем имитационного моделирования графических зависимостей $\hat{q}(\rho, H)$ для СМО $P/M/1$, $P/D/1$, $W/M/1$, $W/D/1$ позволяет рассчитывать на возможность их аналитического представления теми или иными эмпирическими формулами. В частности, в [1] для аналитического представления зависимости средней длины очереди от нагрузки при описании входного самоподобного потока данных распределением Парето предлагается использовать формулу Поллачека-Хинчина с учетом предварительно вычисляемой конечной дисперсии, возникающей при ограничении максимальных выбросов случайных интервалов времени некоторой величиной τ_{\max} , отражающей конечность реальных всплесков трафика в мультисервисных сетях.

Таким образом, на основании проведенных вычислительных экспериментов с использованием разработанных аналитических и имитационных моделей можно рекомендовать при прогнозировании качества обслуживания самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети по показателю относительного сред-

него времени ожидания начала обслуживания (однозначно определяющего среднюю длину очереди) при небольшом значении коэффициента Хёрста ($0,5 < H < 0,75$) использовать модели СМО с входным потоком, описываемым распределением Вейбулла, а при большом ($0,75 < H < 1$) – распределением Парето.

Список используемых источников

1. Назаров А.Н., Сычев К.И. Модели и методы расчета показателей качества функционирования узлового оборудования и структурно-сетевых параметров сетей связи следующего поколения. Красноярск: Изд-во ООО «Поликом», 2010. 389 с.
2. Крылов В.В., Самохвалова С.С. Теория телетрафика и ее приложения. СПб.: БХВ-Петербург. 2005. 288 с.
3. Лосев Ю.И., Руккас К.М. Анализ моделей вероятности потери пакетов в буфере маршрутизатора с учетом фрагментальности трафика // Вестник ХНУРЭ. Серия «Математическое моделирование. Информационные технологии. Автоматизированные системы управления». 2008. № 833. С. 163–169.
4. Norros I. On the Use of Fractional Brownian Motion in the Theory of Connectionless Networks // IEEE Journal on Selected Areas in Communications. 1995. Vol. 13. PP. 953–962.
5. Ложковский А.Г., Вербанов О.В. Моделирование трафика мультисервисных пакетных сетей с оценкой его коэффициента самоподобности // Научные труды ОНАС им. А.С. Попова. 2008. № 1. С. 57–62.
6. Агеев Д.В., Игнатенко А.А., Копылев А.Н. Методика определения параметров потоков на разных участках мультисервисной телекоммуникационной сети с учетом эффекта самоподобия // Электронное научное специализированное издание – журнал «Проблемы телекоммуникаций». 2011. № 3 (5). URL: <http://pt.journal.kh.ua>.
7. Колядин В.Л. Распределения с бесконечной дисперсией и ограниченность классической статистики // Радиотехника. 2002. № 2. С. 4–11.
8. Одоевский С.М., Сорокина Е.А., Хоборова В.П. Варианты расчета показателей качества обслуживания информационных потоков в узлах коммутации мультисервисной сети военного назначения // Труды учебных заведений связи. 2016. Т. 2. № 4. С. 92–99.
9. Одоевский С.М., Хоборова В.П. Моделирование пульсирующего трафика на входе инфокоммуникационной системы с заданными выходными характеристиками процесса обслуживания // Современные проблемы создания и эксплуатации вооружения, военной и специальной техники. III Всероссийская НПК. СПб.: ВКА. 2016. С. 293–295.
11. Одоевский С.М., Калюка В.И. Адаптивно-игровое моделирование военных сетей беспроводного абонентского доступа. СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2017. 342 с.

* * *

METHODS OF PREDICTING SELF-SIMILAR TRAFFIC'S QUALITY OF SERVICE IN MULTISERVICE NETWORK'S SWITCHING DEVICES

S. Odoevskiy¹, V. Khoborova¹

¹Telecommunications Military Academy,
St. Petersburg, 194064, Russian Federation

Article info:

Article in Russian

For citation: Odoevskiy S., Khoborova V. Methods of Predicting Self-Similar Traffic's Quality of Service in Multiservice Network's Switching Devices // Proceedings of Telecommunication Universities. 2017. Vol. 3. Iss. 3. PP. 86–92.

Annotation: *Traffic in modern multiservice networks has features appropriate to self-similar random processes. Analytical and imitation methods, with help of which, data flows' quality of service in multiservice network's switching devices can be predicted by index of average waiting time for service's beginning in different self-similar enter traffic conditions, are conducted in this article.*

Keywords: *multiservice network, self-similar traffic, average waiting time.*