УДК 621.3.049 77. 029.64.001.63:681.3

А.В. Оводенко, А.П. Самойленко, Д.Е. Рудь

ДонНТУ, Украина, кафедра радиотехники и защиты информации ТТИ ЮФУ, Россия кафедра радиотехнических и телекоммуникационных систем E-mail: ovoda@i.ua

АНАЛИЗ МОДЕЛИ ТРАФИКА ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ НАВИГАЦИОННОГО НАЗНАЧЕНИЯ

Аннотация

Оводенко А.В., Самойленко А.П., Рудь Д.Е. Анализ модели трафика телекоммуникационной системы навигационного назначения. Рассматривается задача проектирования телекоммуникационной системы с пуылсирующим характером телетрафика. Предложены новые подходы решения задачи. Представлены результаты анализа модели трафика телекоммуникационной системы навигационного назначениия.

Ключевые слова: дифференциальная станция, навигационная поправка пропускная способность, качество обслуживания.

Актуальность и проблема.

Проектированию телекоммуникационной сети (Т-сети) по обслуживанию дифференциальных станций (ДС) навигационных поправок, как уже отмечалось [1], должны предшествовать предпосылки синтеза и анализа моделей, описывающие функционирование коммуникационных элементов «точка-точка»: «ДС-спутниковая система», «ДС-абонентский приемник GPS-ГЛОНАСС», «ДС-ДС». С целью интеграции оценок влияния классов входных потоков [2] на трафик Т-сетей навигационного назначения, и характеристик представляет прикладной интерес осуществить разработку и анализ моделей ДС при пульсирующем характере входного потока заявок интерактивных абонентов и соседних ДС.

Первый этап проектирования Т-сети предполагает обоснование характеристик применяемого телекоммуникационного оборудования, формирования структуры сети, расчета (оптимизации пропускной способности канальной инфраструктуры и показателей качества обслуживания - QoS). Для проведения расчетов предполагается использование классических моделей СМО с простейшими потоками [3]. Это, напомним, обусловлено преобразованием потоков при передаче по сети (мультиплексирования, просеивания) и подтверждается предельной теоремой о сходимости к простейшему потоку суперпозиции независимых ординарных стационарных (нестационарных) потоков с различным последействием [3].

Второй этап предполагает дополнительные исследования и определения характеристик Т-сети при использовании модели самоподобного трафика. Самоподобные процессы обладают рядом характерных признаков — наличием корреляции между состояниями, выражающейся, в частности, в группировании сообщений в пачки, «длинными (тяжелыми) хвостами» функции распределения интервалов между запросами.

На основании анализа ряда многочисленных источников [4-6,9,10], где авторы приводят основные факторы, которые продуцируют в сетевом трафике долговременные зависимости различных видов: поведение абонента, объединение трафика, средства управления сетью, структурой и поиск данных. Действия указанных механизмов позволяют влиять на структуру трафика, изменяя его природу. Следует отметить, что возникновение фрактальных свойств трафика на прикладном уровне возможно только в том случае, если сам источник навигационного запроса является хаотической динамической системой и генерирует трафик, обладающий свойством самоподобности. Как показала практика [4], в основе самоподобия

лежит характерная особенность, сложившаяся в пределах существующих распределенных сетевых структур с промежуточным накоплением запросов на обслуживание. Как отмечается авторами [7,8], самоподобность в сетевых структурах возникает в процессе преобразования битового потока в поток пакетов фиксированной или изменяемой длины. Это возможно при использовании технологии X.25, Frame Relay и ATM при реализации навигационной Т-сети.

Обратимся к многочисленной литературе зарубежных источников и представим их определенными категориями. К первой группе относятся работы [2 -5], связанные с трафиковым моделированием, на основе реального статистического мониторинга состояния Т-сетей. Исследования показали, что сетевой трафик проявляет изменчивость в широком диапазоне масштабов времени функционирования сети для технологий от Ethernet до ATM, в масштабах от LAN до WAN, спутникового вэб-трафика. Такая масштабная инвариантная изменчивость несовместима с традиционными моделями сетевого трафика, которые, как уже говорилось, проявляют пульсирующий характер на коротких масштабах времени, но сильно сглажены на больших. И поэтому инвариантная к масштабу структура пульсирующего потока может оказать сильное влияние на производительность Т-сети. выяснение причин и оценка последствий самоподобности трафика является важнейшей прикладной проблемой. Вторая группа объединяет работы, в которых делается попытка объяснить физические причины самоподобности в сетевом трафике. Третья группе содержит работы, в которых осуществляется синтез и анализ моделей долговременного зависимого трафика, отражающих характер изменения очередей заявок, временных задержек при буферизации. С позиции управления трафиком самоподобность подразумевает существование корреляционной зависимости параметров трафика. Следовательно, чтобы корректировать известные механизмы управления параметрами Т-сети при небольших интервалах времени функционирования, необходимо разрабатывать методы по извлечению информации на больших интервалах.

Таким образом, потоки в Т-сетях навигационного назначения характеризуются типом и числом интерактивных приемников, сетевыми протоколами, дисциплиной обслуживания и формирования очереди, параметрами дифференциальных станций, в том числе и каналов связи.

Наряду с традиционными пуассоновскими моделями этих потоков, отличающихся простотой и отсутствием статистической зависимости между запросами (потоки без последействия), актуальна необходимость анализа моделей трафика при пульсирующих входных потоках ДС. Как уже отмечалось, процесс функционирования пар «приемник навигации - ДС», «ДС $_i$ - ДС $_j$ », $i,j\in N$ (где N – число ДС Т-сети) отличает ряд характерных признаков: наличие корреляции между заявками при обслуживании, группирование их в пачки (неординарность потока), «длинными (тяжелыми) хвостами» функций распределений интервалов между обслуживаемыми заявками. В [6] предлагается модель, отражающая статистические свойства пульсирующего входного потока, так называемый обобщенный (рандомизированный) пуассоновский поток (ОПП), параметр которого является случайной величиной с соответствующей $F(\lambda)$ - функцией распределения (λ - интенсивность потока). Распределение вероятностей числа заявок на обслуживание в ОПП, поступивших в этих интервалах, определяется выражением:

$$P_{k}\left(\vec{t}\right) = P\left\{N\left(t_{i}\right) = k_{1}, \dots, N\left(t_{n}\right) = K_{n}\right\} = \int_{0}^{\infty} \prod_{i=1}^{n} \frac{\left(\lambda t_{i}\right)^{k_{i}}}{k_{i}!} e^{-\lambda t_{i}} dF\left(\lambda\right),\tag{1}$$

где $\vec{k} = \{k_1, \dots, k_n\}$ — общий размер буферов памяти Т-сети; k-размер буфера памяти одного канала связи; \mathbf{K} — количество каналов связи сети;

 $\vec{t} = \left\{t_1, \dots, t_n\right\}$ - интервал времени для обслуживания всех ДС Т-сети.

Модели ОПП позволяют учитывать зависимость между заявками не только внутри интервала t_i , но и между интервалами, а также процесс группирования заявок в пачки. Как следует из [5], модели ОПП описывают распределение числа ошибок в дискретных каналах связи. В частности, для тропосферного канала соответствующая вероятность:

$$P_0(t) = \left(a/(a+t)\right)^{\lambda} \tag{2}$$

имеет вид гиперболы. Исходя из этого, функция распределения интервалов между заявками может быть описана функцией Пальма-Хинчина

$$\varphi(t) = \left(a/(a+t)\right)^{\lambda+1},\tag{3}$$

где a и λ - параметры потока. Частным случаем функции (3) является распределение Парето. Рекуррентная формула, описывающая распределение вероятностей числа ошибок $P_k(t)$ для тропосферного канала связи, имеет вид [5]:

$$P_{k+1}\left(t\right) = \left[\left(\lambda + k\right)t/\left(k+1\right)\right] \left[a/\left(a+t\right)\right] P_k\left(t\right), \ k \geq 0$$
 где $P_k\left(t\right) = \left(-1\right)^k \left(\frac{d^k P_0\left(t\right)}{dt^k}\right) \left(\frac{t^k}{k!}\right).$

При n=128 бит, t=nT; T^{-1} - скорость канала, $P_{out}=9\cdot 10^{-4}$, $\lambda=0,0004$, a=0,00354 представлен вероятностный ряд распределения ошибок в канале связи.

Таблица 1- Распределение вероятности $P_{k}(t)$.

Модель	k								
ОПП	0	1	2	3	4	6	8	11	15
P_k	0,996	0,003	0,0017	0,0011	0,0008	0,0005	0,0003	0,0002	0,00015

Из табл. 1 видно, что распределение вероятностей числа ошибок в пакете имеет «длинный хвост».

Наличие статистической зависимости между сообщениями, передаваемыми по каналу связи, не дает возможности непосредственно использовать результаты теории СМО, требующей взаимной независимости этих сообщений (пакетов, заявок, ячеек, ошибок в пакете).

А теперь рассмотрим модель СМО, где допускается произвольная зависимость между случайными величинами, образующими циклы занятости (промежуток времени между периодом простоя и следующим за ним периодом занятости).

Однако, циклы занятости между собой независимы. Такие СМО классифицируют как регенерирующие системы, а исходную СМО (с фиксированными параметрами) назовем порождающей.

Вероятность того, что в рандомизированной СМО находится i заявок оценивается:

$$q_{i} = q_{0} \int_{\rho_{0}}^{\rho} q_{i}^{*}(\rho) \left[q_{0}^{*}(\rho) \right]^{-1} dF(\rho),$$
 (5)

где ρ — коэффициент загрузки системы; $q_i^*(\rho)$ — соответствующая вероятность для порождающей СМО; $q_0(\rho)$ — определяется из условий нормировки; $F(\rho)$ — функция распределения случайного параметра, определяющего цикл занятости СМО.

Пусть порождающая СМО ДС будет классифицирована индексом Кендала M|M|n с соответствующей дисциплиной обслуживания. Для СМО с ограниченной очередью вероятности обслуживания можно представить

$$q_{i}^{*}(\rho) = \begin{cases} \frac{\rho^{i}}{i!} q_{0}(\rho), & 0 \leq i \leq n, \\ \frac{\rho^{i}}{n! n^{i-n}} q_{0}^{*}(\rho), & n \leq i \leq (n+k), \end{cases}$$

$$(6)$$

где $\rho = \lambda \tau$ - загрузка системы; λ - интенсивность входящего потока; n - число процессорных каналов ДС; k - размер буфера памяти в ДС.

Допустим, что случайным является только параметр входящего потока, а его функция распределения имеет вид (4), а параметр τ остается фиксированной величиной. Тогда из (5) и (6) получаем:

$$q_{i}(\rho) = \begin{cases} \frac{q_{0}\rho^{i}\Gamma(v+i)}{\Gamma(v)}, & i \leq n, \\ \frac{q_{0}\rho^{i}\Gamma(v+i)}{n!n^{i-n}\Gamma(v)}, & n \leq i \leq (n+k), \end{cases}$$

$$(7)$$

где $\rho = v\tau/\alpha$ - загрузка системы.

При n = 1; $\Gamma(i+1) = i!$ из (7) получим

$$q_{1+k} = \rho^{1+k} \frac{\Gamma(\nu+k)}{\Gamma(\nu)} \left[\sum_{i=0}^{k+1} \rho^{i} \frac{\Gamma(\nu+i)}{\Gamma(\nu)} \right]^{-1}$$
(8)

и при v = 1 и $\Gamma(i+1) = i!$ из (7) получим:

$$q_{i} = \begin{cases} i! \rho^{i} q_{0}, & 0 \leq i \leq n, \\ \frac{i! \rho^{i} q_{0}}{n! n^{i-n}}, & n \leq i \leq (n+k). \end{cases}$$
(9)

Окончательно из (9) при n=1 вероятность того, что в буфере ДС, как рандомизированной СМО, находится i заявок от приемников:

$$q_{i} = \frac{i! \rho^{i}}{\sum_{s=0}^{k+1} s! \rho^{s}}.$$
 (10)

Обозначим вероятности отказа в обслуживании заявок из-за переполненного буфера ДС - рандомизированной СМО $p_{omk}=q_{1+k}$ по формуле (10) и ДС – классической СМО

$$p_{om\kappa} = q_{1+k}^* = rac{
ho^{1+k}}{\sum_{i=1}^{k+1}
ho^i}.$$

Таблица 2 - Значения вероятностей отказов в приеме заявок СМО (соответственно рандомизированной и порождающей) при $\rho = 0,25$.

		1	1 '	· · / I	1 /				
Модели	k								
	0	1	2	3	4	5	6		
$p_{\scriptscriptstyle om\kappa} = q_{\scriptscriptstyle 1+k}$	0,200	0,091	0,064	0,06	0,069	0,094	0,142		
$p_{om\kappa}^* = q_{1+k}^*$	0,2	0,048	0,012	0,002	0,001	0,00	0,00		

Из табл. 2 очевидно, что наличие статистической зависимости может резко снизить пропускную способность системы, а увеличение емкости буфера очереди не всегда приводит к снижению вероятности отказа, хотя загрузка системы $\rho < 0,5$.

Рассмотрим однопроцессорную СМО с неограниченной очередью, на вход которой поступает пуассоновский поток с фиксированным параметром λ . Время обслуживания распределено по показательному закону, но его параметр τ (среднее время обслуживания) является случайной величиной, принимающей значения τ_j с вероятностью p_j .

Таким образом, функция распределения времени обслуживания может быть представлена гиперэкспонентой со случайными параметрами τ ,

$$p\{t_{a\delta c} > t\} = H(t) = \sum_{j=1}^{k} p_j e^{-\mu_j t}, \ \mu_j^{-1} = \tau_j.$$
 (11)

В результате имеем порождающую СМО в виде классической СМО с индексом Кендала M|M|1, но с неограниченной очередью, для которой распределение вероятностей состояния определяется известной формулой:

$$q_i^* = \rho^i (1-\rho); \ \rho = \lambda \tau.$$

Затем, с помощью (5) получаем распределение вероятностей состояний для рандомизированной СМО:

$$q_{j} = q_{0} \sum_{j=1}^{k} p_{j} \rho_{j}^{i}; \ q_{0} = \left[\sum_{j=1}^{k} \frac{p_{j}}{1 - \rho_{j}} \right]^{-1}; \ \rho_{j} = \lambda \tau_{j}; \ j = \overline{1, k}.$$
 (12)

Отсюда определяем среднее количество заявок в системе:

$$\overline{q} = \sum_{i=0}^{\infty} i q_i = q_0 \sum_{j=1}^{k} p_j \frac{\rho_j}{\left(1 - \rho_j\right)^2}; \ \rho_j < 1; \ j = \overline{1, k}.$$
 (13)

При частном случае k = 2

$$\overline{q} = \left[\frac{p_1}{1 - \rho_1} + \frac{p_2}{1 - \rho_2}\right]^{-1} \left[\frac{\rho_1 p_1}{\left(1 - \rho_1\right)^2} + \frac{\rho_2 p_2}{\left(1 - \rho_2\right)^2}\right]; \ p_1 + p_2 = 1.$$
 (14)

Уравнение (14) определяет среднее количество заявок в ДС, когда времена обслуживания последовательности заявок не являются независимыми (как это обычно принимается) и связаны статистической зависимостью.

Сравним результаты, полученные по (14), с аналогичными результатами, определяющими среднее количество заявок в классической СМО с неограниченной очередью M|G|1, где времена обслуживания описываются гиперэкспоненциальным распределением (11), но, заметим, статистически независимы. Используя известную в теории СМО (3) формулу Поллячека-Хинчина и гиперэкспоненту (11), для данной модели ДС получим:

$$\overline{q} = \frac{\rho + p_1 p_2 (\rho_1 - \rho_2)^2}{1 - \rho}; \ \rho = \rho_1 p_1 + \rho_2 p_2; \ \rho_i = \lambda \tau_i; \ i = 1, 2.$$
 (15)

Задаваясь значением интегральной загрузки системы ρ , определим численные значения среднего количества заявок в рандомизированной СМО q_R по формуле (14), и q_H - в классической СМО с гиперэкспоненциальным распределением времени обслуживания, определенного по (15), а также — порождающей системе СМО M|M|1, рассчитанные по формуле:

$$q_M = \frac{\rho}{1-\rho}$$
.

При расчетах приняты значения: $p_1 = 0.25$; $\rho = 0.4$.

Модели	ρ									
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,75	0,8	0,85
$\overline{q}_{\scriptscriptstyle R}$	0,235	0,322	0,457	0,667	1,044	1,790	3,670	6,120	13,67	8
$q_{_H}$	0,144	0,267	0,433	0,667	1,050	1,530	2,430	3,160	4,27	6,110
$\overline{q}_{\scriptscriptstyle M}$	0,111	0,250	0,428	0,667	1,000	1,500	2,330	3,000	4,000	5,670

Таблица 3 - Значения средних количеств заявок для соответственно трех моделей СМО ДС.

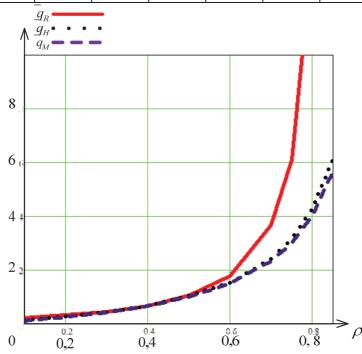


Рисунок 1 - Зависимости средних значений числа заявок в очереди на обслуживание в моделях СМО соответственно рандомизированной, классической с гиперэкспонентой и порождающей

Из табл. 3 и рис. 1 следует, что наличие статистической зависимости между временами обслуживания заметно ухудшает качество обслуживания по сравнению с такой же системой, где эта зависимость отсутствует.

Выводы.

- 1. Модели телетрафика для ДС, имеющей пульсирующий входной поток заявок и оценивающийся признаками самоподобности, могут быть описаны рандомизированным пуассоновским потоком.
- 1. Рандомизированная модель, отображающая функционирование ДС, представляет собой порождающую СМО со случайными значениями ее параметров (коэффициента загрузки, интенсивностью потока).
- 2. Законы распределения случайных параметров порождающий модели СМО могут быть определены, в частности, с помощью обратного преобразования Лапласа-Стильтьеса функций распределения случайных величин, описывающих регенерирующую систему, хотя приходится преодолевать вычислительные затруднения по нахождению оригиналов.
- 3. Статистические свойства потоков заявок определяются полностью распределением интервалов времени между ними.
- 4. Преобразование битового потока в поток пакетов заявок сопровождается появлением распределений с «тяжелыми хвостами».

5. Распределение с «тяжелыми хвостами» возникают независимо от того, какой закон распределения вероятностей имеет входной преобразуемый битовый поток.

Литература

- 1. Самойленко А. П. Анализ прикладной значимости математических моделей трафика телекоммуникационных систем навигационного назначения / А.П. Самойленко, Д.Е. Рудь // сборник материалов международной научно-технической конференции «Перспективы развития навигационных систем ГЛОНАСС, GPS, Galileo». Донецк, 2010 (в печати).
- 2. Хинчин А. Я. Математические методы в теории массового обслуживания / А.Я. Хинчин. М.: Физматгис, 1963.
- 3. Фомин Л. А. Причины самоподобности в сетевом трафике / Л. А. Фомин, Г.И. Липец, Д. В. Шлаев, С. В. Калашников // Электросвязь. 2008. №2. С. 20-23.
- 4. Александров А. М. Рандомизированные модели цифрового телетрафика / А.М. Александров // Электросвязь. 2010. №6. С. 41-43.
- 5. Аксенов Б. Е. Применение обобщенного пуассоновского потока к исследованию методов повышения достоверности / Б. Е. Аксенов, А. М. Александров, А. Н. Баканов // Проблемы передачи информации. − 1973. №3. − С. 80-86.
- 6. Самойленко А. П., Гузик В. Ф., Мунтян Е. Р. Комплексирование интегральной модели оценки надежности ИВК // Материалы 11-го международного научно практического семинара «Практика и перспективы развития партнерства в сфере высшей школы», в 3 кн, Таганрог: изд-во ТТИ ЮФУ, кн. 2, 2010, №10, с. 82-86.
- 7. Самойленко А. П. Классификационный мониторинг методов оптимизации транспортировки информации / А. П. Самойленко, Д. Е. Рудь // Материалы международной научно-технической и научно-методической интернет-конференции в режиме off-line http://www.rts.tsure.ru.
- 8. Нейман В. И. Самоподобные процессы и их применение в теории телетрафика / В.И. Нейман // Электросвязь. 1999. №1. С. 11-14.
- 9. Сычев К. И. Математические модели процессов функционирования сетей передачи данных при применении современных телекоммуникационных технологий / К.И. Сычев, М. А. Сонькин // Телекоммуникации. − 2005. № 11. С. 2-5.

Надійшла до редакції: 01.03.2011

Рекомендовано до друку: д-р техн. наук, проф. Зори А.А.

Abstract

Ovodenko A.V., Samoylenko A.P., Rud D.E. Analysis to models of the traffic telecommunication systems of the navigational purpose. The problem of the designing the telecommunication system is considered with pulsing nature of the teletraffic. The new approaches of the decision of the problem are offered. The presented results of the analysis to models of the traffic of the telecommunication system navigational.

Keywords: differential station, telecommunication system, teletraffic, navigational adjustment, reception capacity, quality of service.

Анотація

Оводенко О.В., Самойленко А.П., Рудь Д.Е. Аналіз моделі трафіку телекомунікаційної системи навігаційного призначення. Розглянуті задачи проєктування телекомунікаційної системи з пульсуючим характером телетрафіку. Запропоновані нові підходи рішення. Доведені результати аналізу моделі трафіку телекомунікаційної системи навігаційного призначення. Ключові слова: телекомунікаційна система, телетрафік, диференційна станція, навігаційна поправка, пропускна здатність, якість обслуговування.

© Оводенко А.В., Самойленко А.П., Рудь Д.Е., 2011