

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

MATHEMATICAL MODELING

Научная статья

УДК 681.324

doi: 10.17223/19988605/61/2

Быстродействие транспортного протокола с селективным режимом отказа в условиях соперничества за полосу пропускания тракта передачи данных**Павел Андреевич Михеев¹, Василий Васильевич Поддубный², Павел Викторович Приступа³, Сергей Петрович Сущенко⁴, Пешанг Хасан Карим⁵**^{1, 2, 3, 4, 5} *Томский государственный университет, Томск, Россия*⁴ *Томский филиал Федерального исследовательского центра информационных и вычислительных технологий, Томск, Россия*¹ *doka.patrick@gmail.com*² *vvpoddubny@gmail.com*³ *pristupa@gmail.com*⁴ *ssp.inf.tsu@gmail.com*⁵ *peshangkarimov@gmail.com*

Аннотация. Предложена индикаторная модель транспортного соединения для режима селективного отказа в условиях конкуренции между различными абонентскими соединениями за полосу пропускания передающего тракта. Функционирование транспортного соединения описывается двумерной цепью Маркова с дискретным временем и конечным числом состояний. Индикатором соперничества являются очереди конкурентных потоков данных в транзитных узлах транспортного соединения с заданными параметрами. Проведен анализ доступной полосы пропускания в различных условиях соперничества.

Ключевые слова: транспортный протокол; селективный режим отказа; соперничество за ресурсы; полоса пропускания; протокольные параметры; круговая задержка; математическая модель; цепь Маркова

Для цитирования: Михеев П.А., Поддубный В.В., Приступа П.В., Сущенко С.П., Карим П.Х. Быстродействие транспортного протокола с селективным режимом отказа в условиях соперничества за полосу пропускания тракта передачи данных // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2022. № 61. С. 12–25. doi: 10.17223/19988605/61/2

Original article

doi: 10.17223/19988605/61/2

Performance of a selective failure mode transport protocol under conditions of contention for the bandwidth of the data transmission path**Pavel A. Mikheev¹, Vasiliy V. Poddubny², Pavel V. Pristupa³,
Sergey P. Sushchenko⁴, Peshang Kh. Karim⁵**^{1, 2, 3, 4, 5} *Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation*⁴ *Tomsk Branch of the Federal Research Center for Information and Computational Technologies, Tomsk, Russian Federation*¹ *doka.patrick@gmail.com*² *vvpoddubny@gmail.com*³ *pristupa@gmail.com*

⁴ ssp.inf.tsu@gmail.com

⁵ peshangkarimov@gmail.com

Abstract. An indicator model of a transport connection is proposed for the selective failure mode under conditions of competition between different subscriber connections for the bandwidth of the transmitting path. The operation of a transport connection is described by a two-dimensional Markov chain with discrete time and a finite number of states. The contention indicator is the queues of competitive data flows in the transit nodes of the transport connection with the given parameters. The analysis of the available bandwidth in various conditions of rivalry is carried out.

Keywords: transport protocol; selective reject mode; competition for resources; bandwidth; protocol parameters; round-trip delay; mathematical model; Markov chain

For citation: Mikheev, P.A., Poddubny, V.V., Pristupa, P.V., Sushchenko, S.P., Karim, P.Kh. (2022) Performance of a selective failure mode transport protocol under conditions of contention for the bandwidth of the data transmission path. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naja tehnika i informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*. 61. pp. 12–25. doi: 10.17223/19988605/61/2

Важнейшей операционной характеристикой абонентского соединения, управляемого транспортным протоколом компьютерной сети, является его пропускная способность. Данный показатель в значительной мере определяется интенсивностью внешних по отношению к данному соединению потоков, имеющих с ним хотя бы часть общего маршрута. Традиционной моделью многозвенного транспортного соединения являются сети систем массового обслуживания (СМО). Однако аналитическое исследование сетей СМО возможно лишь при существенных ограничениях на входной поток, дисциплины обслуживания требований и конкурентный трафик от других абонентов, имеющих хотя бы часть общего маршрута с исследуемым соединением, и буферную емкость транзитных узлов. Кроме того, модель транспортного соединения в виде сети СМО не позволяет учесть особенности управляющих протокольных процедур. Основным индикатором «внешней» нагрузки на тракт, в котором проложено исследуемое транспортное соединение, являются размеры очередей перед протокольными блоками данных рассматриваемого соединения в транзитных узлах. Мониторинг такого индикатора позволяет оценить распределение длин очередей в транзитных узлах от внешних по отношению к анализируемому соединению сетевых потоков и использовать при расчете операционных характеристик соединения и выборе протокольных параметров на время сеанса связи между заданной парой абонентов.

Известные модели асинхронных управляющих процедур отдельного звена передачи данных и транспортного протокола [1–8] ориентированы на анализ операционных характеристик при монопольном использовании каналов связи и не позволяют учитывать нагрузку на разделяемые сетевые ресурсы, обеспечиваемую соседством с другими виртуальными соединениями, агрегируемыми на различных участках пути в отдельных звеньях маршрута заданного абонентского соединения, и проявляющуюся в виде «внешних» очередей в транзитных узлах. Не исследовано влияние предельно малых длительностей тайм-аута при переменной круговой задержке, обусловленной переменной нагрузкой на транспортном соединении. Анализ процессов управления параметрами транспортного протокола в нагруженном транспортном соединении [9–11] выполнен при существенных ограничениях на значения протокольных параметров и характеристик тракта передачи данных.

В данной работе предложена математическая модель транспортного соединения, управляемого транспортным протоколом в режиме селективного отказа, учитывающая кроме фактора искажений в прямом и обратном трактах передачи данных и механизмов повторных передач, обусловленных искажениями и истечением тайм-аута неприема ответа от получателя потока информации, еще и очереди ненулевой длины от «внешних» межабонентских соединений для длительностей сквозного тайм-аута с интервальными ограничениями и ограничениями снизу.

1. Индикаторная модель тракта передачи данных

Рассмотрим обмен между абонентами, соединенными многозвенным трактом передачи данных. Предположим, что выполняются следующие допущения. Узлы тракта соединены дуплексными кана-

лами связи, имеющими одинаковое быстродействие в обоих направлениях. Длина тракта, выраженная в количестве участков переприема, равна D_n . Обратный канал, по которому доставляются подтверждения отправителю о корректности приема последовательности сегментов данных, имеет длину D_o . Заданы вероятности искажения сегмента в канале связи для прямого $R_n(d), d = \overline{1, D_n}$ и обратного $R_o(d), d = \overline{1, D_o}$ направлений передачи каждого участка переприема. Тогда достоверности передачи сегментов данных вдоль тракта от источника до адресата и обратно составят

$$F_n = \prod_{d=1}^{D_n} (1 - R_n(d)); \quad F_o = \prod_{d=1}^{D_o} (1 - R_o(d)).$$

Время обработки сегментов в узлах тракта одинаково. Взаимодействующие абоненты имеют неограниченный поток сегментов для передачи, а обмен выполняется сегментами одинаковой длины. Подтверждения получателя о корректности приема принимаемых данных переносятся в сегментах встречного потока. Полагаем, что повторная передача сегментов организована в соответствии с селективной процедурой отказа [1]. Считаем, кроме того, что потеря сегментов из-за отсутствия буферной памяти в узлах тракта не происходит.

Задана функция вероятностей $b_n, n = \overline{0, N}$ того, что каждый сегмент из потока анализируемого соединения в транзитных узлах встретит очередь размера $n \leq N$, где N – максимальный размер очереди, определяемый емкостью буферных пулов транзитных узлов. Будем называть тактом время t , необходимое для вывода сегмента в линию. Такт определяется суммой времени вывода сегмента в линию, времени распространения сигнала в канале связи и времени обработки сегмента принимающим узлом. Тайм-аут S , выраженный в длительностях t , запускается перед началом передачи первого сегмента последовательности и фиксируется для всех сегментов в пределах ширины окна. Будем считать, что размер окна управляющего протокола определяется величиной W , а $S > W$ задает длительность тайм-аута ожидания подтверждения корректности доставки данных. Очевидно, что сумму длин прямого и обратного трактов передачи данных $D = D_n + D_o$ можно интерпретировать как длительность круговой задержки в ненагруженном монопольно используемом тракте, выраженную в тактах t . После передачи очередного сегмента протокол копирует его в очередь переданных, но не подтвержденных данных и запускает тайм-аут. Как только размер очереди становится равным ширине окна W , управляющий протокол приостанавливает передачу в ожидании получения квитанции или истечения тайм-аута ожидания подтверждения S . При получении подтверждения из очереди удаляются сегменты, дошедшие до адресата без искажений. По истечении тайм-аута S соответствующий сегмент передается повторно, и тайм-аут запускается вновь. Тогда время получения отправителем сквозной квитанции распределено по геометрическому закону с параметром F_o и длительностью такта дискретизации t .

Функционирование виртуального соединения, управляемого транспортным протоколом, в нагруженном многозвенном тракте передачи данных с очередями сегментов перед отправляемыми данными или подтверждениями может быть описано марковизированным процессом динамики очереди переданных, но не подтвержденных сегментов, в котором размер очереди перед прямым или обратным потоком данных исследуемого соединения является дополнительной переменной Марковского процесса. В состоянии цепи Маркова (i, n) источник отправил последовательность размера $i-n$ сегментов, которая в процессе переноса в одном из звеньев встретила очередь длиной n сегментов. Значениям координаты $i = \overline{0, W+n}, n = \overline{0, N}$ состояний цепи Маркова соответствуют количество переданных, но не подтвержденных получателем сегментов и время от начала передачи последовательности, а значениям $i = \overline{W+n+1, S-1}, n = \overline{0, N}$ – время, в течение которого отправитель не активен и ожидает получения квитанции о корректности приема переданной последовательности из W сегментов. Обозначим через $P(i, n), i = \overline{0, S-1}, n = \overline{0, N}$, – вероятности состояний цепи Маркова. Тогда последовательность переданных, но не подтвержденных сегментов данных рассматриваемого виртуального соединения при очереди нулевой длины растет до состояния цепи Маркова с координатами $(D-1, 0)$ с вероятностью

стью b_0 . Дальнейший рост размера этой последовательности происходит с вероятностью $b_0(1 - F_o)$. В состояниях (i, n) , $i = \overline{D-1+n, S-1}$, $n = \overline{0, N}$, возможно получение отправителем квитанции, и в зависимости от результатов доставки отправитель передает новые сегменты (при положительной квитанции) либо повторно – искаженные. Поскольку отправленная последовательность сегментов исследуемого виртуального соединения может встретить очередь ненулевой длины в любой момент процесса передачи (на пути последовательности до адресата или при переносе подтверждения отправителю информационного потока), то переход из состояния $(i, 0)$, $i = \overline{0, S-2}$, в состояние (i, n) , $i = \overline{0, S-2}$, $n = \overline{1, N}$, происходит с вероятностью b_n .

2. Вероятности состояний цепи Маркова

Обозначим через π_{in}^{jm} переходные вероятности цепи Маркова, где (i, n) – координаты исходного, а (j, m) – измененного состояния цепи. Тогда динамику процесса передачи информационного потока в режиме селективного отказа в нагруженном тракте передачи данных можно задать следующими значениями переходных вероятностей:

$$\pi_{in}^{jm} = \begin{cases} b_0, i = \overline{0, D-2}, n = 0; j = i+1, m = 0; \\ b_0(1 - F_o), i = \overline{D-1, S-2}, n = 0; j = i+1, m = 0; \\ b_m, i = \overline{0, S-2}, n = 0; j = i, m = \overline{1, N}; \\ b_0 F_o, i = \overline{D-1, W-1}, n = 0; j = D-1, m = 0; \\ b_0 F_o, i = \overline{W, W+D-2}, n = 0; j = W+D-2-i, m = 0; \\ b_0 F_o, i = \overline{W+D-1, S-2}, n = 0; j = 0, m = 0; \\ 1, i = S-1, n = \overline{0, N}; j = 0, m = 0; \\ 1, i = \overline{0, D-2+n}, n = \overline{1, N}; j = i+1, m = n; \\ 1 - F_o, i = \overline{D-1+n, S-2}, n = \overline{1, N}; j = i+1, m = n. \\ F_o, i = \overline{D-1+n, W-1+n}, n = \overline{1, N}; j = D-1, m = 0; \\ F_o, i = \overline{W+n, W+n+D-2}, n = \overline{1, N}; j = W+n+D-2-i, m = 0; \\ F_o, i = \overline{W+n+D-1, S-2}, n = \overline{1, N}; j = 0, m = 0. \end{cases} \quad (1)$$

Разнообразие вида решения системы уравнений равновесия для вероятностей состояний цепи Маркова определяется соотношениями между протокольными параметрами W , S , общей длиной тракта (круговой задержкой) D и максимальным размером длин очередей N . Поскольку длительность тайм-аута должна превышать ширину окна, быть не короче круговой задержки ($S \geq D$), а также превышать время ожидания в очередях из протокольных блоков данных сопутствующего трафика до начала передачи в транзитных узлах, то выделяется широкое разнообразие вариантов решения для различных областей изменения значений протокольных параметров и длин очередей. Анализ процесса передачи в аналитическом виде для произвольных значений протокольных параметров в условиях соперничества за сетевые ресурсы возможен только в предположении, что «внешние» очереди имеют ненулевую длину ($b_0 = 0$).

3. Анализ процесса передачи с ограничениями снизу на длительность тайм-аута

Рассмотрим процесс передачи для протокольных параметров, связанных с общей длиной тракта и максимальным размером очереди неравенствами вида $W \geq D$, $S \geq D+W+N-1$. Система уравнений равновесия при этом записывается следующим образом:

$$P(0,0) = F_o \sum_{n=1}^N \sum_{i=D+W+n-2}^{S-2} P(i,n) + \sum_{n=0}^N P(S-1,n); \quad (2)$$

$$P(i,0) = F_o \sum_{n=1}^N P(D+W+n-2-i,n), i = \overline{1, D-2}; \quad (3)$$

$$P(D-1,0) = \sum_{n=1}^N \sum_{i=D+n-1}^{W+n-1} F_o P(i,n); \quad (4)$$

$$P(0,n) = b_n P(0,0), n = \overline{1, \bar{N}}; \quad (5)$$

$$P(i,n) = P(i-1,0) + b_n P(i,0), i = \overline{1, D-1}, n = \overline{1, \bar{N}}; \quad (6)$$

$$P(i,n) = P(i-1,n), i = \overline{D, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}}; \quad (7)$$

$$P(i,n) = (1-F_o)P(i-1,n), i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, \bar{N}}. \quad (8)$$

Найдем решение данной системы уравнений. Согласно уравнению (7) получаем: $P(i,n) = P(D-1,n)$, $i = \overline{D, D+n-1}$, $n = \overline{1, \bar{N}}$, а из (8) имеем: $P(i,n) = (1-F_o)^{i-D-n+1} P(D-1,n)$, $i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, \bar{N}}$. С учетом данных соотношений из (3), (4) для $i = \overline{1, D-1}$ находим $P(i,0) = F_o (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^N P(D-1,m)$, $i = \overline{1, D-2}$, $P(D-1,0) = \left(1 - (1-F_o)^{W-D+1}\right) \sum_{m=1}^N P(D-1,m)$. Подставляя найденные соотношения в (6), с учетом (5) получаем

$$P(i,n) = b_n \left[P(0,0) + (1-F_o)^{W-i-1} \left(1 - (1-F_o)^i\right) \sum_{m=1}^N P(D-1,m) \right], i = \overline{1, D-2}, n = \overline{1, \bar{N}},$$

$$P(D-1,n) = b_n \left[P(0,0) + \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=1}^N P(D-1,m) \right], n = \overline{1, \bar{N}}.$$

Отсюда последовательно для $n = \overline{1, \bar{N}}$ выражаем $P(D-1,n)$ через вероятности состояний $P(D-1,m)$, $m = \overline{n+1, N}$:

$$P(D-1,n) = \frac{b_n}{1 - \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=1}^n b_m} \left[P(0,0) + \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=n+1}^N P(D-1,m) \right], n = \overline{1, \bar{N}}. \quad (9)$$

При $n = N$ отсюда приходим к $P(D-1,N) = \frac{b_N P(0,0)}{(1-F_o)^{W-1}}$. Подставляя данное соотношение в (9), для значений n от $N-1$ до 1 рекурсивно находим функциональные выражения для вероятностей состояний $P(D-1,n)$ через $P(0,0)$: $P(D-1,n) = \frac{b_n P(0,0)}{(1-F_o)^{W-1}}$, $n = \overline{1, \bar{N}}$. Отсюда из найденных ранее соотношений окончательно получаем распределение вероятностей состояний цепи Маркова

$$P(i,0) = \frac{F_o P(0,0)}{(1-F_o)^i}, i = \overline{1, D-2}; P(D-1,0) = \frac{\left(1 - (1-F_o)^{W-D+1}\right) P(0,0)}{(1-F_o)^{W-1}};$$

$$P(i,n) = \frac{b_n P(0,0)}{(1-F_o)^i}, i = \overline{0, D-2}, n = \overline{1, \bar{N}}; P(i,n) = \frac{b_n P(0,0)}{(1-F_o)^{W-1}}, i = \overline{D-1, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}};$$

$$P(i,n) = \frac{b_n (1-F_o)^{i-D-n+1} P(0,0)}{(1-F_o)^{W-1}}, i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, \bar{N}},$$

а из условия нормировки находим вероятность начального состояния

$$P(0,0) = \frac{F_o (1-F_o)^{W-1}}{1 + F_o (1 + \bar{N}) - (1-F_o)^W + (1-F_o)^{W-D+1} \left[1 - \sum_{m=1}^N b_m (1-F_o)^{S-W-m} \right]}, \text{ где } \bar{N} = \sum_{n=1}^N n b_n.$$

Рассмотрим найденное решение в ряде частных случаев. Для детерминированного обратного тракта ($F_o = 1$) пространство значимых состояний (i, n) образует плоскость равнобедренного по координатам i и n треугольника $i = \overline{D-1, D-1+n}, n = \overline{0, \bar{N}}$: $P(D-1, 0) = \frac{1}{2 + \bar{N}}$, $P(i, n) = \frac{b_n}{2 + \bar{N}}$, $i = \overline{D-1, D-1+n}$, $n = \overline{1, \bar{N}}$.

При неограниченной ширине окна ($W = \infty$) состояния (i, n) , $i = \overline{0, D-2}$, $n = \overline{0, \bar{N}}$, являются невозвратными ($P(i, n) = 0$), и вероятности состояния цепи Маркова принимают вид:

$$P(D-1, 0) = \frac{F_o}{1 + F_o(1 + \bar{N})}; P(i, n) = \frac{b_n F_o}{1 + F_o(1 + \bar{N})}, i = \overline{D-1, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}};$$

$$P(i, n) = \frac{b_n F_o (1 - F_o)^{i-D-n+1}}{1 + F_o(1 + \bar{N})}, i \geq D+n, n = \overline{1, \bar{N}}.$$

Рассмотрим процесс передачи данных в условиях недогруженного соединения, когда ширина окна не превышает длительности круговой задержки ($1 \leq W < D$), а размер тайм-аута ограничен снизу ($S \geq D+W+N-1$). Согласно (1) система уравнений равновесия, приведенная выше, изменится следующим образом. Уравнения (2), (5), (8) останутся без изменений, (3) – справедливо при $i = \overline{1, W-1}$, уравнение (4) примет вид: $P(D-1, 0) = 0$, уравнение (6) – справедливо для $i = \overline{1, W-1}$, $n = \overline{1, \bar{N}}$, уравнение (7) – при $i = \overline{W, D+n-1}$, $n = \overline{1, \bar{N}}$. Решение системы уравнений равновесия имеет вид:

$$P(i, 0) = \frac{F_o P(0, 0)}{(1 - F_o)^i}, i = \overline{1, W-1}; P(i, n) = \frac{b_n P(0, 0)}{(1 - F_o)^i}, i = \overline{0, W-1}, n = \overline{1, \bar{N}};$$

$$P(i, n) = \frac{b_n P(0, 0)}{(1 - F_o)^{W-1}}, i = \overline{W-1, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}}; P(i, n) = \frac{b_n (1 - F_o)^{i-D-n+1} P(0, 0)}{(1 - F_o)^{W-1}}, i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, \bar{N}},$$

а из условия нормировки получаем вероятность начального состояния

$$P(0, 0) = \frac{F_o (1 - F_o)^{W-1}}{2 + F_o(D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^W - \sum_{m=1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D+1-m}}. \quad (10)$$

При $F_o = 1$ значимыми будут только состояния $P(W-1, 0) = \frac{1}{D-W+\bar{N}+2}$, $P(i, n) = \frac{b_n}{D-W+\bar{N}+2}$, $i = \overline{W-1, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}}$. Неограниченная длительность тайм-аута ($S \rightarrow \infty$) приводит к вероятности начального состояния следующего вида: $P(0, 0) = \frac{F_o (1 - F_o)^{W-1}}{2 + F_o(D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^W}$. Для старт-стопного протокола ($W = 1$) распределение принимает вид:

$$P(i, n) = b_n P(0, 0), i = \overline{0, D+n-1}, n = \overline{1, \bar{N}}, P(i, n) = b_n (1 - F_o)^{i-D-n+1} P(0, 0), i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, \bar{N}},$$

$$P(0, 0) = \frac{F_o}{1 + F_o(D + \bar{N}) - \sum_{m=1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D+1-m}}.$$

4. Анализ процесса передачи при интервальных ограничениях на длительность тайм-аута

Рассмотрим функционирование транспортного соединения при интервальных ограничениях на протокольные параметры и максимальный размер очереди вида: $W \geq D$, $D+W-1 \leq S \leq D+W+N-1$, $1 \leq N \leq D-2$ либо $W \geq D$, $W+N+1 \leq S \leq D+W+N-1$, $D-2 \leq N$. При данных ограничениях уравнения (2)–(3) исходной системы уравнений равновесия (2)–(8) преобразуются к виду:

$$P(0,0) = F_o \sum_{n=1}^{S-D-W+1} \sum_{i=D+W+n-2}^{S-2} P(i,n) + \sum_{n=0}^N P(S-1,n), \quad (11)$$

$$P(i,0) = F_o \sum_{n=1}^{S-D-W+i} P(D+W+n-2-i,n), i = \overline{1, D+W+N-S-1}, \quad (12)$$

$$P(i,0) = F_o \sum_{n=1}^N P(D+W+n-2-i,n), i = \overline{D+W+N-S, D-2}. \quad (13)$$

Из уравнений (7), (8), (12), (13), (4) находим

$$P(i,n) = P(D-1,n), i = \overline{D, D+n-1}, n = \overline{1, N}, \quad P(i,n) = (1-F_o)^{i-D-n+1} P(D-1,n), \quad i = \overline{D+n, S-1}, n = \overline{1, N},$$

$$P(i,0) = F_o (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} P(D-1,m), i = \overline{1, D+W+N-S-1},$$

$$P(i,0) = F_o (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^N P(D-1,m), i = \overline{D+W+N-S, D-2},$$

$$P(D-1,0) = \left(1 - (1-F_o)^{W-D+1}\right) \sum_{m=1}^N P(D-1,m).$$

Подставляя данные зависимости в (6), с учетом (5) получаем

$$P(i,n) = b_n \left[P(0,0) + (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} P(D-1,m) - (1-F_o)^{W-1} \sum_{m=1}^{S-D-W} P(D-1,m) - \sum_{m=S-D-W+1}^{S-D-W+i} P(D-1,m) (1-F_o)^{S-D-m} \right], \quad i = \overline{1, D+W+N-S-1}, n = \overline{1, N}.$$

$$P(i,n) = b_n \left[P(0,0) + (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^N P(D-1,m) - (1-F_o)^{W-1} \sum_{m=1}^{S-D-W} P(D-1,m) - \sum_{m=S-D-W+1}^N P(D-1,m) (1-F_o)^{S-D-m} \right], \quad i = \overline{D+W+N-S, D-2}, n = \overline{1, N}.$$

$$P(D-1,n) = b_n \left[P(0,0) + \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=1}^{S-D-W} P(D-1,m) + \sum_{m=S-D-W+1}^N P(D-1,m) \left(1 - (1-F_o)^{S-D-m}\right) \right], \quad n = \overline{1, N}.$$

Далее последовательно для $n = \overline{1, S-D-W}$ выражаем $P(D-1,n)$ через вероятности состояний $P(D-1,m)$, $m = \overline{n+1, N}$ и переписываем данное уравнение в виде:

$$P(D-1,n) = b_n \frac{P(0,0) + \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=n+1}^{S-D-W} P(D-1,m) + \sum_{m=S-D-W+1}^N P(D-1,m) \left(1 - (1-F_o)^{S-D-m}\right)}{1 - \left(1 - (1-F_o)^{W-1}\right) \sum_{m=1}^n b_m}, \quad (14)$$

$$n = \overline{1, N}.$$

При $n = S-D-W$ отсюда приходим к

$$P(D-1, S-D-W) = \frac{b_{S-D-W}}{1 - (1-F_o)^{W-1} \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m} \left[P(0,0) + \sum_{m=S-D-W+1}^N P(D-1,m) \left(1 - (1-F_o)^{S-D-m}\right) \right].$$

Подставляя данное соотношение в (14), далее для значений n от $S-D-W-1$ до 1 находим функциональные выражения для вероятностей состояний $P(D-1,n)$ через $P(0,0)$ и $P(D-1,m)$, $m = \overline{S-D-W+1, N}$ и упрощаем уравнение (14) до

$$P(D-1, n) = \frac{b_n \left[P(0, 0) + \sum_{m=S-D-W+1}^N P(D-1, m) (1 - (1 - F_o)^{S-D-m}) \right]}{1 - \left(1 - (1 - F_o)^{W-1} \right) \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m}, \quad (15)$$

$n = \overline{1, N}$.

Отсюда последовательно для $n = \overline{S-D-W+1, N}$ получаем

$$P(D-1, n) = \frac{b_n \left[P(0, 0) + \sum_{m=n+1}^N P(D-1, m) (1 - (1 - F_o)^{S-D-m}) \right]}{1 - \left(1 - (1 - F_o)^{W-1} \right) \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m - \sum_{m=S-D-W+1}^n b_m (1 - (1 - F_o)^{S-D-m})}.$$

Из данного соотношения последовательно для n от N до $S-D-W+1$ с учетом (15) окончательно выражаем $P(D-1, n)$ через вероятность начального состояния $P(0, 0)$ и согласно ранее найденным зависимостям получаем вероятности состояний цепи Маркова:

$$P(i, 0) = \frac{P(0, 0)}{E} F_o (1 - F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m, \quad E = (1 - F_o)^{W-1} \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m + \sum_{m=S-D-W+1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D-m}, \quad (16)$$

$i = \overline{1, D+W+N-S-1}$.

$$P(i, 0) = \frac{P(0, 0)}{E} F_o (1 - F_o)^{W-i-1}, \quad i = \overline{D+W+N-S, D-2}, \quad (17)$$

$$P(D-1, 0) = \frac{P(0, 0)}{E} \left(1 - (1 - F_o)^{W-D+1} \right),$$

$$P(0, n) = P(0, 0) b_n, \quad n = \overline{1, N}, \quad (18)$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n \left[(1 - F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m + \sum_{m=S-D-W+i+1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D-m} \right], \quad (19)$$

$i = \overline{1, D+W+N-S-1}, \quad n = \overline{1, N}$,

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n (1 - F_o)^{W-i-1}, \quad i = \overline{D+W+N-S, D-2}, \quad n = \overline{1, N}, \quad (20)$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n, \quad i = \overline{D-1, D+n-1}, \quad n = \overline{1, N}, \quad (21)$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n (1 - F_o)^{i-D-n+1}, \quad i = \overline{D+n, S-1}, \quad n = \overline{1, N}. \quad (22)$$

Вероятность начального состояния, найденная из условия нормировки, имеет вид:

$$P(0, 0) = F_o E / \left[1 + F_o (1 + \bar{N}) + (1 - F_o)^{W-D+1} - \sum_{m=1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D+1-m} - (1 - F_o)^W \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m - (1 - F_o (D+W+N-S)) \sum_{m=S-D-W+1}^N b_m (1 - F_o)^{S-D-m} \right].$$

Нетрудно убедиться в том, что данное распределение сшивается с полученным ранее распределением для ограничений снизу на длительность тайм-аута при $S = D+W+N-1$.

Проанализируем процесс информационного переноса в транспортном соединении при размере скользящего окна, не превышающем длительность круговой задержки ($W \leq D$), и интервальных ограничениях на длительность тайм-аута и максимальный размер очереди вида $D+W-1 \leq S \leq D+W+N-1$, $1 \leq N \leq W-2$. При данных условиях уравнение (2) исходной системы уравнений равновесия (2)–(8)

преобразуются к $P(0, 0) = F_o \sum_{n=1}^{S-D-W+1} \sum_{i=D+W+n-2}^{S-2} P(i, n) + \sum_{n=0}^N P(S-1, n)$. Уравнение (3) переопределяется соотношениями (12) и (13). При этом уравнение (13) справедливо для множества индексов

$i = \overline{D+W+N-S, W-1}$. Уравнение (4) принимает вид $P(D-1, 0) = 0$, уравнение (6) выполняется для $i = \overline{1, W-1}$, $n = \overline{1, N}$, уравнение (7) – для $i = \overline{W, D+n-1}$, $n = \overline{1, N}$. Стационарные вероятности состояний цепи Маркова, описываемой данными уравнениями, с точностью до вероятности начального состояния принимают вид (16)–(22), но выражения (17) и (20) справедливы для индексов $i = \overline{D+W+N-S, W-1}$, а (21) – для $i = \overline{W-1, D+n-1}$. Согласно условию нормировки начальное состояние определяется соотношением

$$P(0, 0) = F_o E \left/ \left[2 + F_o(D-W+\bar{N}) - \sum_{m=1}^N b_m(1-F_o)^{S-D+1-m} - (1-F_o)^W \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m - \sum_{m=S-D-W+1}^N b_m(1-F_o)^{S-D-m+1} \right] \right.$$

При $S = D+W+N-1$ данное соотношение для $P(0, 0)$ совпадает с (10).

Найдем вероятности состояний цепи Маркова при ограничениях $W \geq D$, $D+W-1 \leq S \leq W+N+1$, $D-2 \leq N \leq W-2$ либо $W \geq D$, $D+N+1 \leq S \leq W+N+1$, $W-2 \leq N$. В данных условиях уравнение (2) исходной системы уравнений локального равновесия принимает вид (11), уравнение (3) – вид (12), но для множества состояний $i = \overline{1, D-2}$, а уравнение (4) – вид $P(D-1, 0) = \sum_{n=1}^{S-W-1} \sum_{i=D+n-1}^{W+n-1} F_o P(i, n) + \sum_{n=S-W}^N \sum_{i=D+n-1}^{S-2} F_o P(i, n)$. Принцип поиска решения полученной системы уравнений повторяет последовательность действий для рассмотренных ранее ограничений $W \geq D$, $D+W-1 \leq S \leq D+W+N-1$, $1 \leq N \leq D-2$. Тогда вероятности состояний цепи Маркова принимают вид:

$$P(i, 0) = \frac{P(0, 0)}{E} F_o (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m, \quad i = \overline{1, D-2};$$

$$P(D-1, 0) = \frac{P(0, 0)}{E} \left[1 - (1-F_o)^{W-D+1} \sum_{m=1}^{S-W-1} b_m - \sum_{m=S-W}^N b_m (1-F_o)^{S-D-m} \right];$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n \left[(1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m + \sum_{m=S-D-W+i+1}^N b_m (1-F_o)^{S-D-m} \right], \quad i = \overline{0, D-2}, \quad n = \overline{1, N};$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n, \quad i = \overline{D-1, D+n-1}, \quad n = \overline{1, N};$$

$$P(i, n) = \frac{P(0, 0)}{E} b_n (1-F_o)^{i-D-n+1}, \quad i = \overline{D+n, S-1}, \quad n = \overline{1, N};$$

$$\begin{aligned}
 P(0, 0) = F_o E \left/ \left[1 + F_o(1+\bar{N}) + (1-F_o)^{W-D+1} \sum_{m=1}^{S-W-2} b_m - (1-F_o)^W \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m - \sum_{m=1}^N b_m (1-F_o)^{S-D-m} - \right. \right. \\
 \left. \left. - \sum_{m=S-D-W+1}^{S-W-2} b_m (1-F_o)^{S-D-m} + F_o \left((D-1) \sum_{m=S-W}^N b_m (1-F_o)^{S-D-m} + \sum_{m=S-D-W+2}^{S-W-1} (D+W-S-m) b_m (1-F_o)^{S-D-m} + \right. \right. \right. \\
 \left. \left. \left. + \sum_{m=1}^N b_m (1-F_o)^{S-D-m} + b_m (1-F_o)^{W-1} \right) \right] \right|.
 \end{aligned}$$

Перейдем к поиску вероятностей состояний цепи Маркова при ограничениях $W \geq D$, $D+W-1 \leq S \leq D+N+1$, $W-2 \leq N$. При этом уравнение (2) исходной системы (2)–(8) примет вид (11), уравнение (3) – вид (12) для множества индексов $i = \overline{1, D-2}$, а уравнения (4), (7), (8) преобразуются соответственно к виду:

$$P(D-1, 0) = \sum_{n=1}^{S-W-1} \sum_{i=D+n-1}^{W+n-1} F_o P(i, n) + \sum_{n=S-W}^{S-D-1} \sum_{i=D+n-1}^{S-2} F_o P(i, n);$$

$$P(i, n) = P(i-1, n), \quad i = \overline{D, D+n-1}, \quad n = \overline{1, S-D-1}; \quad i = \overline{D, S-1}, \quad n = \overline{S-D, N};$$

$$P(i, n) = (1-F_o)P(i-1, n), \quad i = \overline{D+n, S-1}, \quad n = \overline{1, S-D-1}.$$

Выполняя последовательность ранее рассмотренных преобразований для вероятностей состояний цепи Маркова, получаем

$$\begin{aligned}
 P(i,0) &= \frac{P(0,0)}{e} F_o (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m, \quad i = \overline{1, D-2}; \\
 e &= 1 - \sum_{m=1}^{S-D-1} b_m + (1-F_o)^{W-1} \sum_{m=1}^{S-D-W} b_m + \sum_{m=S-D-W+1}^{S-D-1} b_m (1-F_o)^{S-D-m}; \\
 P(D-1,0) &= \frac{P(0,0)}{e} \left[\sum_{m=1}^{S-D-1} b_m - (1-F_o)^{W-D+1} \sum_{m=1}^{S-W-1} b_m - \sum_{m=S-W}^{S-D-1} b_m (1-F_o)^{S-D-m} \right]; \\
 P(i,n) &= \frac{P(0,0)}{e} b_n \left[1 - \sum_{m=1}^{S-D-1} b_m + (1-F_o)^{W-i-1} \sum_{m=1}^{S-D-W+i} b_m + \sum_{m=S-D-W+i+1}^{S-D-1} b_m (1-F_o)^{S-D-m} \right], \\
 &\quad i = \overline{0, D-2}, \quad n = \overline{1, N}; \\
 P(i,n) &= \frac{P(0,0)}{e} b_n, \quad i = \overline{D-1, D+n-1}, \quad n = \overline{1, S-D-1}; \quad i = \overline{D-1, S-1}, \quad n = \overline{S-D, N}; \\
 P(i,n) &= \frac{P(0,0)}{e} b_n (1-F_o)^{i-D-n+1}, \quad i = \overline{D+n, S-1}, \quad n = \overline{1, S-D-1}.
 \end{aligned}$$

Вероятность начального состояния не приводим из-за ее громоздкости.

5. Доступная полоса пропускания транспортного соединения

Пропускная способность транспортного соединения в условиях соперничества потоков различных корреспондирующих абонентов за полосу пропускания тракта передачи данных определяется как отношение среднего объема данных, передаваемых между двумя последовательными получениями квитанций, к среднему времени получения квитанции [4, 5, 8]. Вклад в быстродействие виртуального соединения дают те состояния цепи Маркова, для которых возможно получение квитанции. Нормированная на единицу пропускная способность виртуального соединения в нагруженном тракте определяется отношением среднего количества сегментов данных, передаваемых отправителем между поступлениями двух последовательных квитанций, к среднему времени между поступлениями квитанций, выраженному в количестве интервалов длительности t : $Z(W, S) = \bar{V} / \bar{T}$. Поскольку квитанции переносятся в каждом сегменте независимо и поступают к отправителю каждый такт t при условии, что они не искажены на пути длины D от получателя до отправителя информационного потока, то среднее время между приходами квитанций распределено по геометрическому закону с параметром F_o и составит: $\bar{T} = 1/F_o$. Средний объем передаваемых между поступлениями квитанций

данных с учетом того, что каждый сегмент исследуемого соединения с вероятностью $b_n, n = \overline{1, N}$ встречает очередь размера n и дает вклад в объем переданной информации, обратно пропорциональный величине $n+1$, задается обобщением соотношения, приведенного в работе [11]:

$$\bar{V} = \sum_{n=0}^N \frac{1}{n+1} \left[\sum_{l=2D-1+n}^{W+2D-2+n} l P(l, n) + \sum_{l=W+2D-1+n}^{S-1} \bar{W} P(l, n) \right].$$

Величины \bar{T} и \bar{W} определяются средним количеством сегментов, достигших адресата при селективной процедуре повтора искаженных сегментов: $\bar{T} = (l-D-n+2)F_n$, $\bar{W} = WF_n$. Тогда зависимость пропускной способности виртуального соединения от протокольных параметров (W, S) , характеристик передающего тракта (D, F_n, F_o) и нагрузочных параметров на соединительный путь порождаемых соперничающими абонентами $(b_n, n = \overline{1, N})$ примет

$$\text{вид } Z(W, S) = F_n F_o \times \sum_{n=0}^N \frac{1}{n+1} \left[\sum_{l=2D-1+n}^{W+2D-2+n} (l-2D+2-n) P(l, n) + W \sum_{l=W+2D-1+n}^{S-1} P(l, n) \right].$$

Отсюда для произвольной ширины окна при $S \geq D+W+N-1$ окончательно получаем

$$Z_c(W, S) = \begin{cases} F_n \frac{\sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} [1 - (1 - F_o)^W - W F_o (1 - F_o)^{S-D-n+1}]}{2 + F_o (D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^W - \sum_{n=1}^N b_n (1 - F_o)^{S-D-n+1}}, & W < D; \\ F_n \frac{F_o^2 (1 - (1 - F_o)^{W-D+1}) + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} [1 - (1 - F_o)^W - W F_o (1 - F_o)^{S-D-n+1}]}{1 + F_o (\bar{N} + 1) + (1 - F_o)^{W-D+1} - (1 - F_o)^W - \sum_{n=1}^N b_n (1 - F_o)^{S-D-n+1}}, & W \geq D. \end{cases}$$

Для интервальных ограничений на длительность тайм-аута $D + W - 1 \leq S \leq D + W + N - 1$ и размера очередей соперников $1 \leq N \leq D - 2$ быстродействие транспортного соединения в конкурентной среде передачи данных составит

$$Z_c(W, S) = F_n \left\{ F_o^2 (1 - (1 - F_o)^{W-D+1}) + \sum_{n=1}^N b_n - \sum_{n=1}^{S-D-W+1} \frac{b_n}{n+1} [(1 - F_o)^W + W F_o (1 - F_o)^{S-D-n+1}] - \sum_{n=S-D-W+2}^N \frac{b_n}{n+1} (1 - F_o)^{S-D-n+1} [1 + F_o (S - D - n + 1)] \right\} / \left\{ 1 + F_o (1 + \bar{N}) + (1 - F_o)^{W-D+1} - (1 - F_o)^W - \sum_{n=1}^N b_n (1 - F_o)^{S-D-n+1} \right\}.$$

В случае абсолютно надежного обратного канала ($F_o = 1$) доступная полоса пропускания транспортного соединения при $W \leq D$ в значительной мере определяется близостью ширины окна к длительности круговой задержки $Z_c(W, S) = \frac{F_n}{2 + D - W + \bar{N}} \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1}$, а для $W > D$ – инвариантна к D $Z_c(W, S) = \frac{F_n}{2 + \bar{N}} \left[1 + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \right]$. Неограниченная длительность тайм-аута ($S \rightarrow \infty$) при $W < D$ приводит к зависимости вида:

$$Z_c(W, \infty) = \frac{F_n (1 - (1 - F_o)^W) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1}}{2 + F_o (D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^W},$$

а для неограниченно возрастающей ширины окна получаем $Z_c(\infty, \infty) = \frac{F_n}{1 + F_o (\bar{N} + 1)} \left[F_o^2 + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \right]$.

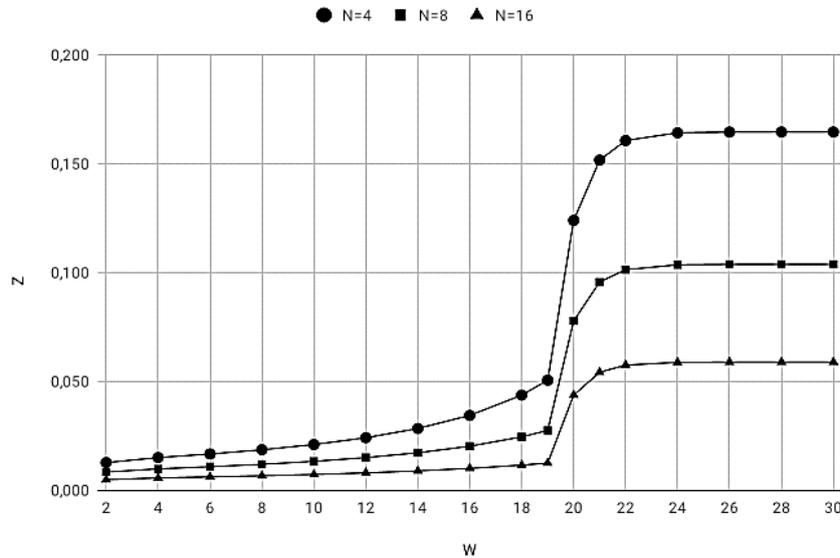


Рис. 1. Зависимость доступной полосы пропускания от ширины окна при равномерном распределении длины очереди для различных значений N , $D = 20$, $F_o = F_n = 0.7$ и неограниченном размере тайм-аута

Fig. 1. Dependence of the available bandwidth on the window width with a uniform distribution of the queue length for different values of N , $D = 20$, $F_o = F_n = 0.7$ and an unlimited timeout size

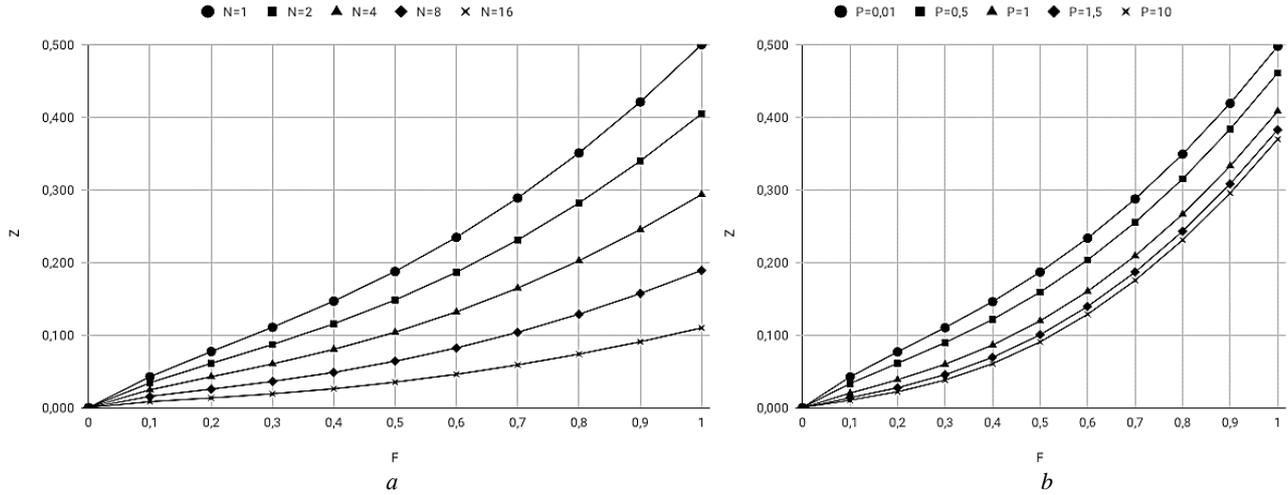


Рис. 2. Зависимость доступной полосы пропускания от достоверности передачи данных при неограниченной ширине окна, $D = 20, F_o = F_n = F$, равномерном распределении (а) и различных значениях параметра P усеченного геометрического распределения длины очереди для $N = 8$ (b)

Fig. 2. Dependence of the available bandwidth on the reliability of data transmission with an unlimited window width, $D = 20, F_o = F_n = F$, uniform distribution (a) and various values of the parameter P of the truncated geometric distribution of the queue length for $N = 8$ (b)

Численный анализ показывает, что доступная транспортному соединению полоса пропускания для $W \geq D$ практически инвариантна к длительности круговой задержки, ощутимо снижаясь от области насыщения при $W = D$ и $F_o < 1$. В случае $W < D$ доступная полоса пропускания недогружена и эффективная скорость передачи данных значительно снижается (рис. 1). С ростом конкуренции между абонентами за полосу пропускания тракта передачи данных средний размер очереди увеличивается и скорость информационного переноса быстро падает (рис. 2).

6. Выбор значений протокольных параметров

Поскольку показатель пропускной способности при неограниченном росте протокольных параметров размера окна (W) и длительности тайм-аута ожидания квитанции (S) имеет зависимость в виде кривой с насыщением, то будем искать их рациональные значения из условия заданного уровня потенциальной пропускной способности в два этапа. В силу того, что протокольные параметры связаны неравенством $S > W$, на первом этапе определяется рациональный размер окна W_o из условия $Z(W_o, \infty) = y_w Z(\infty, \infty)$, а на втором этапе – рациональная длительность тайм-аута S_o из условия $Z(W_o, S_o) = y_s Z(W_o, \infty) = y_w y_s Z(\infty, \infty)$. Здесь $y_w < 1$ и $y_s < 1$ – заданные уровни пропускной способности по координатам W и S соответственно. При $W \geq D$, $S \geq D + W + N - 1$ аналитические соотношения для рациональных значений параметров принимают вид:

$$W_o = \left| \frac{1}{\ln(1 - F_o)} \ln \frac{(1 - y_w)(1 + F_o(1 + \bar{N})) \left(F_o^2 + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \right) (1 - F_o)^{D-1}}{F_o^2 (1 + y_w (1 - F_o^{D-1}) + F_o(1 + \bar{N})) + (y_w + (1 - F_o)^{D-1} (1 - y_w + F_o(1 + \bar{N}))) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1}} \right|,$$

$$S_o = \left| \frac{1}{\ln(1 - F_o)} \ln(1 - F_o)^{D-1} \left\{ y \left[1 + F_o(1 + N) + (1 - F_o)^{W-D+1} - (1 - F_o)^{W_o} \right] \left(F_o^2 + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \right) - \right. \right.$$

$$\left. - (1 + F_o(1 + \bar{N})) (1 - (1 - F_o)^{W_o}) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} - F_o^2 (1 - (1 - F_o)^{W_o - D + 1}) \right\} / \left\{ W_o F_o (1 + F_o(1 + \bar{N})) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{(n+1)F_o^n} - \right.$$

$$\left. - y \left(F_o^2 + \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \right) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{F_o^n} \right\} \right|,$$

где $\lceil \dots \rceil$ означает округление до большего целого, $y = y_w y_s$. Для недогруженного транспортного соединения ($W < D$) из условия $Z(W, S_o) = y_s Z(W, \infty)$ определяется рациональная длительность тайм-аута

$$S_o = \left\lceil \frac{1}{\ln(1 - F_o)} \ln \frac{(1 - y_s)(1 - F_o)^{D-1} \left(2 + F_o(D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^w\right) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1}}{WF_o \left(2 + F_o(D - W + \bar{N}) - (1 - F_o)^w\right) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{(n+1)(1 - F_o)^n} - y_s \left(1 - (1 - F_o)^w\right) \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{n+1} \sum_{n=1}^N \frac{b_n}{(1 - F_o)^n}} \right\rceil.$$

Заключение

Проведен анализ процесса соперничества информационных потоков различных межабонентских соединений за полосу пропускания разделяемых участков пути. Предложена индикаторная модель транспортного соединения, конкурирующего за полосу пропускания отдельных участков маршрута, в виде двумерной цепи Маркова с дискретным временем, описывающей динамику очереди отправленных, но не подтвержденных протокольных блоков данных. Получено распределение состояний цепи Маркова при различных условиях функционирования транспортного соединения. Найдены аналитические зависимости быстродействия транспортного соединения для различных соотношений между параметрами транспортного протокола, характеристиками сетевых каналов и нагрузочными параметрами. Численные исследования доступной полосы пропускания транспортного соединения в селективном режиме повторной передачи показали, что скорость передачи между абонентами определяется достоверностью передачи данных, распределением длин очередей протокольных блоков в транзитных узлах и соотношением между длительностью круговой задержки и шириной окна. Из условия заданного уровня потенциальной пропускной способности найдены аналитические зависимости рациональных значений протокольных параметров. Направлением дальнейших исследований необходимо выделить задачу анализа эффективности применения процедур прямой коррекции ошибок на уровне транспортного протокола при конкурентном использовании сетевых каналов связи.

Список источников

1. Богуславский Л.Б. Управление потоками данных в сетях ЭВМ. М. : Энергоатомиздат, 1984. 168 с.
2. Gelenbe E., Labetoulle J., Pugolle G. Performance evaluation of the HDLC protocol // Comput. Networks. 1978. V. 2. P. 409–415.
3. Боровихин Е.А., Коротаев И.А. Анализ функционирования и оптимизация протокола HDLC // Автоматика и вычислительная техника. 1993. № 2. С. 47–51.
4. Сущенко С.П. Аналитические модели асинхронных процедур управления звеном передачи данных // Автоматика и вычислительная техника. 1988. № 2. С. 32–40.
5. Кокшенев В.В., Сущенко С.П. Анализ быстродействия асинхронной процедуры управления звеном передачи данных // Вычислительные технологии. 2008. Т. 13, № 5. С. 61–65.
6. Herrero R. Modeling and comparative analysis of Forward Error Correction in the context of multipath redundancy // Telecommunication Systems. Modelling, Analysis, Design and Management. 2017. V. 65 (4). P. 783–794.
7. Приступа П.В., Сущенко С.П., Михеев П.А., Моисеев А.Н. Анализ эффективности прямой коррекции ошибок на уровне транспортного протокола // Автоматика и телемеханика. 2022. № 7. С. 59–81.
8. Кокшенев В.В., Михеев П.А., Сущенко С.П. Сравнительный анализ быстродействия селективного и группового режимов повтора транспортного протокола // Автоматика и телемеханика. 2017. № 2. С. 65–81.
9. Ewald N.L., Kemp A.H. Analytical Model of TCP New Reno through CTMC // Computer Performance Engineering. Proc. 6th European Performance Engineering Workshop. EPEW 2009. London, UK, July 9–10. 2009. P. 183–196.
10. Padhye J., Firoiu V., Towsley D.F., Kurose J.F. Modeling TCP Reno Performance: A Simple Model and Its Empirical Validation // IEEE/ACM Transactions on Networking. 2000. V. 8 (2). P. 133–145.
11. Кокшенев В.В., Михеев П.А., Сущенко С.П. Анализ селективного режима транспортного протокола в нагруженном тракте передачи данных // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2013. № 3 (24). С. 78–94.

References

1. Boguslavsky, L.B. (1984) *Upravlenie potokami dannykh v setyakh EVM* [Control of Data Flows in Computer Networks]. Moscow: Energoatomizdat.

- Gelenbe, E., Labetoulle, J. & Pugolle, G. (1978) Performance evaluation of the HDLC protocol. *Computer Networks*. 2. pp. 409–415.
- Borovikhin, E.A. & Korotaev, I.A. (1993) Analiz funktsionirovaniya i optimizatsiya protokola HDLC [Analysis of the functioning and optimization of the HDLC protocol]. *Avtomatika i vychislitel'naya tekhnika – Automation and Computer Science*. 2. pp. 47–51.
- Sushchenko, S.P. (1988) Analiticheskie modeli asinkhronnykh protsedur upravleniya zvenom peredachi dannykh [Analytical models of asynchronous control procedures for a data transmission link]. *Avtomatika i vychislitel'naya tekhnika – Automation and Computer Science*. 2. pp. 32–40.
- Kokshenev, V.V. & Sushchenko, S.P. (2008) Analiz bystrodeystviya asinkhronnoy protsedury upravleniya zvenom peredachi dannykh [Analysis of the speed of an asynchronous control procedure for a data transmission link]. *Computational Technologies*. 13(5). pp. 61–65.
- Herrero, R. (2017) Modeling and comparative analysis of Forward Error Correction in the context of multipath redundancy. *Telecommunication Systems. Modelling, Analysis, Design and Management*. 65(4). pp. 783–794. DOI: 10.1007/s11235-016-0267-y
- Pristupa, P.V., Sushchenko, S.P., Mikheev, P.A. & Moiseev, A.N. (2022) Efficiency Analysis of the Forward Error Correction at the Transport Protocol Level. *Automation and Remote Control*. 83(7). pp. 1059–1077. DOI: 10.1134/S0005117922070049
- Kokshenev, V.V., Mikheev, P.A. & Sushchenko, S.P. (2017) Comparative analysis of the performance of selective and group repeat transmission models in a transport protocol. *Automation and Remote Control*. 78(2). pp. 247–261. DOI: 10.1134/S0005117917020059
- Ewald, N.L., Andrew, H. & Kemp, A.H. (2009) Analytical Model of TCP New Reno through CTMC. *Computer Performance Engineering*. Proc. of the 6th European Performance Engineering Workshop, EPEW-2009. London, UK, July 9–10. pp. 183–196.
- Padhye, J., Firoiu, V., Towsley, D.F. & Kurose, J.F. (2000) Modeling TCP Reno Performance: A Simple Model and Its Empirical Validation. *IEEE/ACM Transactions on Networking*. 8(2). April. pp. 133–145.
- Kokshenev, V.V., Mikheev, P.A. & Sushchenko, S.P. (2013) Transport protocol selective acknowledgements analysis in loaded transmission data path. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika i informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*. 3(24). pp. 78–94.

Информация об авторах:

Михеев Павел Андреевич – кандидат технических наук, ведущий программист кафедры прикладной информатики Института прикладной математики и компьютерных наук Национального исследовательского Томского государственного университета (Томск, Россия). E-mail: doka.patrick@gmail.com

Поддубный Василий Васильевич – профессор, доктор технических наук, профессор кафедры прикладной информатики Института прикладной математики и компьютерных наук Национального исследовательского Томского государственного университета (Томск, Россия). E-mail: vvpoddubny@gmail.com

Приступа Павел Викторович – ассистент кафедры прикладной информатики Института прикладной математики и компьютерных наук Национального исследовательского Томского государственного университета (Томск, Россия). E-mail: pristupa@gmail.com

Сущенко Сергей Петрович – профессор, доктор технических наук, заведующий кафедрой прикладной информатики Института прикладной математики и компьютерных наук Национального исследовательского Томского государственного университета; ведущий научный сотрудник Томского филиала Федерального исследовательского центра информационных и вычислительных технологий (Томск, Россия). E-mail: ssp.inf.tsu@gmail.com

Карим Пешанг Хасан – аспирант кафедры прикладной информатики Института прикладной математики и компьютерных наук Национального исследовательского Томского государственного университета (Томск, Россия). E-mail: peshangkarimov@gmail.com

Вклад авторов: все авторы сделали эквивалентный вклад в подготовку публикации. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Information about the authors:

Mikheev Pavel A. (Candidate of Technical Sciences, National Research Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation). E-mail: doka.patrick@gmail.com

Poddubny Vasilii V. (Doctor of Technical Sciences, Professor, National Research Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation). E-mail: vvpoddubny@gmail.com

Pristupa Pavel V. (Assistant, National Research Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation). E-mail: pristupa@gmail.com

Suschenko Sergey P. (Doctor of Technical Sciences, Professor, National Research Tomsk State University, Tomsk Branch of the Federal Research Center for Information and Computational Technologies, Tomsk, Russian Federation). E-mail: ssp.inf.tsu@gmail.com

Karim Peshang Kh. (Post-graduate Student, National Research Tomsk State University, Tomsk, Russian Federation). E-mail: peshangkarimov@gmail.com

Contribution of the authors: the authors contributed equally to this article. The authors declare no conflicts of interests.

Поступила в редакцию 16.08.2022; принята к публикации 29.11.2022

Received 16.08.2022; accepted for publication 29.11.2022