

УДК 623.615

**ОПТИМИЗАЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ МУЛЬТИМЕДИЙНОГО ТРАФИКА
ПО НЕСКОЛЬКИМ МАРШРУТАМ НА ОСНОВЕ АППРОКСИМАЦИИ
РЕЗУЛЬТАТОВ ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ РАБОТЫ УЗЛОВ
КОММУТАЦИИ МУЛЬТИСЕРВИСНОЙ СЕТИ СВЯЗИ
В ВИДЕ СИСТЕМ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ**

**Одоевский С.М., Рафальская М.И., Зизевский В.А.,
Анищенко Г.И. (Санкт-Петербург)**

Введение

Распределение трафика по нескольким маршрутам является одним из действенных механизмов управления потоками данных в сетях связи, обеспечивающим повышение качества обслуживания пользователей и рациональное использование сетевых ресурсов [1]. Однако хорошо зарекомендовавшие себя модели и методы динамического управления однородными потоками данных [2] не в полной мере годятся для моделирования и оптимизации распределения неоднородного мультимедийного трафика (ММТ) по нескольким маршрутам в современных мультисервисных сетях связи (МСС) [3,4]. Отличительной особенностью ММТ является группирование пакетов или, иначе говоря, пачечность трафика, количественно характеризуемая всплесками интенсивности пакетов, что является одним из проявлений свойства самоподобия [5], которое присуще данному типу трафика.

Для оценки результатов обработки ММТ, обладающего свойствами самоподобия, часто используются модели входного потока на основе распределений Парето и Вейбулла [5,6], которые позволяют учитывать долговременные зависимости случайных пачек пакетов с различными значениями параметра Хёрста $H \in [0.5, 1)$. Однако простые и достаточно точные аналитические модели, представляющие собой зависимости показателей качества обслуживания от управляемых параметров узлов коммутации (УК) и трафика с данными распределениями, в настоящее время неизвестны. В то же время данные распределения имеют простой аналитический вид и их несложно реализовать путем имитационного моделирования процессов обработки ММТ в УК мультисервисной сети [7,8]. Но при этом из-за большой дисперсии интервалов времени между очередными пакетами, что характерно для пачечного трафика, приходится формировать и обрабатывать выборки значительно большего размера, чем при моделировании обычного трафика с экспоненциальным распределением. Это заметно увеличивает время получения результатов имитационного моделирования с необходимой точностью и существенно осложняет решение оптимизационных задач, требующих многократного вычисления оцениваемых показателей качества обслуживания при переборе управляемых параметров распределения трафика.

В настоящей работе при решении задач оптимизации распределения мультимедийного трафика по нескольким маршрутам предлагается использовать рациональное сочетание методов имитационного и аналитического моделирования. Имитационное моделирование используется для вычисления оцениваемых показателей только в некоторых характерных точках множества возможных значений наблюдаемых и управляемых параметров. Затем, с учетом обнаруженных закономерностей, выполняется аппроксимация полученных результатов достаточно простыми аналитическими выражениями, которые потом позволяют решать задачи оптимизации известными численными методами.

Имитационное моделирование обслуживания мультимедийного трафика

В пакетных сетях основной моделью процесса обслуживания трафика в УК на входе отдельных каналов (маршрутов) является модель одноканальной системы массового обслуживания (СМО) с ожиданием, обозначаемая как $M/M/1$, где две буквы M (*Markovian*) означают, что распределения длительности интервалов между заявками входящего потока и длительности обслуживания заявок в канале описываются экспоненциальным распределением, характерным для марковских случайных процессов. Для данной модели известны аналитические выражения для расчета показателей качества обслуживания трафика от параметров указанных потоков. В частности, для расчета относительного среднего времени ожидания начала обслуживания $q(\rho) = \tau_{ож}/\tau_{об}$ в зависимости от нагрузки $\rho = \lambda/\mu$, где $\lambda = 1/\tau_{вх}$ – интенсивность входного трафика, равная обратной величине среднего времени $\tau_{вх}$ между приходом очередных пакетов, $\mu = 1/\tau_{об}$ – интенсивность обслуживания, равная обратной величине среднего времени обслуживания $\tau_{об}$, используется следующая формула [6]:

$$q = \frac{\rho}{1-\rho}. \quad (1)$$

Для более общей модели СМО $M/G/1$, когда длительность обслуживания описывается произвольным законом распределения G (*General*) с конечной дисперсией $\sigma_{об}^2$ и, соответственно, конечным коэффициентом вариации $C = \sigma_{об}/\tau_{об}$, также известна формула расчета относительного среднего времени ожидания [6]:

$$q = \frac{(1+C^2_{об})\cdot\rho}{2\cdot(1-\rho)}. \quad (2)$$

Для более общего случая, когда входной поток описывается произвольным распределением, в частности, распределениями Вейбулла или Парето, точные формулы расчета q неизвестны, и расчеты выполняются по приближенным формулам или с использованием имитационного моделирования.

Имитационное моделирование процесса обслуживания ММТ с распределениями Вейбулла и Парето может быть реализовано с помощью специальных программных средств [6,8], имеющих соответствующие генераторы псевдослучайных чисел (ПСЧ) с такими распределениями. В то же время, поскольку необходимые для имитационного моделирования [9] обратные зависимости от функций распределения Вейбулла (*W-Weibull*) и Парето (*P-Pareto*) имеют простой аналитический вид (таблица 1) [6,8], такие имитационные модели несложно реализовать в любой программной среде, в которой есть генератор псевдослучайных чисел y с равномерным распределением $F(y) = y$, $y \in (0,1]$. В таблице 1 приведены также выражения для имитационного моделирования экспоненциального (*E-exponential*) распределения, используемого в настоящей работе для сравнения и для генерации длительностей обслуживания заявок.

Отличительной особенностью распределений Вейбулла и Парето по сравнению с экспоненциальным распределением является наличие, так называемых, «длинных хвостов» с увеличенной вероятностью появления больших значений (выбросов) случайных чисел, что проявляется в увеличении дисперсии σ^2 , а, следовательно, требует увеличения объема выборки N для получения результатов имитационного моделирования с необходимой точностью ε и доверительной вероятностью α [9]:

$$N = \{[\sigma \cdot \Phi_0^{-1}(\alpha/2)]/\varepsilon\}^2, \quad (3)$$

где Φ_0 – функция Лапласа.

При моделировании самоподобного ММТ, характеризуемого параметром Хёрста в диапазоне $H \in [0.5, 1)$, параметр a , связанный с параметром H (таблица 1), принимает значения: $a \in (0, 1]$ для распределения Вейбулла и $a \in (1, 2]$ для распределения Парето.

При уменьшении a от 1 до 0 дисперсия распределения Вейбулла возрастает и при $a \rightarrow 0$ стремится к бесконечности. Дисперсия распределения Парето стремится к бесконечности уже при $a > 2$ и $a \rightarrow 2$, а при $a < 2$ она становится отрицательной, т.е. неопределенной, и в нужном для моделирования диапазоне $a \in (1, 2]$ задать эту дисперсию для использования формулы (3) оказывается невозможно.

Таблица 1. Аналитические выражения, используемые для имитационного моделирования распределений: E – экспоненциального, W – Вейбулла, P – Парето

	E	W	P
Функция распределения $F(x)$	$1 - \exp\left(-\frac{x}{k}\right)$	$1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{k}\right)^\alpha\right)$	$1 - \left(\frac{x}{k}\right)^{-a}$
Математическое ожидание M_0	k	$k\Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$	$\frac{ak}{a-1}$
Дисперсия σ^2	k^2	$k^2\left(\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)\right)$	$\frac{ak^2}{(a-1)^2(a-2)}$
Параметры распределения k, a	$k = \frac{1}{\lambda}$	$\alpha = 2 - 2H;$ $k = \frac{1}{\lambda\Gamma\left(\frac{\alpha+1}{\alpha}\right)}$	$\alpha = 3 - 2H;$ $k = \frac{\alpha-1}{\alpha\lambda}$
Обратная функция $x = F^{-1}(y)$	$x = -k \cdot \ln(y)$	$x = k\sqrt[\alpha]{-\ln(y)}$	$x = \frac{k}{\sqrt[\alpha]{y}}$

В то же время математическое ожидание M_0 в указанном диапазоне, как видно из таблицы 1, является невырожденным и, как отмечено в [10], согласно усиленному закону больших чисел в таком случае даже при бесконечной дисперсии среднее арифметическое сходится к математическому ожиданию с вероятностью единица. Кроме того, при имитационном моделировании выборочная дисперсия из-за конечности выборки всегда оказывается конечной. Потенциальная бесконечность отдельных реализаций моделируемых случайных интервалов времени x согласно формуле обратного преобразования $x = F^{-1}(y)$ в таблице 1 кроется в предельном бесконечном значении функции $F^{-1}(y) \rightarrow \infty$ при $y \rightarrow 0$. Однако конечность численного представления значений данной функции не позволяет генерировать числа y меньше некоторой величины $y_{\min}=\varepsilon$ и, соответственно, числа x не будут появляться больше некоторой величины $x_{\max}=k\varepsilon^{-1/\alpha}$.

На рис.1а приведены графики зависимостей максимальной величины x_{\max} ПСЧ при интенсивности $\lambda=1$ с тремя синтезированными распределениями (таблица 1) в зависимости от порядка степени $n = \lg(\varepsilon^{-1})$ генерируемых минимальных ПСЧ $y_{\min}=\varepsilon$ с равномерным распределением. Для распределений Вейбулла и Парето графики приведены для двух значений $H=0.7$ и $H=0.85$, в пределах которых находятся наиболее часто встречающиеся значения данного параметра для мультимедийного трафика.

Как видно из рис.1а, при минимальных генерируемых ПСЧ $y_{\min}=10^{-7} \dots 10^{-8}$ с равномерным распределением максимальные ПСЧ x_{\max} с распределением Вейбулла превышают максимальные ПСЧ с экспоненциальным распределением на 1-2 порядка, а Парето – на 4-5 порядков, достигая величины 10^5 и более, что при средней нагрузке $\rho=0.5$ от типовых IP/Ethernet-пакетов размером 1.5 кбайт на канал даже с достаточно большой скоростью 1Гбит/с составляет более 2.5 с, что значительно превышает интервалы измерений и реакции сетевых механизмов на паузы и всплески трафика.

На рис.1б приведены графики зависимостей стандартного отклонения (СО) σ от того же порядка степени $n = \lg(\varepsilon^{-1})$, как на рис.1а, для тех же распределений и значений параметра Хёрста. Сплошными линиями изображены зависимости для выборочных значений σ , полученных путем имитационного моделирования при $N=10^6$, а пунктирными – рассчитанных по формулам в таблице 1 для экспоненциального и распределения Вейбулла, а также по формуле, приведенной в [11] для усеченного распределения Парето, ограниченного сверху значением $x_{\max}=k \cdot \varepsilon^{-1/\alpha}$:

$$\sigma^2 = \frac{\alpha}{(x_{\max}^\alpha - k^\alpha)} \cdot \left(\frac{x_{\max}^2 \cdot k^\alpha - x_{\max}^\alpha \cdot k^2}{(2-\alpha)} - \frac{\alpha \cdot (x_{\max} \cdot k^\alpha - x_{\max}^\alpha \cdot k)^2}{(1-\alpha)^2 \cdot (x_{\max}^\alpha - k^\alpha)} \right). \quad (4)$$

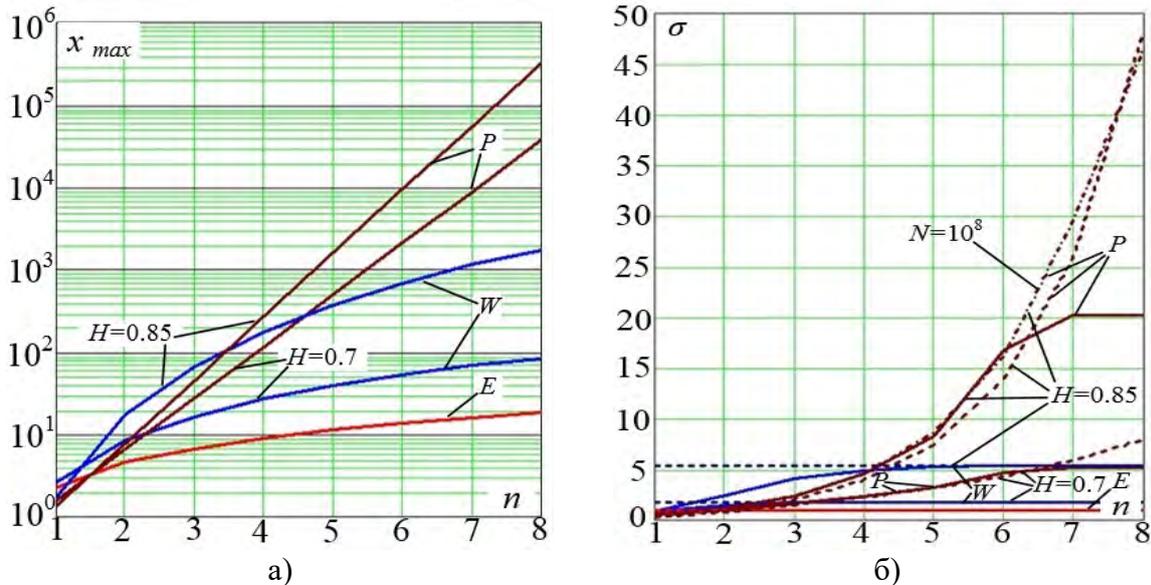


Рис. 1. Зависимости максимальных ПСЧ и СО для синтезированных распределений от порядка n степени минимальных чисел с исходным равномерным распределением

Штрихпунктирной линией на рис.1б показана зависимость для выборочного СО распределения Парето при большем размере выборки $N=10^8$. Как видно из рис.1б, выборочные СО с увеличением порядка n и, соответственно, максимального значения x_{\max} возрастают, достигая теоретического постоянного значения (с визуальной точностью по графику) для экспоненциального распределения при $n=2$, а для распределения Вейбулла при $n=3$, если $H=0.7$, и при $n=5$, если $H=0.85$. Для усечённого распределения Парето выборочное СО сначала возрастает примерно так же, как и её теоретическое значение (4), но при порядке $n=6$, равном порядку размера выборки $N=10^6$, рост начинает замедляться и при $n \geq 7$ прекращается. При размере выборки $N=10^8$ (штрихпунктирная линия) рост продолжается, как и следовало ожидать, до $n=8$.

Таким образом, и с практической точки зрения (по встречающимся на практике x_{\max}), и с теоретической (по влиянию x_{\max} на σ) достаточно ограничиться минимальным значением генерируемых ПСЧ с равномерным распределением $y_{\min}=10^{-7} \dots 10^{-8}$.

С точки зрения влияния σ на необходимый объем выборки N по формуле (3) получается, что при доверительной вероятности $\alpha=0.95$ и достаточной точности $\varepsilon=0.01$ для распределения Вейбулла при $H=0.85$ и Парето при $H=0.7$ с максимальным значением $\sigma=5$ (рис.2) требуется $N \geq 10^6$. При большем значении $H=0.85$ для распределения Парето СО возрастает до $\sigma > 45$ и более, что при тех же α и ε потребует $N \geq 10^8$.

Рассмотренный выше способ генерации ПСЧ с распределениями Вейбулла, Парето и экспоненциального был использован для имитационного моделирования СМО

$W/M/1$, $W/D/1$, $P/M/1$ и $P/D/1$ с распределениями Вейбулла (W) и Парето (P) входных потоков при экспоненциальном (M) и детерминированном (D) распределениях длительности обслуживания заявок. В качестве оцениваемого показателя качества обслуживания рассматривалось указанное ранее относительное среднее время ожидания начала обслуживания q . Несмотря на отмеченную выше большую дисперсию входных потоков с распределениями Вейбулла и Парето, дисперсия измеряемой величины q оказалась гораздо меньше ($\sigma < 2$ при входном трафике с распределением Вейбулла и $\sigma < 5$ – с распределением Парето), что связано, видимо, с её физическим смыслом суммарной задержки в очереди, выступающей в роли сглаживающего фильтра. Как отмечено в [12] статистические характеристики очереди в УК определяются интервалами времени, когда в ней есть пакеты, а не длительностью пауз, когда пакетов нет.

С учетом обнаруженной относительно небольшой дисперсии оцениваемой величины q удалось провести большое количество расчетов с достаточной точностью при небольших объемах выборки $N=10^5 \dots 10^6$ при разных значениях нагрузки $\rho \in (0,1)$ и параметра Хёрста $H \in [0.5,1)$, что позволило обнаружить закономерности в зависимостях $q(\rho, H)$ и выполнить их достаточно точную аналитическую аппроксимацию.

Аналитическая аппроксимация результатов имитационного моделирования

В [13] в качестве основы аналитической аппроксимации зависимости относительного среднего времени ожидания $q(\rho, H)$ от нагрузки ρ и параметра Хёрста H для СМО с произвольными распределениями входного потока и длительности обслуживания заявок было предложено использовать формулу, которая отражает влияние специфических особенностей самоподобного трафика на величину q и охватывает весь диапазон возможных значений параметров $\rho \in (0,1)$ и $H \in [0.5,1)$. Согласно способу, описанному в [13], в качестве аппроксимирующей функции предлагается следующая формула с одним поправочным ρ_0 и с тремя варьируемыми параметрами (коэффициентами) a, b, c , зависящими от величины H :

$$q(\rho, H) \approx q_{\text{ап}}(\rho, \rho_0, a, b, c) = \frac{c \cdot (\rho - \rho_0)^a}{(1 - \rho)^b}. \quad (5)$$

Формула (5) в точности совпадает с формулой (1) для СМО $M/M/1$ при $\rho_0=0$, $a=b=c=1$ и с формулой (2) для СМО $M/G/1$ при $\rho_0=0$, $a=b=1$, $c=(1+C_{\text{об}}^2)/2$.

Для других СМО $G/G/1$, для которых не известны аналитические зависимости $q(\rho, H)$, необходимо выполнить имитационное моделирование для получения приближенных оценок $\hat{q}_{ij}(\rho_i, H_j)$ при нескольких значениях $\rho_i \in (0,1)$ и $H_j \in [0.5,1)$, а затем аппроксимировать их формулой (5). Для каждого значения H_j выполняется аппроксимация значений $\hat{q}_{ij}(\rho_i, H_j)$ путем вычисления коэффициентов a_j, c_j, b_j , обеспечивающих точное совпадение с результатами расчета по формуле (5) в трех выбранных точках ρ_i . При этом, благодаря выбранному виду функции (5), автоматически обеспечивается её совпадение с функцией $q(\rho, H)$ еще в двух точках: при $\rho=\rho_0$, в которой $q=0$, и при $\rho \rightarrow 1$, в которой $q \rightarrow \infty$.

Величина поправочного параметра ρ_0 характеризует минимальную нагрузку, при которой и ниже которой время ожидания в очереди равно нулю. Для большинства СМО справедливо $\rho_0=0$. В СМО $P/D/1$ с входным потоком с распределением Парето и с детерминированным временем обслуживания возможна ситуация, когда $\tau_{\text{об}} \leq k$, и очередь в УК не образуется. На основании формул в последней колонке таблицы 1 (приравняв $k=\tau_{\text{об}}$ с учетом $\rho=\tau_{\text{об}} \cdot \lambda$), несложно получить формулу расчета граничной нагрузки ρ_0 , при которой и ниже которой оказывается $\tau_{\text{об}} \leq k$ и $q=0$:

$$\rho_0 = \frac{a-1}{a} = \frac{2-2\cdot H}{3-2\cdot H}. \quad (6)$$

На основании условия совпадения результатов расчета по формуле (5) с $\hat{q}_{ij}(\rho_i, H_j)$, в трех выбранных точках ρ_i при фиксированном H_j составляется система трех нелинейных уравнений с тремя неизвестными a_j , c_j , b_j , которая легко решается путем сведения к системе линейных уравнений путем логарифмирования.

На основании рассчитанных множеств дискретных значений коэффициентов $\{a_j\}$, $\{c_j\}$, $\{b_j\}$ для всех выбранных значений $\{H_j\}$ выполнялась их аппроксимация для получения зависимостей $a(H)$, $b(H)$, $c(H)$ с использованием следующих формул:

$$F(H) = \frac{d+e\cdot H}{f+g\cdot H}, \quad (7)$$

$$F(H) = h + \frac{e\cdot(2\cdot H-1)^d}{(g-H)^f}, \quad (8)$$

где d , e , f , g , h – параметры формул аппроксимации, разные для разных зависимостей $a(H)$, $b(H)$, $c(H)$. Результаты расчета данных параметров по результатам имитационного моделирования рассматриваемых СМО приведены в таблице 2.

Таблица 2. Параметры формул аппроксимации

СМО	Параметры формулы (5)	Параметры формул (7) и (8)					Номер формулы
		d	e	f	g	h	
W/M/1	$a(H)$	3	-2	2	0	-	(7)
	$b(H)$	3.930	0.110	0.981	0.95	1	(8)
	$c(H)$	1.148	0.343	1.498	0.95	1	(8)
W/D/1	$a(H)$	3	-2	2	0	-	(7)
	$b(H)$	8.604	2.425	0.390	1	1	(8)
	$c(H)$	0.967	0.286	1.527	0.95	0.5	(8)
P/M/1	$a(H)$	1.361	0.376	1	0	-	(7)
	$b(H)$	1.001	-0.766	1	-1	-	(7)
	$c(H)$	0.402	-0.145	1	-1	-	(7)
P/D/1	$a(H)$	2.174	-0.644	1	0	-	(7)
	$b(H)$	1.049	-0.788	1	-1	-	(7)
	$c(H)$	0.748	-0.524	1	-1	-	(7)

На рисунках 2 и 3 приведены рассчитанные по формулам (7) и (8) с учетом параметров в таблице 2 зависимости коэффициентов аппроксимации $a(H)$, $b(H)$, $c(H)$ для СМО W/M/1 (рис.2а), W/D/1 (рис.2б), P/M/1 (рис.3а) и P/D/1 (рис.3б).

Маленькими кружочками на рис.2 и 3 обозначены результаты первого этапа аппроксимации результатов имитационного моделирования $\hat{q}_{ij}(\rho_i, H_j)$ дискретными значениями $\{a_j\}$, $\{c_j\}$, $\{b_j\}$ для десяти значений $\{H_j\}$ в диапазоне от 0.5 до 0.9.

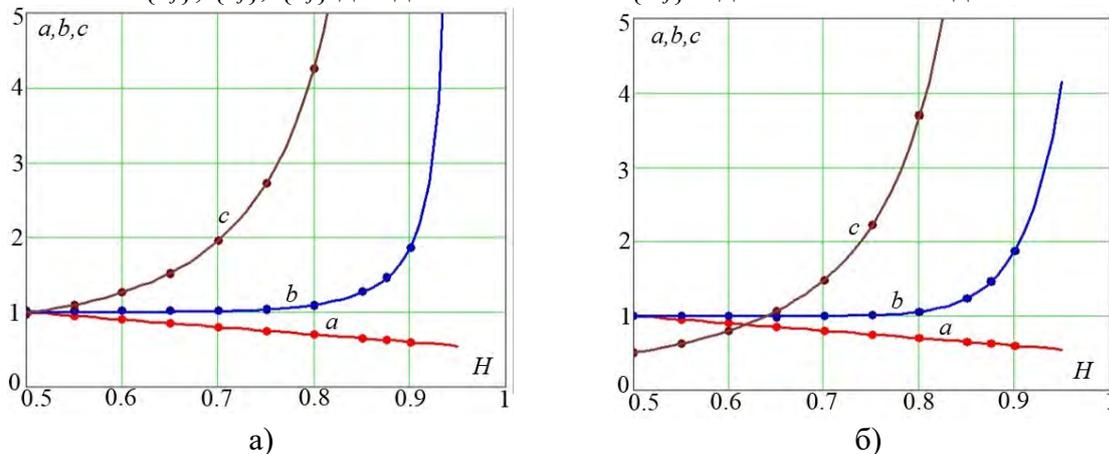


Рис. 2. Зависимости коэффициентов аппроксимации от параметра Хёрста H для СМО W/M/1 (а) и W/D/1 (б)

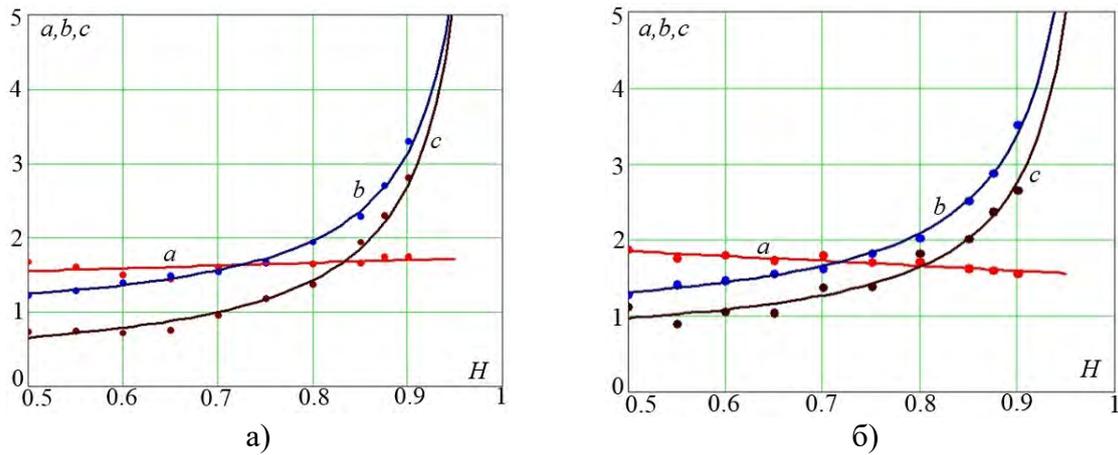


Рис. 3. Зависимости коэффициентов аппроксимации от параметра Хёрста H для СМО $P/M/1$ (а) и $P/D/1$ (б)

На рисунках 4 и 5 приведены рассчитанные по формуле (5) зависимости относительного среднего времени ожидания $q(\rho, H)$ от нагрузки ρ при значениях $H = \{0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.85, 0.9\}$ с учетом рассчитанных по формулам (7) и (8) параметров $a(H)$, $b(H)$, $c(H)$ для СМО $W/M/1$ (рис.4а), $W/D/1$ (рис.4б), $P/M/1$ (рис.5а) и $P/D/1$ (рис.5б).

Маленькими кружочками на рис. 4 и 5 обозначены результаты имитационного моделирования $\hat{q}_{ij}(\rho_i, H_j)$ при тех же пяти значениях параметра Хёрста и при 37 дискретных значениях нагрузки $\rho_i = 0.025 \cdot i$, $i = \overline{1, 37}$, в диапазоне от 0.025 до 0.925.

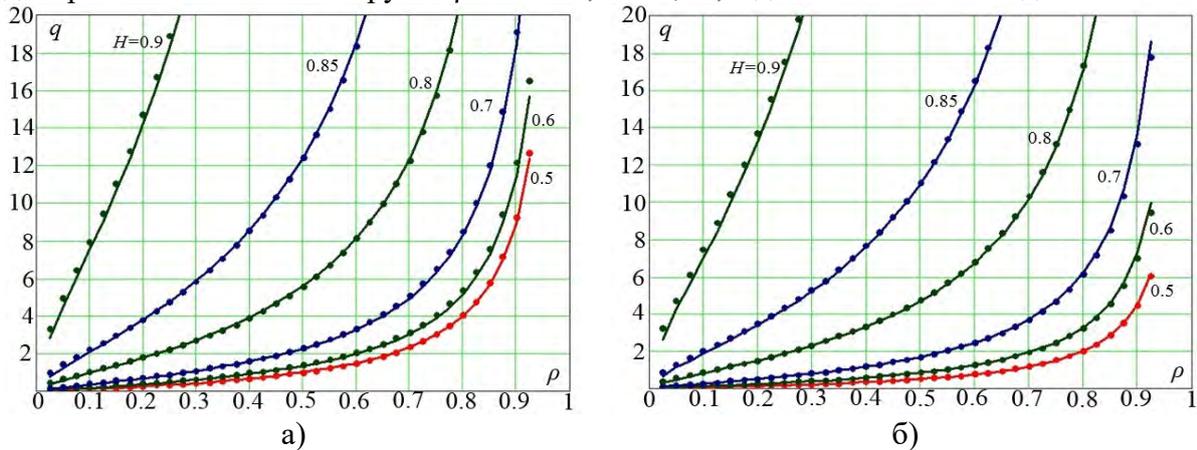


Рис. 4. Зависимости относительного среднего времени ожидания $q(\rho, H)$ от нагрузки ρ и от параметра Хёрста H для СМО $W/M/1$ (а) и $W/D/1$ (б)

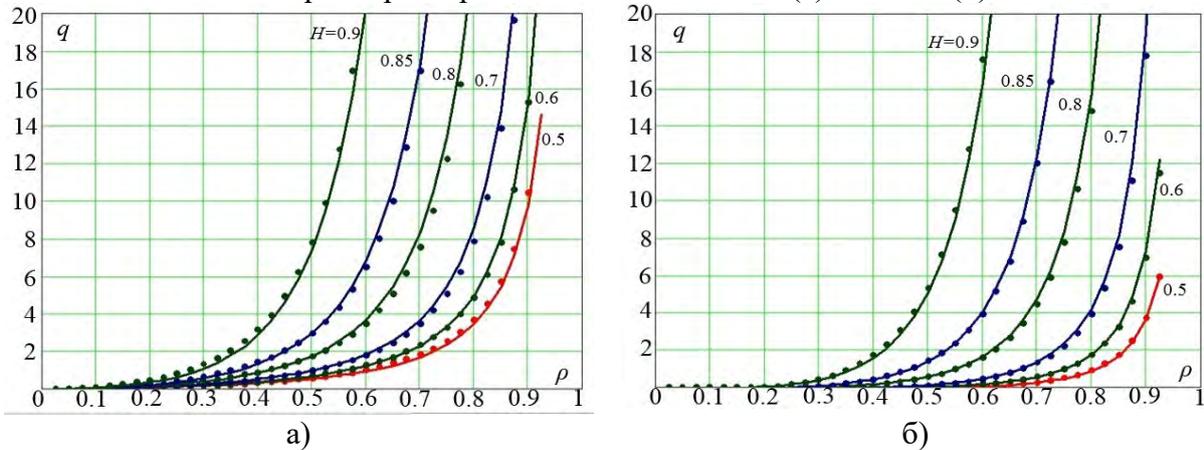


Рис. 5. Зависимости относительного среднего времени ожидания $q(\rho, H)$ от нагрузки ρ и от параметра Хёрста H для СМО $P/M/1$ (а) и $P/D/1$ (б)

Как видно из графиков на рис. 4 и 5, результаты расчетов с помощью имитационного моделирования достаточно точно совпадают с результатами аналитических расчетов с использованием формул аппроксимации (5), (8) и (9). Более точная количественная оценка показала, что средняя погрешность расчетов относительного среднего ожидания q во всем возможном диапазоне изменения нагрузки ρ и параметра Хёрста H не превышает одного процента, что соизмеримо с точностью исходных данных о параметрах ММТ и достаточно для практического использования при решении задач оптимизации распределения ММТ по нескольким маршрутам.

Оптимизация распределения мультимедийного трафика по нескольким маршрутам

При наличии $n > 1$ маршрутов в одном информационном направлении с суммарной пропускной способностью μ (в единицах интенсивности обслуживания) и пропускными способностями отдельных маршрутов $\mu_i = 1/\tau_{об.i} = \gamma_i \cdot \mu$, задержка $T_i = \tau_{ож.i} + \tau_{об.i}$ в каждом из них будет зависеть от интенсивности направляемого в него трафика λ_i , влияющего на время ожидания в очереди $\tau_{ож.i} = \tau_{об.i} \cdot q(\rho_i)$, $\rho_i = \lambda_i/\mu_i$, на входе каждого маршрута по разному, в зависимости от статистических характеристик входных потоков и длительностей обслуживания заявок.

Если в данном направлении нужно передать трафик с суммарной интенсивностью λ , то выбирая разные доли $\{\alpha_i\}_n$, можно направлять трафик по разным маршрутам с разной интенсивностью $\lambda_i = \alpha_i \cdot \lambda$ и влиять на величину средней задержки $T_{ср}$, которую можно рассчитать по формуле:

$$T_{ср} = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_i}{\gamma_i} \cdot [q(\rho_i) + 1], \quad \rho_i = \frac{\alpha_i \cdot \lambda}{\gamma_i \cdot \mu}. \quad (9)$$

Чтобы в реальном времени на основании контролируемых и/или прогнозируемых параметров входного трафика и пропускных способностей доступных маршрутов достаточно быстро определить оптимальные доли трафика $\{\alpha_{i.o}\}_n$, минимизирующие среднюю задержку (9), необходимо иметь возможность достаточно быстро вычислять значения функций $q(\rho_i)$ при разных варьируемых значениях $\rho_i = \alpha_i \cdot \lambda/\mu_i$. Использовать имитационное моделирование для этой цели в реальном времени проблематично, но его можно выполнить заранее для типовых условий, идентифицируемых в виде конкретных СМО, и аппроксимировать результаты предлагаемой аналитической функцией (5), которая позволит в процессе функционирования сети решать задачу оптимизации распределения мультимедийного трафика по нескольким маршрутам достаточно быстро известными численными методами [14].

В качестве примера на рисунках 6 и 7 приведены графические иллюстрации решения задачи оптимизации распределения мультимедийного трафика по трем маршрутам для четырех вариантов условий функционирования отдельных маршрутов в рассматриваемом направлении связи, идентифицируемых как СМО $W/M/1$ (рис.6а), $W/D/1$ (рис.6б), $P/M/1$ (рис.7а) и $P/D/1$ (рис.7б), для которых в таблице 2 приведены рассчитанные параметры формул аппроксимации результатов имитационного моделирования. На данных рисунках представлены графики зависимости средней задержки $T_{ср}$ от трех варьируемых долей трафика $\{\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3\}$ при заданных (для примера) долях $\{\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3\} = \{0.5, 0.3, 0.2\}$ суммарной пропускной способности $\mu=1$ при $H=0.7$. Графики построены в косоугольной системе координат [15], удобной для отображения функций трех зависимых переменных, сумма которых равна 1.

Оптимальное распределение $\{\alpha_{1.o}, \alpha_{2.o}, \alpha_{3.o}\}$ на данных графиках отмечено точками начала белых отрезков на осях координат, совпадающих с линиями высот треугольника. Точка, в которой сходятся белые отрезки, указывает на оптимальное (минимальное) среднее значение задержки $T_{cp.o}$. Численные значения результатов оптимизации приведены под графиками.

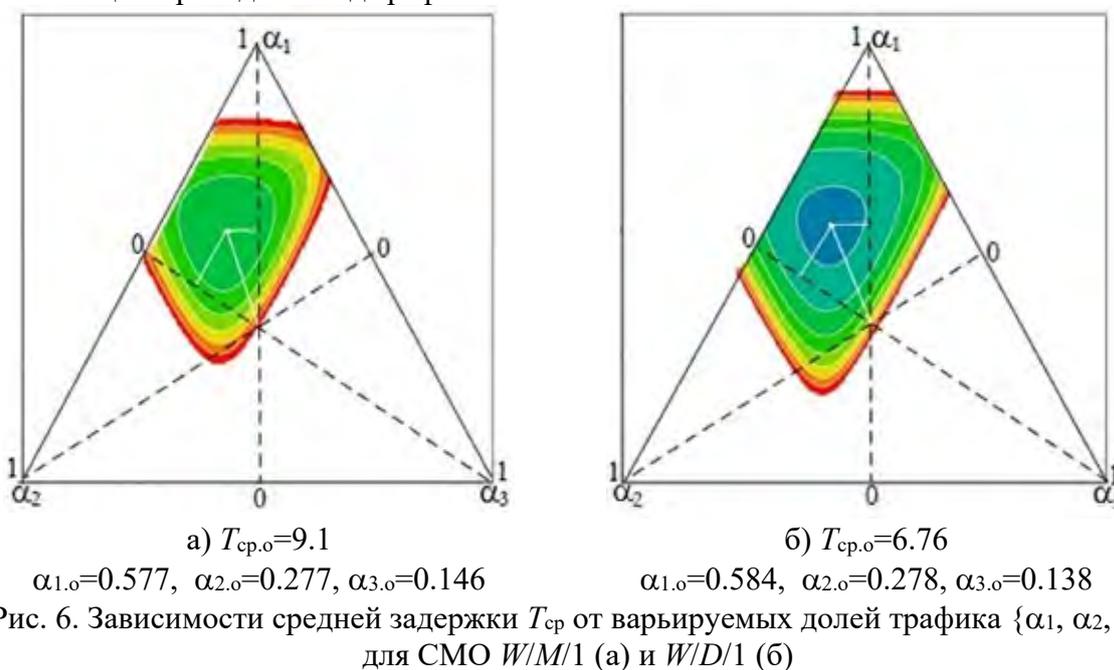


Рис. 6. Зависимости средней задержки T_{cp} от варьируемых долей трафика $\{\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3\}$ для СМО $W/M/1$ (а) и $W/D/1$ (б)

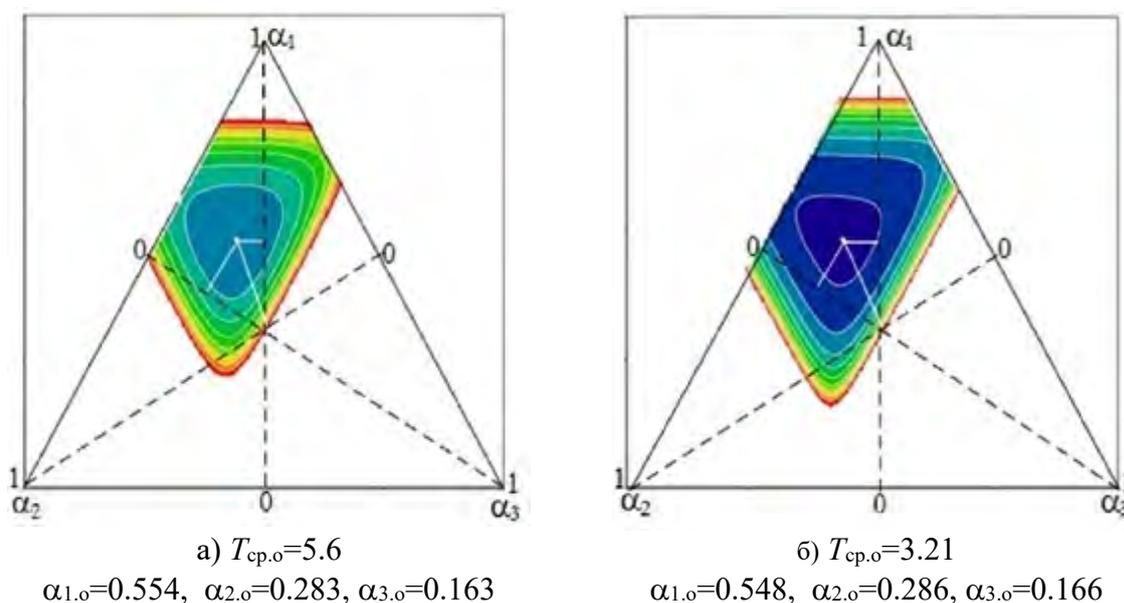


Рис. 7. Зависимости средней задержки T_{cp} от варьируемых долей трафика $\{\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3\}$ для СМО $P/M/1$ (а) и $P/D/1$ (б)

Заключение

Для решения задачи оптимизации распределения мультимедийного трафика по нескольким маршрутам в реальном времени необходимо иметь возможность оперативно оценивать последствия принимаемых решений, что можно сделать достаточно быстро при наличии соответствующих аналитических моделей. Однако для мультимедийного трафика, описываемого распределениями вероятностей Вейбулла и Парето, такие модели отсутствуют. Имитационное моделирование систем массового

обслуживания трафика с такими распределениями из-за их большой дисперсии требует много времени. Поэтому предлагается его использовать для предварительного вычисления оцениваемых показателей только в некоторых характерных точках множества возможных значений наблюдаемых и управляемых параметров. Полученные результаты имитационного моделирования предлагается аппроксимировать достаточно простой и универсальной формулой.

Продемонстрировано использование результатов имитационного моделирования и их аппроксимации предлагаемой формулой для решения задачи распределения мультимедийного трафика между тремя маршрутами, описываемыми четырьмя различными моделями систем массового обслуживания.

Литература

1. **Кучерявый Е. А.** Управление трафиком и качество обслуживания в сети Интернет. – М.: Наука и Техника, 2007. – 336 с.
2. **Лазарев В. Г., Лазарев В. Ю.** Динамическое управление потоками информации в сетях связи. – М.: Радио и связь, 1983. – 216 с.
3. **Лихтциндер Б.Я., Попов П.М.** Инжиниринг трафика в мультисервисных сетях // Электросвязь. – 2005. – №7. – С.22-26.
4. **Лемешко А.В., Вавенко Т.В.** Разработка и исследование потоковой модели адаптивной маршрутизации в программно-конфигурируемых сетях с балансировкой нагрузки // Управление, вычислительная техника и информатика. Доклады ТУСУРа. – № 3 (29). – 2013. – С.100-108.
5. **Шелухин О.И., Осин А.В., Смольский С.М.** Самоподобие и фракталы. Телекоммуникационные приложения. – М.: Физматлит, 2008. – 368 с.
6. **Крылов В.В., Самохвалова С.С.** Теория телетрафика и ее приложения. СПб.: БХВ–Петербург, 2005. – 288 с.
7. **Ложковский А.Г., Вербанов О.В.** Моделирование трафика мультисервисных пакетных сетей с оценкой его коэффициента самоподобности // Научные труды ОНАС им. А.С. Попова. – 2014. – № 1. – С. 70-76.
8. **Ушанев К.В.** Имитационные модели системы массового обслуживания типа Ра/М/1, Н2/М/1 и исследование на их основе качества обслуживания трафика со сложной структурой // Системы управления, связи и безопасности. – 2015. – № 4. – С. 217-251.
9. **Соболь И.М.** Численные методы Монте-Карло. – М.: Главная редакция физико-математической литературы издательства «Наука», 1973. – 312 с.
10. **Ермаков С.М.** Метод Монте-Карло и смежные вопросы. – М.: Наука, 1971. – 472 с.
11. **Назаров А.Н., Сычев К.И.** Модели и методы расчета показателей качества функционирования узлового оборудования и структурно-сетевых параметров сетей связи следующего поколения. – Красноярск: Издательство ООО «Поликом», 2010. – 389 с.
12. **Лихтциндер Б.Я.** Трафик мультисервисных сетей доступа (интервальный анализ и проектирование). – М.: Горячая линия – Телеком, 2019. – 290 с.
13. **Одоевский С.М., Рафальская М.И.** Аппроксимация статистических характеристик результатов обработки самоподобного трафика в устройствах коммутации мультисервисной сети // Радиолокация, навигация и связь (RLNC*2023): сб. науч. тр. XXIX Международной научно-технической конференции, посвящённой 70-летию кафедры радиофизики ВГУ. – Воронеж: ВГУ, 2023. – Т.1. – С. 385-393.
14. **Одоевский С.М., Рафальская М.И., Ясинский С.А., Сарафанников Е.В.** Методика повышения эффективности обработки видеотрафика при использовании

- сетевых механизмов распределения мультимедийного трафика по нескольким маршрутам // Информация и космос. – 2023. – №1. – С. 6-13.
15. **Рафальская М.И.** Графическое изображение многомерных зависимостей показателей качества обслуживания трафика от параметров его распределения по нескольким маршрутам // Актуальные проблемы инфотелекоммуникаций в науки и образовании (АПИНО 2022). XI Международная научно-техническая и научно-методическая конференция. – Санкт-Петербург, 2022. – С. 757-762.