

КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА ПОТЕРЬ ИНФОРМАЦИИ И ХАРАКТЕР ПОСТРОЕНИЯ ОЧЕРЕДЕЙ В ПАКЕТНЫХ СЕТЯХ

Линец Г.И., Самус М.В., Скоробогатов С.А., Фомин Л.А.

На основе теории выбросов случайных процессов получены математические соотношения для количественной оценки потерь информации, которые использованы при определении сетевой производительности и характера построения очередей в пакетных сетях.

Введение

Традиционные методы преобразования сетевого трафика направлены на то, чтобы обеспечить гарантии достаточной пропускной способности для достижения ожидаемого качества обслуживания. Степень, с которой это возможно в реальных условиях функционирования мультисервисной сети, до конца не выяснена. Это связано с самоподобностью трафика и обусловленных этим трудностей моделирования процессов в сетевых структурах.

Очевиден тот факт, что изначально не проявляющие свойства самоподобия потоки данных, пройдя обработку на узловых серверах и активных сетевых элементах, начинают проявлять ярко выраженные признаки самокорреляции [1].

Это оказывает влияние, прежде всего, на производительность сети и на качество обслуживания, которое существенно зависит от двух факторов: модели обслуживания, которая определяет различные классы пользователей и устанавливает распределение сетевых ресурсов и процедур определения свойств трафика, необходимых для распределения этих ресурсов, и эффективности их использования.

Мультисервисные сети, имеющие дело с самоподобными трафиковыми объединениями (например, пакетами), передаваемыми из одной сети в другую, не в состоянии предоставить гарантии требуемого качества, за исключением тех случаев, когда трафик имеет определенную форму в четко заданной области. Модель обслуживания в этом случае основывается на промежуточном объекте, называемом потоком, который представляет собой последовательность пакетов определенного приложения.

Путем распределения ресурсов на потоковом уровне обеспечение качества обслуживания разделяется на две части:

1. Механизмы обслуживания, гарантирующие удовлетворительное качество услуг.

2. Механизмы управления, обеспечивающие высокую эффективность использования сетевых ресурсов.

В этом случае удобно различать три характеристики качества обслуживания: прозрачность, доступность и предоставляемая пропускная способность. Чтобы соответствовать требованиям прозрачности, сеть должна реализовывать определенную модель обслуживания. Требования доступности обеспечиваются заданием объема сетевых ресурсов с учетом случайной структуры пользовательского спроса. Предоставляемая пропускная способность, прежде всего, определяется тем, как модель обслуживания распределяет эти ресурсы между различными потоками, и определяется как скорость передачи, доступная пользователю данной службы.

Состояние вопроса

Ключевым понятием в описании широкополосных сетей связи является скорость передачи службы, определяемая в рекомендациях ITU-T, как скорость передачи, доступная пользователю данной службы. Эта скорость представляет собой стохастический процесс $x(t)$ и имеет вероятностное описание [2].

Из физических соображений всегда существует ограничение максимальной скорости

$$X_{max} = \max x(t),$$

при этом средняя скорость передачи за время сеанса связи T задается следующим образом

$$x_{cp} = m = M[x(t)] = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) dt.$$

На рис. 1 приведена реализация случайного процесса $x(t)$ за время T одного сеанса.

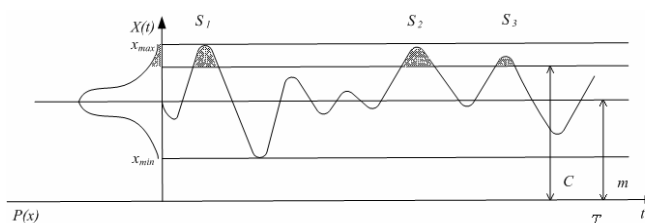


Рис. 1. Преобразование источника с изменяющейся скоростью в источник с постоянной скоростью передачи

Например, с помощью кодирования можно преобразовать скорость передачи, генерируемую источником с изменяющейся скоростью передачи (ИСП) в скорость с фиксированным значением. В результате этого в те промежутки времени, когда скорость, необходимая источнику, превышает скорость, представляемую сетью, происходит снижение качества обслуживания, и наоборот – если скорость передачи, предоставляемая источнику, больше требуемой, то это приводит к нерациональному расходу сетевых ресурсов.

Выбор величины разрешенной скорости передачи в данном случае является оптимизационной задачей, решение которой не может быть осуществлено в общем виде в силу невозможности определить нижнюю границу этой скорости (x_{min}). Чтобы оценить уровень снижения качества, связанного с потерей информации, установим заданный уровень разрешенной скорости передачи C , превышение которого случайным процессом и определяет потерю информации в сети.

Постановка задачи

В первом разделе показано, что снижение качества обслуживания происходит при ограничении пиковой скорости $C < x_{max}$, а снижение эффективности использования пропускной способности канала путем передачи фиктивной информации при выборе скорости передачи равной $C = x_{max}$ (см. рис. 1). В реальных условиях разрешенную скорость передачи можно выбрать в виде уровня C при условии $x_{min} < C < x_{max}$, поддерживая эффективность и качество сети в определенных пределах.

Целью статьи является определение аналитических значений величины потерь информации, как вероятности пребывания процесса $x(t)$ над заданным уровнем C . Вероятность пребывания процесса над уровнем C можно определить произведением среднего числа пересечений уровня C процессом $x(t)$ в единицу времени $N(c)$ на среднюю площадь выброса S_{cp} , если принять общую площадь под кривой $x(t)$ за единицу:

$$P(S > C) = N^+(c) \cdot S_{cp}, \quad (1)$$

где условие $S > C$ означает площадь процесса над уровнем C . В этом случае вероятность $P(S > C)$ определяет величину потерь информации.

Определение среднего числа выбросов в единицу времени

Такая задача может быть решена на основе теории выбросов случайных процессов [3]. Ре-

ально случайные процессы представляют собой непрерывные функции времени с ограниченным спектром в силу инерционных свойств, как самого источника сообщений, так и устройств обработки, действующих как фильтр нижних частот. В частности, понятия краткие и длительные сообщения и паузы между ними относительно и зависят от быстродействия средств реализации систем коммутации. Источник трафика считается пульсирующим, если суммарное время на установление и разъединение сквозного канала меньше интервала появления следующего сообщения. Эти соображения дают основания при выводе основных формул пользоваться параболической аппроксимацией. Такие функции имеют конечное число максимумов и минимум на ограниченном интервале времени T . Это означает, что реализация $x(t)$ может несколько раз пересекать уровень C (с положительной производной). Число таких пересечений соответствует числу положительных выбросов над уровнем C , для которого существует достаточно строгое математическое выражение [4]

$$N^+(C, T) = \int_0^T dt \int_0^\infty \dot{x}(t) P(c, \dot{x}) d\dot{x}, \quad (2)$$

где точка над независимой переменной x означает дифференцирование по t .

Для стационарных случайных процессов формула (2) значительно упрощается

$$N^+(C, T) = P(C) \int_0^\infty \dot{x} p(\dot{x}) d\dot{x}. \quad (3)$$

Это выражение позволяет определить среднее число выбросов в единицу времени для произвольного закона распределения стационарного случайного процесса $x(t)$.

Если стационарный процесс имеет гауссово распределение, то среднее число выбросов в единицу времени составит [3]:

$$N^+(C) = \frac{1}{\pi} \sqrt{-R_0''} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{c - m}{\sigma} \right)^2 \right], \quad (4)$$

где $R(\tau) = \frac{k(\tau)}{\sigma^2}$ – коэффициент корреляции; R_0'' – вторая производная от коэффициента корреляции в точке $\tau = 0$; σ – среднеквадратическое отклонение рассматриваемого процесса.

Определение средней площади выброса

Исходя из общих соображений, можно утверждать, что среднее число выбросов равно среднему

числу максимумов, превышающих уровень C и при высоких уровнях $C \gg \sigma$ основная часть выбросов имеет малую длительность τ . Дифференцируемый случайный процесс $x(t)$ в небольшой окрестности максимума можно аппроксимировать параболой. В момент появления положительного выброса t_0 справедливо равенство $x(t_0) = C$ при $\dot{x}(t_0) > 0$.

Разлагая функцию $x(t)$ в ряд Тейлора в окрестности точки t_0 и ограничиваясь квадратичным членом, получим

$$x(t) = x(t_0) + \dot{x}(t_0) (t - t_0) + \frac{1}{2} \ddot{x}(t_0) (t - t_0)^2. \quad (5)$$

Обозначив через τ длительность положительного выброса, получим $x(t_0) = x(t_0 + \tau) = C$ и с учетом (5) $x(t_0) = x(t_0) + \dot{x}(t_0) \tau + \frac{1}{2} \ddot{x}(t_0) \tau^2$, откуда получаем

$$\tau = - \frac{2 \dot{x}(t_0)}{\ddot{x}(t_0)}. \quad (6)$$

Площадь выброса S можно определить так

$$S = \int_{t_0}^{t_0 + \tau} [x(t) - C] dt.$$

Пользуясь параболической аппроксимацией с учетом (5), получаем

$$S = \int_0^{\tau} (\dot{x} y + \frac{1}{2} \ddot{x} y^2) dy = \frac{2 \dot{x}^3}{3 \ddot{x}^2}. \quad (7)$$

Плотность вероятности площади выбросов $P(S, C)$ ищется в предположении, что известна совместная плотность вероятности $W_0(\dot{x}_0, \ddot{x}_0)$ для первой и второй производных в момент начала положительного выброса на заданном уровне C . Путем замены переменной \dot{x}_0 на S согласно

равенству $\dot{x}_0 = \left(\frac{3}{2} S \cdot \ddot{x}_0\right)^{\frac{1}{3}}$, которая следует из (7), имеем

$$W_0(\dot{x}_0, \ddot{x}_0) \cdot d\dot{x}_0 \cdot d\ddot{x}_0 = W\left(\left(\frac{3}{2} S \ddot{x}_0\right)^{\frac{1}{3}}, \ddot{x}_0\right) \times \times \frac{1}{3} \left(\frac{3}{2} S^{-2} \ddot{x}_0\right)^{\frac{1}{3}} dS d\ddot{x}_0. \quad (8)$$

Заменим переменную $\dot{x}_0 = z^3$ и проинтегрируем правую часть равенства (8) по всем возможным значениям z :

$$P(S, C) ds = \int_0^{\infty} W_0\left(z^2 \left(\frac{3}{2} S\right)^{\frac{1}{3}}, z^3\right) \times \times z^4 dz \cdot \left(\frac{3}{2} S^{-2}\right)^{\frac{1}{3}} dS. \quad (9)$$

Получим искомую плотность вероятности

$$P(S, C) = \left(\frac{3}{2} S^{-2}\right)^{\frac{1}{3}} \int_0^{\infty} W_0\left(z^2 \left(\frac{3}{2} S\right)^{\frac{1}{3}}, z^3\right) \cdot z^4 dz. \quad (10)$$

При нормальном стационарном процессе и высоких положительных уровнях C плотность распределения площади выброса

$$P(S, C) = \frac{1}{3} \lambda^{\frac{2}{3}} S^{-\frac{1}{3}} \exp\left[-\frac{1}{2} (\lambda S)^{\frac{2}{3}}\right], \quad (11)$$

где $\lambda = \frac{3}{2} \frac{C^2}{\sigma^3 \sqrt{-R_0''}}$, при $(C \gg \sigma)$.

Для вычисления уравнения (9) использовано условие, что первая производная в момент начала выброса при нормальном исходном процессе распределена по релейевскому закону,

а также условие $\dot{x}_0 = \left(\frac{3}{2} S\right)^{\frac{1}{3}} \cdot (-R_0'' C)^{\frac{2}{3}}$.

Найдем среднее значение площади выброса

$$\tilde{S}_{cp} = M[P(S, C)]. \quad (12)$$

Формула (1) с учетом (2) и (12) примет вид:

$$B = P(S > C) = \int_0^{\tau} dt \cdot \int_0^{\infty} \sum \dot{x}(t) P(C, \dot{x}) d\dot{x} \times \times \left(\frac{3}{2} S^{-2}\right)^{\frac{1}{3}} \int_0^{\infty} W_0\left(z^2 \left(\frac{3}{2} S\right)^{\frac{1}{3}}, z^3\right) \cdot z^4 dz. \quad (13)$$

Для стационарного нормального процесса выражение (1) с учетом (4) и (12) принимает достаточно компактный вид:

$$P(S > C) = 1,8 \frac{\sigma^3}{C^2} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{C - m}{\sigma}\right)^2\right]. \quad (14)$$

Особенностью выражения (14) является независимость от корреляционных свойств нормального (гауссовского) процесса.

Учет сглаживающего влияния буферов на характер построения очередей

Рассмотренная методика позволяет определить потенциальные возможности сети по передаче информации с заданной скоростью (уровень C), учитывая связанные с этим потери информации, задаваемые величиной превышения заданного уровня C (формула (13)). Однако в реальных условиях передача информации должна быть своевременной и без существенных потерь. Традиционно снижение потерь информации осуществляется путем буферизации. При коммутации флуктуирующий процесс оказывается всегда сглаженным в силу интегрирующих свойств коммутационных устройств, тем более, что при пакетной коммутации для организации процесса состязаний создаются искусственные буферы памяти для организации очередей пакетов. В этом контексте интересует поведение хвостов распределения длины очереди Q для каждого сервера в состоянии $P(Q \geq B)$ при заданном объеме буфера B . Рассмотрим трафиковый поток, подаваемый на детерминированный сервер, и поставим задачу, чтобы при этом выдерживались заданные ограничения производительности. Ограничения производительности, связанные с построением очередей, включают ограничения на такие статистические характеристики, как величина средних значений, вероятности переполнения буферов и др. Данный подход имеет преимущества в том, что он основывается на реальных критериях производительности, а не на статистических характеристиках трафика.

Пусть трафиковый поток использует канал с вместимостью буфера B и пропускной способностью C . Рассмотрим очередь отдельного сервера (рис. 2), причем ИСП – трафик в виде потока пакетов выступает в качестве стохастического процесса $F(t)$ поступлений; $m(t)$ – размер очереди буфера. Если очередь обслуживается с постоянной скоростью V , то в любой момент времени ее можно вычислить по формуле

$$\frac{dm(t)}{dt} = F(t) - C, \quad (15)$$

полученной из модели, приведенной на рис. 2.

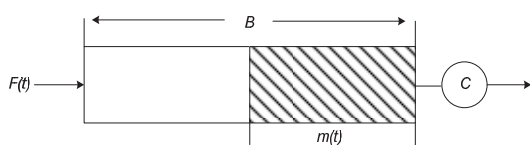


Рис. 2. Очередь отдельного сервера

Интегрируя (15), найдем время переполнения буфера

$$t_k = \frac{B - m_0}{F_{cp} - C}, \quad (16)$$

где $F_{cp} = \frac{1}{t_k} \int_0^{t_k} F(t) dt$ – среднее значение трафика за время t_k , m_0 – начальное состояние буфера.

Анализ показывает, что уже в процессе преобразования битового потока в поток пакетов, выходной трафик оказывается самоподобным, что оказывает существенное влияние на производительность сети. Более того, в [5] утверждается, что если на узел, обладающий памятью, поступает поток пакетов заведомо пуассоновского характера, то на выходе узла формируется процесс, обладающий фрактальными свойствами. Пусть поток пакетов представляет собой самоподобный процесс с плотностью распределения $P(\tau)$, показанной на рис. 3.

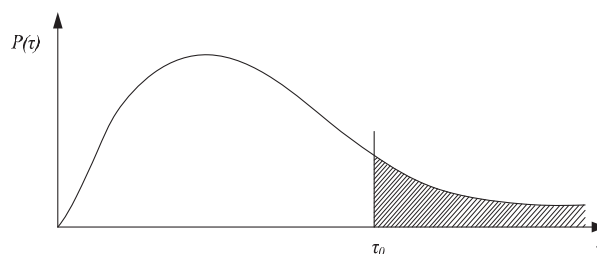


Рис. 3. Плотность вероятности с тяжелым хвостом

Вероятность превышения уровня $\tau > \tau_0$ согласно рис. 3 равна

$$P(\tau > \tau_0) = \int_{\tau_0}^{\tau} P(\tau) d\tau.$$

Трафиковые потоки с долговременной зависимостью с учетом (16) при условии, что $t_k = \tau \tau_0$, приводят к распределениям вероятностей хвостов вейбулловского типа при $m_0 = 0$, где $\gamma = \frac{1}{F_{cp} - C}$ – показатель качества,

$$P(Q \geq B) = \exp(-\gamma B^\beta), \text{ при } B \rightarrow \infty. \quad (17)$$

При $\beta = 1$ формула (17) приводит к экспоненциальному распределению хвостов.

Полученная зависимость ставится в основу концепции эффективной пропускной способности, когда управление доступом или распределяемая емкость канала обслуживания основана на распределении вероятностей хвостов. В этом случае предполагаемая емкость буфера определяется соотношением (13).

Заключение

На основе исследований характера построений очередей, когда на сервер подается долговременно зависимый трафик (ДВЗ), в [5] делается вывод о том, что ДВЗ имеет незначительное влияние на емкость буфера и $Q_0 S$ в реальных условиях. Это объясняется тем, что уменьшение емкости буфера снижает память системы, и, следовательно, устраняет последствия воздействия на систему ДВЗ. Эти результаты являются дискуссионными, однако исследования, проведенные авторами, подтверждают сделанные в [5] предположения. Результаты этих исследований опубликованы в [4] для системы массового обслуживания $M/M/m/n$, осуществленные классическим методом, и для трафика-ДВЗ – методом статистических испытаний (Монте-Карло). Проведенные испытания показали, что при моделировании систем связи для достижения положительного эффекта необходи-

мо варьировать не объемом буферов m , а числом каналов n в каждом направлении передачи информации.

Литература

1. Митилино С. А. Фрактальная катастрофа ТСП/IP. <http://www.itc.ua>.
2. Назаров Н.А., Симонов М.В. АТМ: технология высокоскоростных сетей. М.: Эко – Трендз, 1999. – 252 с.
3. Тихонов В.И. Выбросы случайных процессов. М.: Наука, 1970. – 359 с.
4. Фомин Л.А., Линец Г.И., Будко П.А., Ватага А.И. Учет влияния спектральных свойств трафика на параметры сети с технологией АТМ // Электросвязь. №11, 2001. – С. 24-26.
5. Grossglauser M., Bolot J-C. On the relevance of long-range dependence in network traffic // SIGCOM-96, August, 1996. – P. 4-7.

УДК 621.391

АЛГОРИТМ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КОРРЕКТИРУЮЩЕЙ СПОСОБНОСТИ БЛОЧНЫХ КОДОВ, ПОСТРОЕННЫХ ИЗ СВЕРТОЧНОГО

Малофей О.П., Манаенко С.С., Мишин Д.В, Потягов Д.А.

Разработан алгоритм определения корректирующей способности блочных кодов, построенных на основе сверточного кодера, при использовании способа синдромного декодирования, учитывающий возможность исправления ошибок большей кратности за счет определения синдромов исправляемых и обнаруживаемых ошибок и представления корректирующей способности в виде нецелого числа.

Известен [1] способ синдромного декодирования сверточных кодов, позволяющий на основе приведения сверточного кода к блочной структуре и применения синдромного декодирования блочных кодов исправлять многократные ошибки. Как правило, для определения корректирующей способности (γ) блочных кодов, построенных из сверточного, используется традиционный способ [2] определения спектра весов и минимального кодового расстояния d_{\min} , в соответствии с которым

$$\gamma = \left[(d_{\min} - 1) / 2 \right]. \quad (1)$$

Однако в [3] рассмотрен пример построения блочного кода, полученного на основе сверточного кодера, при использовании синдромного декодирования, где выявлено, что такой код исправляет ошибки кратности большей, чем определенной согласно выражению (1).

Целью статьи является разработка алгоритма определения корректирующей способности блочных кодов, построенных из сверточного, при использовании способа синдромного декодирования.

Достижение поставленной цели возможно на основе обобщения результатов, полученных в [3], для различных конструкций блочных кодов, построенных на основе сверточного кодера, с использованием предложенного в [4] способа построения квазисовершенного помехоустойчивого кода и представления корректирующей способности (γ) в виде нецелого числа.

Для этого рассмотрим несистематический сверточный код со скоростью $R = 1/2$, тремя ячейками памяти и видами связи между ячейками, описываемых порождающими полиномами $g_1(x) = 1 + x^2$ и $g_2(x) = 1 + x + x^2$. Как показано в [3], один из вариантов проверочной матрицы блочного кода, построенного из сверточного, путем добавления «нулевого хвоста» может иметь вид:

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}. \quad (2)$$