

АНАЛИЗ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ИНФОРМАЦИОННЫХ ПОТОКОВ ОБЩЕГО ВИДА И СТЕПЕНИ ИХ СООТВЕТСТВИЯ ТРАФИКУ СЕТЕЙ ИНТЕГРАЛЬНОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ

С. И. Макаренко

В работе проведен обобщенный анализ и статистические исследования характеристик информационных потоков на продолжительных и малых интервалах функционирования сетей интегрального обслуживания. Рассмотрены существующие подходы к моделированию непуассоновских информационных потоков. Проведена оценка моделей степени соответствия информационным потокам сетей интегрального обслуживания

Ключевые слова: непуассоновский информационный поток, системы массового обслуживания, адекватность модели

Особенности трафика сетей интегрального обслуживания

Информационные потоки в современных сетях связи имеют сложную природу. В настоящее время предложено достаточно большое количество моделей информационных потоков, большая часть которых основана на стационарных вероятностно-марковских моделях, что позволяет получить конечные стационарные характеристики систем связи. Однако реальный трафик мультисервисных сетей имеет сложную структуру, что ведет к определенным сложностям его моделирования. Проведенные в работах Скуратова А. К. [1], Бахарева Н. Ф. [2], Головки Н. И. [3], Ложковского А. Г. [4], Соколова Н. А. [5] статистические исследования и анализ информационных потоков циркулирующих в телекоммуникационных сетях, выявили наличие свойств неоднородности и периодичности в характеристиках трафика, наличие протяженных временных зависимостей, а также протяженных периодов с флуктуирующей интенсивностью.

На рис. 1 по данным из работы [1] приведен пример оценки среднесуточной интенсивности трафика сети (λ_{cp}) и среднего отклонения интенсивности трафика, а также оценки «выбросов» трафика, учитываемые как превышение максимальной среднечасовой интенсивности в сети за сутки и выходящие за два стандартных отклонения от этого максимального среднего. Анализ графических зависимостей на рис. 1, по показателю статистического коэффициента вариации σ_λ [6] позволяет сделать вывод о существенной неоднородности трафика на продолжительных периодах анализа.

В работе [1] для моделирования сложного неоднородного трафика на больших длительностях функционирования сети предложена модель, основанная на математическом аппарате вариационного анализа, в виде:

$$\lambda^*(t) = \lambda_f^*(t) + \lambda_g^*(t) + \lambda_e^*(t), \quad (1)$$

где $\lambda_f^*(t)$ - медленно меняющаяся во времени функция, описывающая изменения среднесуточной

интенсивности; $\lambda_g^*(t)$ - периодическая составляющая; $\lambda_e^*(t)$ - случайная составляющая интенсивности, с нулевым математическим ожиданием $m(\lambda_e^*(t))=0$.

Составляющие $\lambda_f^*(t)$ и $\lambda_g^*(t)$, могут быть оценены по наблюдаемым значениям ряда на основе параметрических моделей с помощью методов регрессионного анализа. Случайная составляющая $\lambda_e^*(t)$ определяется «аномальными» отклонениями наблюдаемых значений ряда от детерминированных составляющих тренда ($\lambda_f^*(t) + \lambda_g^*(t)$).

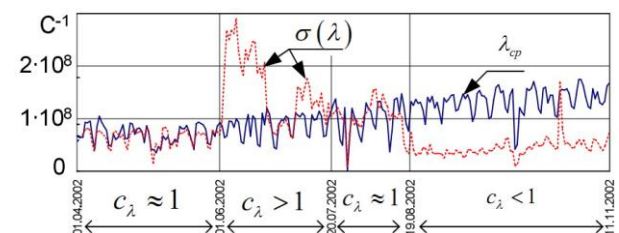


Рис. 1. Пример среднесуточной интенсивности трафика сети RUNet

Модель (1) применима для моделирования передачи трафика на продолжительных интервалах функционирования (несколько суток), при этом на коротких интервалах интенсивность трафика может существенно меняться. Мгновенные «выбросы» интенсивности трафика могут не только превышать максимальные среднечасовые значения (такие случаи $\lambda > \lambda_{\max \text{ ср. час}}$ соответствуют значениям графика 1 - $\lambda > \lambda_{\max \text{ ср. час}}$), но и краткосрочно в несколько раз превышать значение среднего отклонения трафика (график 2 - σ_λ) на данном долгосрочном периоде $\lambda > \sigma_\lambda$.

В работах Ложковского А. Г. [4, 8], Петрова В. В. [9] было проведено статистическое исследование «выбросов» интенсивности сетевого трафика на малых интервалах функционирования сети: 1,5 - 60 с [8] и 1-30 ч [9] представленные на рис. 2.

Проведенный в [8] анализ показал, что объединенному потоку пакетов сетей мультисервисного обслуживания свойственно группирование пакетов трафика со случайной периодичностью и продолжительностью пиковой нагрузки. Кроме того, пиковые «выбросы» трафика не соответствуют модели пуас-

Макаренко Сергей Иванович - Военно-космической академии им. А.Ф. Можайского, канд. техн. наук, преподаватель, e-mail: mak-serg@yandex.ru,

соновского потока, и почти вдвое превышают значения СКО пуассоновского потока [8]. Наличие «выбросов» соответствует моделям трафика с интервалами между заявками τ , имеющим протяженные зависимости, которые убывают медленнее, чем у Пуассоновской модели трафика при увеличении времени анализа.

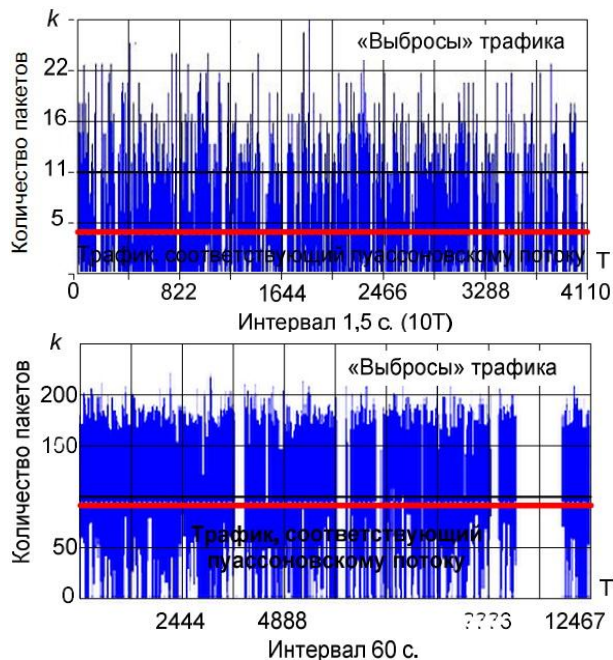


Рис. 2. Оценка «выбросов» интенсивности трафика на малых интервалах 1,5-60 с

В работе [4] для диагностики «выбросов» интенсивности трафика и оценки протяженных зависимостей длительностей между заявками Ложковским А. Г. предложен показатель «пик-фактор» интенсивности: $S_\lambda = \sigma_\lambda^2 / m_\lambda$ (где σ_λ – среднеквадратичное отклонение (СКО) интенсивности, m_λ – математическое ожидание (МОЖ) интенсивности трафика). Показано, что для мультисервисного трафика значение «пик-фактора» имеет диапазон $S_\lambda = 2..15$, и уже при $S_\lambda > 1$ в качестве модели трафика следует использовать модель гиперэкспоненциального потока.

На рис. 3 приведены результаты анализа распределения интервалов времени между поступлениями пакетов (в логарифмическом масштабе) по данным работы [6]. Анализ графических зависимостей на рис. 3 позволяет сделать вывод о некорректности применения модели стационарного Пуассоновского потока. Данные выводы подтверждаются результатами статистической оценки интервалов между поступлениями пакетов, проведенными в работе [10] при анализе смешанного трафика (передаваемые совместно данные и речь).

Необходимо отметить, что во многих рассматриваемых работах имеется допущение о том, что «выбросы» трафика порождаются независимыми пакетами. Вместе с тем, в существующей системе сетевого взаимодействия, блоки данных разбиваются на пакеты, которые передаются независимо. Однако при потере пакетов из блока конечный потребитель ожидает повторной передачи ошибочно при-

нятых пакетов, что с одной стороны ведет к существенным задержкам передачи блоков данных, а с другой – приводит к нарастанию повторно передаваемого трафика. Для описания вышеуказанных эффектов могут быть использованы результаты, полученные в работе Рыжикова Ю. И. [11] по моделированию группового поступления пакетов. Кроме того, эффекты группирование пакетов и корреляционной взаимосвязи моментов их поступления могут быть учтены за счет применения способов рандомизации [12].

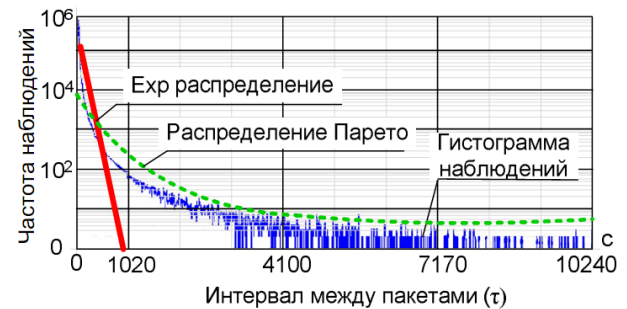


Рис. 3. Аппроксимация интервалов времени между поступлениями пакетов в реальном трафике проведенный в работе [8]

Необходимо отметить, что при использовании стохастических моделей трафика следует учитывать эффект наличия в общем трафике детерминированной периодической составляющей обусловленной, в основном, служебным широкополосным трафиком. Для оценки уровня таких периодических составляющих, их «фильтрации», в интересах дальнейшего аналитического описания и учета при моделировании может быть применен метод предложенный Голиком Ф. В. в работе [7].

Аппроксимация трафика с коэффициентом вариации $0 < c_\tau \leq 1$

Если $c_\tau = 1$, то данный трафик может быть аппроксимирован пуассоновским потоком с параметром $\lambda = m_\lambda = 1/m_\tau$ и плотностью вероятности интервалов:

$$f(\tau) = \lambda e^{-\lambda\tau}. \quad (2)$$

В случае, если реальные временные интервалы между пакетами имеют значения $c_\tau \neq 1$, то использование экспоненциального распределения может привести к большим погрешностям конечных результатов [5, 14]. В этих случаях в качестве аппроксимирующих функций для законов распределений используются вероятностные законы, представляющие собой композицию экспоненциальных распределений. С одной стороны это позволяет усложнить закон распределения τ , повысив его адекватность реальному трафику, с другой стороны композиция экспоненциальных распределений согласно [6] позволяет сохранить свойство отсутствия последовательности (независимость моментов прихода пакетов, от предыдущих значений).

Для случая $0 < c_\tau < 1$ в работе [6] проанализирована модель (рис. 4а) представления трафика в виде плотности распределения Эрланга k -го порядка E_k :

$$f_k(\tau) = \frac{\lambda(\lambda\tau)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda\tau}, \quad (3)$$

$$\lambda \geq 0, \tau \geq 0, k \in \mathbb{Z}, k = 1, 2, \dots,$$

которое может быть представлено в виде последовательности k экспоненциально распределенных фаз с одинаковым параметром интенсивности $\lambda=1/m_\tau$. Такое представление позволяет трактовать формирование случайных величин, распределенных по закону Эрланга, как сумму k случайных величин, распределенных по одному и тому же экспоненциальному закону.

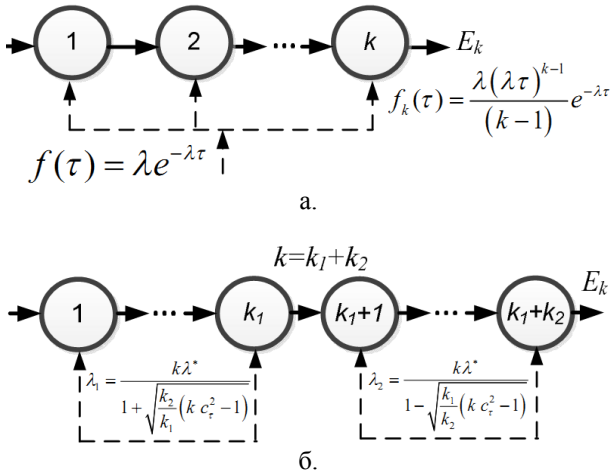


Рис. 4. Многофазное представление распределения E_k

В работе [6] показано, что такая модель позволяет аппроксимировать только те реальные распределения, коэффициенты вариации которых принимают дискретные значения c_τ и которые соответствуют дискретным отчетам k : $c_\tau(k=2)=0,707$; $c_\tau(k=3)=0,577$; $c_\tau(k=4)=0,5$ и т.д. Для снятия данного ограничения и аппроксимации распределений с любым значением $0 < c_\tau < 1$ в работе [6] предложено использование гипэрэкспоненциального распределения времени между поступлениями пакетов в виде многофазного распределения с разными параметрами экспоненциальных распределений λ_i , $i \in [1, k]$ в отдельных фазах. Для случая, когда имеются всего k фаз, причем количеству фаз k_1 соответствует пуассоновский поток с параметром λ_1 , а $k_2=k-k_1$ - количеству фаз с потоком с λ_2 (рис. 5б). Минимально необходимое число фаз k определяется как [6]: $k \geq 1/c_\tau^2$, причем $k \in \mathbb{Z}$ - целое число, а интенсивности из выражений:

$$\begin{cases} \lambda_1 = k\lambda^* \left(1 + \sqrt{\frac{k_2}{k_1} (k c_\tau^2 - 1)} \right)^{-1} \\ \lambda_2 = k\lambda^* \left(1 - \sqrt{\frac{k_1}{k_2} (k c_\tau^2 - 1)} \right)^{-1} \end{cases} \quad (4)$$

где $\lambda^* = \lambda_{cp}$ - статистическая оценка средней интенсивности аппроксимируемого потока на заданном анализируемом интервале.

Результаты аппроксимации на основе выражений (4), как отмечается в [6], при различных значениях k_1 и $k_2=k-k_1$ различаются значениями третьего и более высоких моментов распределения, но имеют одинаковые первые и вторые моменты.

Аппроксимация трафика с коэффициентом вариации $c_\tau > 1$

Для реального трафика, на коротких интервалах наблюдения характерны существенные «выбросы» интенсивности трафика за пределы математического ожидания m_λ (рис. 2-3) с коэффициентом вариации интервала τ существенно больше единицы $c_\tau > 1$. Для аппроксимации такого трафика в работе [8] предложено гиперэкспоненциальное распределение второго порядка:

$$P(z) = p_1 \lambda_1 e^{-\lambda_1 t} + (1-p_1) \lambda_2 e^{-\lambda_2 t}, \quad (5)$$

где: p_1 - вероятность поступления пакетов с интенсивностью λ_1 ; $1-p_1$ - вероятность поступления пакетов с интенсивностью λ_2 ($p_1+p_2=1$).

Возможности применения гиперэкспоненциального распределения для аппроксимации трафика для случаев $c_\tau > 1$ были обобщены в работе [6] для случая использования гиперэкспоненциального распределения k -го порядка (H_k). Данное H_k распределение моделируется k параллельными фазами СМО (рис. 5а), генерирующими пуассоновские потоки с неравными интенсивностями λ_i , $i \in [1, k]$ с вероятностями p_i , причем $p_1 + \dots + p_i + \dots + p_k = 1$.

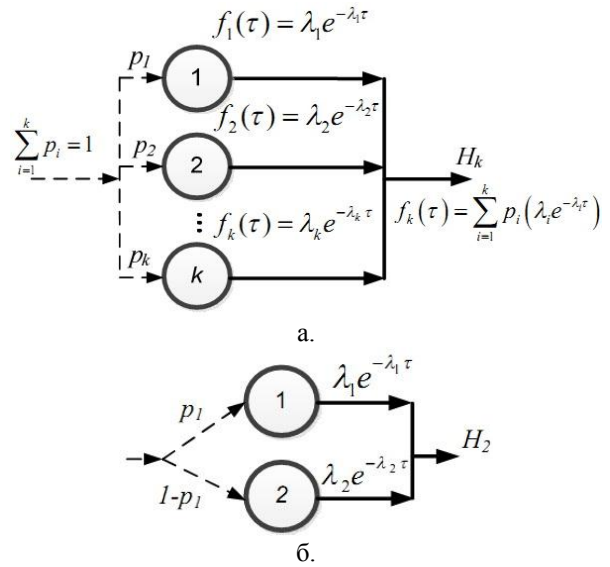


Рис. 5. Многофазное представление гипер-экспоненциального распределения H_k

Плотность H_k распределения τ определяется выражением:

$$f_k(\tau) = \sum_{i=1}^k p_i (\lambda_i e^{-\lambda_i \tau}), \quad (6)$$

$$p_i \in [0, 1], \sum_{i=1}^k p_i = 1.$$

В простейшем случае гиперэкспоненциальное распределение может быть представлено в виде двухфазного распределения (рис. 5б). Параметрами

такого распределения являются: λ_1 и λ_2 , интенсивности первой и второй экспоненциальных фаз соответственно; p_1 – вероятность формирования значения случайной величины в первой фазе:

$$p_1 \leq 2(1 + c_\tau^2)^{-1},$$

$$\begin{cases} \lambda_1 = \left(\frac{1}{\lambda^*} + \frac{1}{\lambda^*} \sqrt{\frac{1-p_1}{2p_1}(c_\tau^2 - 1)} \right)^{-1} \\ \lambda_2 = \left(\frac{1}{\lambda^*} - \frac{1}{\lambda^*} \sqrt{\frac{p_1}{2(1-p_1)}(c_\tau^2 - 1)} \right)^{-1}, \end{cases} \quad (7)$$

где $\lambda^* = \lambda_{cp}$ – статистическая оценка интенсивности аппроксимируемого потока.

После расчета данных параметров окончательный расчет вероятности может быть произведен по формуле (5).

Отметим, что гиперэкспоненциальное распределение интервалов времени между заявками τ приводит к нормальному распределению количества заявок на интервале времени, равном средней длительности обслуживания этих заявок, а соответственно и к нормальному распределению статистической оценки интенсивности λ^* [8]. Вместе с тем нормальный закон распределения характеризуется только двумя начальными моментами, в то время, как распределение трафика мультисервисных сетей может иметь более сложную природу.

В работах Александрова А. М. [12, 13] для обобщения класса гиперэкспоненциальных моделей трафика предложено использование «рандомизированного» пуассоновского потока, где параметр λ является случайной величиной с функцией распределения $F(\lambda)$. Такое обобщение позволяет ввести в модель корреляцию между моментами поступлением пакетов, учесть зависимости между моментами поступления пакетов не только внутри рассматриваемых интервалов, но и между интервалами, а так же эффект группирования пакетов в пачки.

Распределение вероятности числа пакетов $N(t_i)$ ожидаемых на интервале t_i определяется выражением [12]:

$$P \begin{bmatrix} N(t_1) = k_1 \\ \vdots \\ N(t_n) = k_n \end{bmatrix} = \int_0^\infty \left(\prod_{i=1}^n \frac{(\lambda t_i)^{k_i}}{k_i!} e^{-\lambda t_i} \right) dF(\lambda),$$

где $k_1 \dots k_n$ – значения числа пакетов, на соответствующем интервале, $t_1 \dots t_n$ – непересекающиеся интервалы времени.

Такое представление потока обобщает плотность распределения $H(\tau)$ (6) выражением:

$$f(\tau) = \int_0^\infty (\lambda e^{-\lambda \tau}) \cdot f(\lambda) d\lambda, \quad (8)$$

где $f(\lambda) = F'(\lambda)$ – плотность вероятности λ .

Выражение (8), соответствует обобщению схемы СМО на рис. 5а, для случая, когда вероятности $p_1(\lambda_1) \dots p_i(\lambda_i) \dots p_k(\lambda_k)$ определяется функцией распределения $F(\lambda)$, а число приборов $k \rightarrow \infty$.

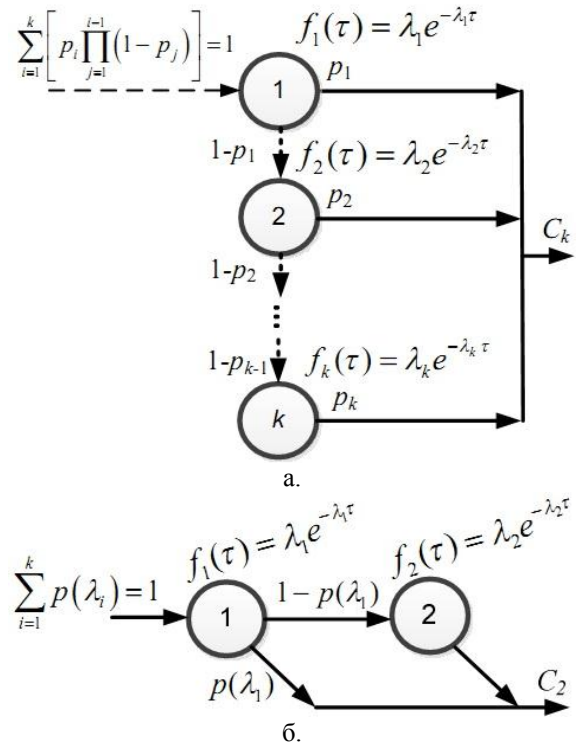


Рис. 6. Многофазное (а) и двухфазное (б) представление распределения Кокса

Как показано в работах [12, 13, 15-18] наличие статистической зависимости $F(\lambda)$, заметно ухудшает показатели оперативности обслуживания такого потока системой СМО. Вместе с тем, такое представление позволяет существенно упростить оценку показателей качества обслуживания СМО (X) путем представления в виде плотности вероятности $f(X)$ за счет решения уравнения вида [15]:

$$f(X) = f(\lambda) \cdot |\lambda'(X)|,$$

при известной зависимости показателя качества $X = X(\lambda)$ для $\lambda = \text{const}$. В частности именно такой подход был использован автором при оценке качества обслуживания: обобщенной модели канала связи [18]; протокола функционирования спутниковой сети ALOHA [16]; функционирования сети со случайным множественным доступом [19] в условиях входного рандомизированного потока.

В работе Рыжикова Ю. И. [20] предложено обобщение экспоненциального, гиперэкспоненциального и эрлангова законов распределения Кокса. Данное распределение относится к фазовым распределениям (рис. 6а), когда пакеты порождаются фазами системы с показательно распределенной длительностью между пакетами, причем выбор каждой i -ой фазы происходит с окончательной вероятностью $p_i \prod_{j=1}^{i-1} (1 - p_j)$, которая зави-

сит от вероятностей невыбора предыдущих $i-1$ фаз системы (рис. 6а). При фиксации номера фазы такие распределения приобретают марковское свойство, что и определяет целесообразность их использования.

В [20] обосновано для практического применения использование двухфазного распределения Кокса C_2 , обеспечивающего выравнивание трех начальных моментов (рис. 6б).

Самоподобные свойства

для трафика с коэффициентом вариации $c_t > 1$

Статистический анализ неэкспоненциального распределения интенсивности Ethernet кадров и ТСР-пакетов, проведенный в работах [2, 9, 21, 22], подтверждает сложную природу трафика. Наличие медленно убывающих протяженных зависимостей интенсивности трафика (рис. 3), позволяет сформулировать свойства самоподобия трафика, оцениваемое параметром Херста ($0,5 < H < 1$), который численно определяет автокорреляционные свойства протяженных медленно убывающих зависимостей. Анализ работ [9, 10, 21, 22] показал устойчивую зависимость между коэффициентом вариации c_t , автокорреляционной функции интенсивности трафика r (количества пакетов за интервал анализа) и параметром Херста H характеризующего самоподобные свойства процесс.

В работе Петрова В. В. [9] приведен анализ автокорреляционных функций (АКФ) трафика Ethernet кадров и ТСР-пакетов. Показано, что медленно убывающими зависимостями обладают процессы с АКФ $r(t)$, которая убывает по степенному закону при увеличении времени наблюдения t :

$$r(t) \propto t^{-\beta} \cdot L(t); t \rightarrow \infty, 0 < \beta < 1,$$

где: L - медленно меняющаяся на бесконечности функция (например $L(t) = \text{const}$, $L(t) = \log_2(t)$), т.е. функция для которой при всех $x > 1$ выполняется равенство:

$$\lim_{\substack{t \rightarrow \infty \\ \forall x > 0}} (L(t \cdot x) / L(t)) = 1.$$

В отличие от быстро убывающих экспоненциального или гауссовского распределений медленно убывающими зависимостями обладают распределения, убывающие по степенному (гиперболическому) закону. Наиболее общим случаем медленно убывающей зависимости является распределение Парето:

$$P(t \leq \tau) = 1 - (b/\tau)^a, b \leq \tau. \quad (9)$$

При $0 < a < 2$ распределение имеет бесконечную дисперсию, а при $0 \leq a < 1$ еще и обладают бесконечным средним. При моделировании трафика сети обычно рассматривают случай $1 < a < 2$.

В работе [22] показана связь между коэффициентом c_t и адекватностью его использования при моделировании трафика с самоподобными свойствами. Для моделирования предложено использование Вейбулла, гамма, логнормального и гиперэкспоненциального распределений. В работе [23] обосновано использование гамма-распределения с параметром $\alpha = 0,5$ для моделирования трафика самоподобными свойствами.

Оценка влияния свойств трафика

на качество обслуживания в сети связи

В работе [24] исследовано качество обслуживания сети Ethernet с алгоритмом доступа CSMA/CD при передаче разнородного трафика (речь и данные)

для потоков с различными коэффициентами вариации интервалов между пакетами.

Показано, что с увеличением коэффициента вариации c_t показатели качества обслуживания сети существенно уменьшаются. Задержка передачи всех пакетов, в том числе речевых (с высшим приоритетом), увеличивается с ростом c_t . В частности, при изменении c_t с 1 до 2 задержка речевых кадров увеличивается более чем в 8 раз (рис. 7). Аналогично растет вариация задержки в сети с увеличением значения коэффициента вариации интервалов между кадрами c_t (рис. 7).

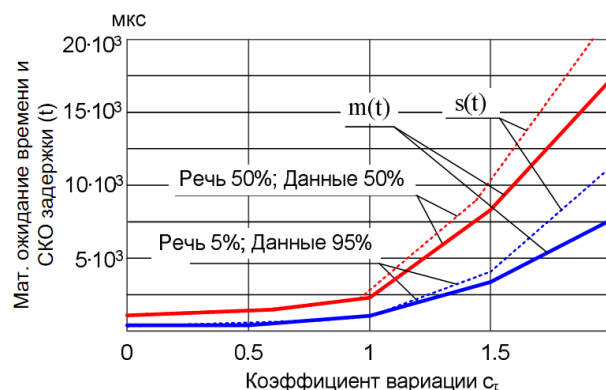


Рис. 7. Зависимость мат. ожидания задержки и отклонения задержки от коэффициента вариации интервалов между кадрами

Погрешности при оценке качества обслуживания в зависимости от аналитических моделей трафика

Выше было показано, что реальный трафик, циркулирующий в телекоммуникационных сетях, существенно отличается от пуассоновского процесса, имеет коэффициент вариации интенсивности трафика $c_t > 1$, что говорит о наличии самоподобных свойств ($0,5 < H < 1$). Обслуживание такого трафика связано со снижением качества обслуживания систем связи (СС) (рис. 7) и повышением требований к аппаратно-техническим средствам пересылки и обработки трафика. Для его моделирования предложено использование распределений: гиперэкспоненциального [2, 6], Вейбулла [22], логнормального [22] и гамма-распределения с $\alpha = 0,5$ [23].

Вместе с тем, сравнительный анализ стационарных аналитических решений и характеристик реальных информационных потоков, проведенный в работе Нгуена Д. Т. [14], показал наличие существенных погрешностей различных стационарных моделей систем массового обслуживания (СМО), при допущении об экспоненциальном распределении времени обслуживания общего вида G/M/1. Исследования данных погрешностей позволили сформировать ряд общих выводов: во-первых, чем меньше загрузка СМО, тем большую погрешность дает приближенная формула; во-вторых, результаты оценки погрешностей характеристик СМО не зависят от того, за счет какого параметра изменяется загрузка СМО - за счет варьирования среднего времени обслуживания (при фиксированном среднем времени поступления) или за счет варьирования среднего

времени поступления (при фиксированном среднем времени обслуживания).

При оценке адекватности моделей необходимо учитывать ограничения по нагрузке на устойчивость сетей случайного множественного доступа (СМД), которые в настоящее время получили широкое распространение. В работе Пасечникова И. И. [25] указано, что сети с различными модификациями АЛОНА устойчивы при малой нагрузке $\rho < 0,4$. При использовании различных алгоритмов оптимизации сетей случайного множественного доступа (для алгоритмов АЛОНА, CSMA) максимальное значение скорости устойчивой передачи при этом лежит в пределах $\rho < 0,49 \dots 0,59$ (рис. 8-9). На практике в высокоскоростной сети Ethernet с CSMA/CD доступом, согласно сведениям приведенным в работе [26] нагрузка составляет $\rho \approx 10-20\%$.

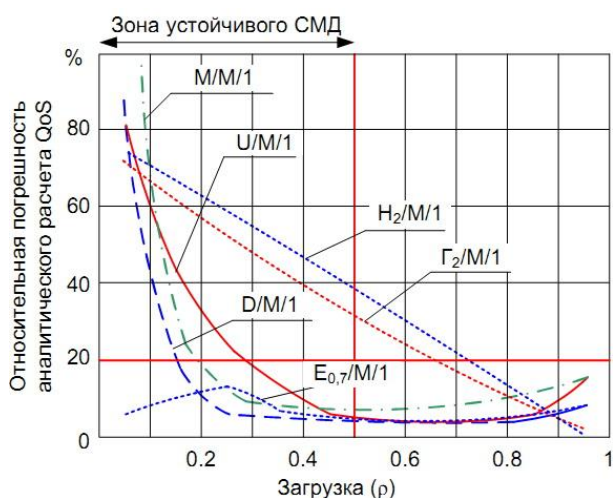


Рис. 8. Зависимость относительной погрешности расчета качества обслуживания от загрузки системы G/M/1

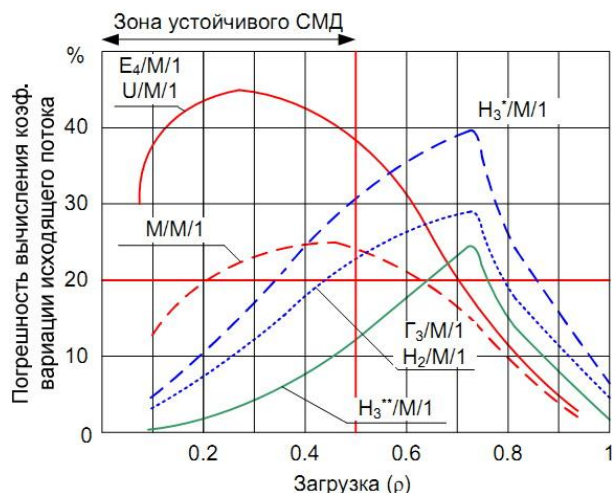


Рис. 9. Зависимость относительной погрешности вычисления времени ожидания исходящего потока от загрузки системы G/M/1

Исследования [14], проведенные для различных моделей трафика, показали, что для потока с $c_t > 1$

при увеличении загрузки ($\rho \rightarrow 1$) уменьшение погрешности аналитического расчета параметров качества обслуживания близко к линейному (рис. 9). Аналитический расчет коэффициентов вариации различных потоков c_t (рис. 9) дает в большинстве случаев верхнюю границу для c_t . При загрузке канала связи, соответствующей диапазону устойчивости сети со СМД ($\rho < 0,4$), погрешность расчета коэффициента вариации $\delta(c_t) > 20\%$ для моделей M/M/1 и E4/M/1, что неприемлемо для инженерных расчетов.

Проведенный в [14] анализ влияния характера трафика в сети и длительности передачи пакетов в каналах связи на характеристики функционирования сети (рис. 9-10) показал, что при $c_t \rightarrow 1$ все временные характеристики неэкспоненциальной сети стремятся к временным характеристикам экспоненциальной сети, т.е. экспоненциальная сеть рассматривается как верхний предельный случай. Когда значения c_t разных распределений совпадают, характеристики сети почти идентичны. В сетях с гиперэкспоненциальным распределением времени обслуживания пакетов в каналах связи обеспечивается меньшее значение времени доставки пакетов по сравнению с гамма-распределением, причем при больших значениях c_t это различие может составлять десятки процентов.

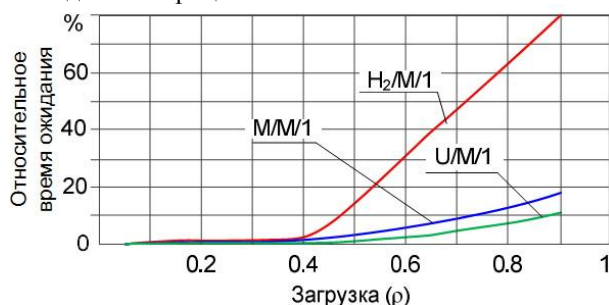


Рис. 10. Зависимость времени ожидания пакетов от загрузки канала

Влияние параметров обслуживания на адекватность моделей оценки качества обслуживания непуассоновского трафика

В работе Нгуена Д. Т. [14] расчеты ведутся при допущении о экспоненциальном распределении времени обслуживания, однако это допущение может вносить дополнительные ошибки в правильный расчет качества обслуживания. Традиционный метод исследования СМО основан на том, что ступенчатая функция распределения времени обслуживания заявок заменяется непрерывной кривой, параметры которой обычно определяются методом наименьших квадратов. К каким ошибкам может привести такая замена заранее неизвестно. В работе Соколова Н. А. [5] показано, что ошибки в расчетах при такой замене могут быть весьма существенны (рис. 11). В частности, при большой загрузке СМО относительная ошибка в расчете математического ожидания времени задержки заявок $\delta(m[T_{ож}])$ при аппроксимации длительности обслуживания экспо-

ненциальным законом зависит от коэффициента вариации длительности обслуживания $c_{\tau об}$ (рис. 11) и оценивается согласно выражения [5]:

$$\delta(m[T_{ож}]) \approx \frac{c_{\tau об}^2 - 1}{c_{\tau об}^2 + 1}. \quad (10)$$

В работе [6] отмечается, что при моделировании трафика сетей нельзя ограничиваться учетом математического ожидания ($m_{\tau об}$) и СКО интенсивности ($\sigma_{\tau об}$). При больших значениях $c_{\tau об}$ необходимо учитывать более высокие моменты распределений, в частности третий момент. В работе [14] рассмотрено влияние третьего момента гиперэкспоненциального ($c_{\tau об} > 1$) и гипоекспоненциального ($0 < c_{\tau об} < 1$) распределений времени обслуживания на характеристики системы.

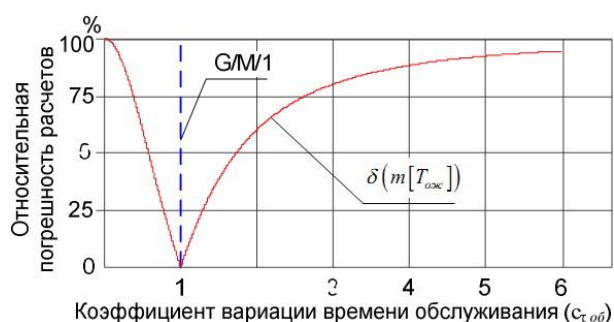


Рис. 11. Относительная ошибка расчета $m[T_{ож}]$ при аппроксимации $\tau_{об}$ экспоненциальным законом в зависимости от коэффициента вариации $c_{\tau об}$

Для входного потока с гиперэкспоненциальным законом H_2 ($c_{\tau} > 1$) с одним и тем же вторым моментом (σ_{τ}) можно получить разные значения для третьего момента $m_3(\tau)$ входного потока, то есть распределение интервалов между заявками τ обладает асимметричным законом. Причем, чем больше значение σ_{τ} , тем больше значение третьего момента $m_3(\tau)$ и их различие. Зависимости времени ожидания систем $H_2/M/1$, $H_2/D/1$, $H_2/\Gamma_2/1$, (где Γ_2 — Гамма-распределение с $c_{\tau об} = 2$) от величин третьего момента $m_3(\tau)$ для гиперэкспоненциального входного потока при загрузке $\rho = 0,5$ показаны на графиках рис. 12. Анализ графиков показывает, что чем больше значение третьего момента $m_3(\tau)$, тем меньше время ожидания в системе.

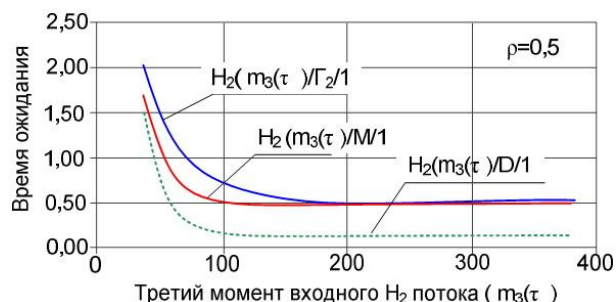


Рис. 12. Зависимость времени ожидания в системе $H_2/G/1$ от величины третьего момента $m_3(\tau)$ интервалов между пакетами

Полученные результаты согласуются с работой [27], в которой обосновывается существенное влияние третьего момента распределения $m_3(\tau)$ (коэффициента асимметрии) интервалов времени между пакетами потока на среднее время ожидания заявок в системе. Как показано в работе [19], с увеличением $m_3(\tau)$ среднее время ожидания заявок уменьшается, причем эта зависимость особенно сильно проявляется при малых нагрузках системы и уменьшается с ее увеличением.

Выводы

В работе Рыжикова Ю. И. [28] исследованы погрешности аналитических расчетов при сложных законах распределения времени обслуживания. Основные выводы работы [28] подтверждают и обобщают результаты исследований [5, 6, 14, 17, 27].

Во-первых, учет только средних значений при заметном отличии коэффициентов вариации исходных распределений от единицы приводит к недопустимым вычислительным погрешностям. Причем, влияние высших моментов на показатели обслуживания увеличивается с ростом коэффициента загрузки и быстро убывает по числу учтенных моментов. К тому же с ростом порядка исходных моментов увеличивается ошибка их статистического вычисления.

Во-вторых, дробление производительности при большой нагрузке приводит к незначительному снижению среднего времени ожидания, но увеличивает суммарное время пребывания пакета в системе из-за большего увеличения среднего времени обслуживания $m_{\tau об}$. В случае пропорционального увеличения интенсивностей поступления λ и обслуживания заявок μ средние времена ожидания $m_{\tau ож}$ и обслуживания $m_{\tau об}$ уменьшаются во столько же раз. При наличии нескольких обслуживающих каналов эффективнее использовать общую очередь, чем отдельные очереди к каждому каналу.

В-третьих, введение приоритетов при обслуживании перераспределяет ресурс системы в пользу более приоритетных заявок за счет менее приоритетных. Относительный выигрыш заявок высшего приоритета заметно больше, чем относительный проигрыш заявок низшего приоритета.

Таким образом, проведенный анализ показал, что реальный трафик в сетях интегрального обслуживания имеет непواسоновский характер. Для трафика на малых интервалах анализа функционирования характерно наличие протяженных зависимостей распределения длительности между поступлениями пакетов, которые могут быть описаны моделями с гипер- и гипо-экспоненциальными распределениями. Непуассоновский характер трафика ведет к существенным погрешностям в аналитическом вычислении качества обслуживания сети пуассоновскими моделями. Это в свою очередь ведет к занижению требований по производительности (количеству и пропускным способностям каналов связи, размеру буферов данных и др.) цифровых сетей интегрального обслуживания, что недопустимо на этапах проектирования и модернизации сетей.

Литература

1. Скуратов А. К. Статистический мониторинг и анализ телекоммуникационных сетей. Диссертация д.т.н. по спец. 05.13.13. – М.: ГНИИ ИТТ «Информика». 2007.
2. Бахарева Н. Ф. Аппроксимативные методы и модели массового обслуживания для исследования компьютерных сетей. Диссертация д.т.н. по спец. 05.13.15. – Пенза: Поволжский ГУТИ. 2011.
3. Головкин Н. И. Исследование моделей систем массового обслуживания в информационных сетях. Диссертация д.т.н. по спец. 05.13.18. – Владивосток: Тихоокеанский ГЭУ. 2007.
4. Ложковский А. Г. Анализ и синтез систем распределения информации в условиях мультисервисного трафика. Диссертация д.т.н. по спец. 05.12.02. – Одесса: Одесская национальная академия связи им. А. С. Попова. 2010. – 267 с.
5. Соколов Н. А. Задачи перехода к сети связи следующего поколения. Диссертация д.т.н. по спец. 05.12.13. – СПб: СПбГУТ им. М. А. Бонч-Бруевича. 2006.
6. Алиев Т. И. Основы моделирования дискретных систем. – СПб: СПбГУ ИТМО, 2009. – 363 с.
7. Голик В. Ф. Обнаружение почти-периодических потоков // Журнал радиоэлектроники, № 6, 2010. – URL: jre.cplire.ru/jre/jun10/4/text.html
8. Ложковский А. Г. Модель трафика в мультисервисных сетях с коммутацией пакетов // Наукові праці ОНАЗ ім. О. С. Попова. – 2010. № 1. – URL: www.nbuv.gov.ua/portal/natural/Nponaz/2010_1/09.pdf
9. Петров В. В. Структура телетрафика и алгоритм обеспечения качества обслуживания при влиянии эффекта самоподобия. Диссертация к.т.н. по спец. 05.12.13. – М.: ТЭИ(ТУ). 2004.
10. Осин А. В. Влияние самоподобности речевого трафика на качество обслуживания в телекоммуникационных сетях. Диссертация к.т.н. по спец. 05.12.13. – М.: МГУС. 2005.
11. Рыжиков Ю. И. Расчет систем обслуживания с групповым поступлением заявок // Информационно-управляющие системы, № 2, 2007. – с. 39-49.
12. Александров А. М. Рандомизированные модели цифрового телетрафика // Электросвязь, № 6, 2010. – С. 41-43.
13. Аксенов Б. Е., Александров А. М. Повышение достоверности передачи информации в системах управления. Уч. пособие. – Л.: изд. ЛПИ им. М. И. Калинина, 1981. – 76 с.
14. Нгуен Д. Т. Методы и средства исследования распределенных сетей передачи данных с неоднородным трафиком на основе неэкспоненциальных моделей. Диссертация к.т.н. по спец. 05.13.13. – СПб: СПбГУ ИТМО. 2009.
15. Макаренко С. И. Методика вероятностной оценки показателей качества обслуживания сети связи при передаче нестационарных информационных потоков // Успехи современной радиоэлектроники, 2010, № 11. С. 78-81.
16. Кихтенко А. В., Макаренко С. И. Методика оценки времени задержки пакета в спутниковой сети связи в условиях нестабильности входного трафика // Системы управления и информационные технологии. 2007. № 1.3 (27). С. 344-348.
17. Макаренко С. И., Татарков М. А. Моделирование обслуживания нестационарного информационного потока системой связи со случайным множественным доступом // Информационно-управляющие системы. 2012. №1. С. 44-50.
18. Макаренко С. И. Методика оценки времени задержки пакета в канале связи в условиях нестабильности входного трафика // Инфокоммуникационные технологии. 2007. Т. 5. № 3. С. 95-96.
19. Макаренко С. И., Сидорчук В. П., Краснокутский А. В. Методика оценки времени задержки пакета в сети воздушной радио связи в условиях нестабильности входного трафика // Физика волновых процессов и радиотехнические системы. 2007. Т. 10. № 6 – С. 70-74.
20. Рыжиков Ю. И. Полный расчет системы обслуживания с распределениями Кокса // Информационно-управляющие системы, № 2, 2006. – С. 38-46.
21. Платов В. В., Петров В. В. Исследование самоподобной структуры телетрафика беспроводной сети // Электротехнические и информационные комплексы и системы. – 2004. – №3. – С. 38-49.
22. Бахарева Н. Ф., Карташевский И. В., Тарасов В. Н. Анализ и расчет непуассоновских моделей трафика в сетях ЭВМ // Инфокоммуникационные технологии. Т. 7, № 4, 2009. – С. 61-66.
23. Буров А. А. Исследование влияния методов маршрутизации на качество обслуживания в мультисервисных сетях связи, функционирующих в экстремальных условиях. Диссертация к.т.н. по спец. 05.12.13. – Новосибирск: СибГУТИ. 2009.
24. Алиев Р. Т., Король В. В. Анализ характеристик мультимедийного трафика в локальных вычислительных сетях // Сб. докладов НПК «Имитационное моделирование: теория и практика». – СПб.: ФГУП ЦНИИ технологий судостроения, 2003. – URL: www.gpsr.ru/immod'03/008.html
25. Пасечников И. И. Методология анализа и синтеза предельно нагруженных информационных сетей. – М.: «Издательство Машиностроение-1», 2004. – 216 с.
26. Хламтак И., Франта У. Р. Высокоскоростные сети: Обоснование, направления развития, проблемы // Тем. выпуск «Скоростные сети связи». ТИИЭР. 1990. Т. 78. № 1. – С. 63–90.
27. Муравьева-Витковская Л. А. Анализ влияния характера информационных потоков на качество функционирования телекоммуникационной сети // Научно-технический вестник СПб ГИТМО (ТУ). Вып. 6. Информационные, вычислительные и управляющие системы – СПб: СПб ГИТМО(ТУ), 2002. – С. 27-30.
28. Рыжиков Ю. И., Уланов А. В. Опыт расчета сложных систем массового обслуживания // Информационно-управляющие системы, № 2, 2009. – С. 56-62.

Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, г. Санкт-Петербург

ANALYZING OF MATHEMATICAL MODELS OF GENERAL TYPE DATA STREAMS AND DEGREE OF THEIR CONFORMITY TO INTEGRAL SERVICE NET TRAFFIC

S.I. Makarenko

It is carried out generalized abstract analysis of data streams descriptions statistic investigations (characteristics) on long and short periods of integral service nets functioning. It is examined existing approaches to modeling of unpoisson data streams. It is carried out valuation of models conformity degree to integral service nets data streams

Key words: unpoisson data stream, queueing system, model adequacy