

Входящий поток требований

На прошлой лекции было рассмотрено общую схему системы массового обслуживания и перечислены входящие в нее элементы. Теперь нужно рассмотреть эти элементы более подробно. Начнем с входящего потока требований.

Входящий поток требований с математической точки зрения представляет собой разновидность потока событий (или случайного потока). Разберем это понятие более детально.

Потоком событий называют последовательность однородных событий, происходящих друг за другом в случайные моменты времени.

Геометрически поток событий можно представить как случайное множество точек числовой оси (см. рис. 1) образующие поток событий называются элементарными событиями потока. Моменты их появления T_k представляют собой некоторые случайные величины.

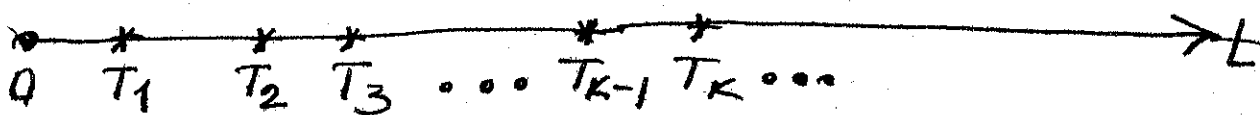


Рис. 1. К определению потока событий

Примеры случайных потоков могут быть чрезвычайно разнообразны. Важно только, чтобы моменты появления событий из потока были заранее неизвестны. Это может быть поток деталей, поступающих на обработку рабочему; поток корреспонденции, получаемой по электронной почте; поток читателей, заказывающих книги в

дидлиотеке; поток шайб, загроможденных в хоккейном матче; поток стихийных бедствий (например, наводнений), происходящих в определенной местности и т.п.

Скажем СМО можно свести такой поток, элементарные события которого состоят в получении на вход системы последовательных требований. Такой поток называется входящим потоком данных СМО.

Математически входящий поток можно описать двумя способами: 1) Задать число появлений требований в промежутке фиксированном интервале. 2) Задать совместный закон распределения интервалов между требованиями. Вначале рассмотрим первый из указанных способов задания случайного потока.

Обозначим через $X(t_1, t_2)$ случайное число требований, появившихся на интервал $[t_1, t_1 + t_2]$. Для определения этой случайной величины нужно задать закон распределения X при любых $t_1 \geq 0, t_2 \geq 0$. Поскольку речь идет о дискретной целочисленной неотрицательной случайной величине, то придется задать бесконечный набор вероятностей

$$P_k(t_1, t_2) = P\{X(t_1, t_2) = k\}, \quad (k = \overline{0, \infty}). \quad (1)$$

Иначе говоря, нужно задать бесконечное множество функций вида (1) от двух аргументов при произвольных значениях t_1 и t_2 .

Стационарные потоки и потоки без последствие

Описанная математическая модель получается весьма громоздкой, а практическое моделирование функций $P_k(t_1, t_2)$, например, из эксперимента, вызывает затруднения. Чтобы упростить модель, на поток обычно накладывают ряд физических явлений и практических приемных ограничений таким образом, чтобы

поток можно было определить, задавая сравнительно небольшое конечное число функций и числовых параметров, которые легко поддаются экспериментальному определению.

Прежде всего вводят так называемые стационарные потоки.

Поток событий называется стационарным, если все его вероятностные характеристики остаются неизменными при произвольном изменении начала отсчета времени.

В стационарном потоке все случайные величины $X(t_1, t_2)$, характеризующие время и тем же значением интервала наблюдения за потоком t_2 , но разными значениями t_1 , будут иметь один и тот же закон распределения. Иначе говоря, для стационарного потока

$$P_k(t_1, t_2) = P_k(t_2) = \text{const}(t_1), \quad (k = \overline{0, \infty}). \quad (2)$$

Таким образом, в стационарном потоке придется задавать не функции двух аргументов (1), а функции одного аргумента (2).

Другим важным свойством случайных потоков является отсутствие в них последствий (то есть памяти). Рассмотрим два интервала времени

$$\Omega_1 = \{t: t_1 \leq t \leq t_1 + t_2\}, \quad \Omega_2 = \{t: t_3 \leq t \leq t_3 + t_4\} \quad (3)$$

и предположим, что они не пересекаются, то есть

$$\Omega_1 \cap \Omega_2 = \emptyset. \quad (4)$$

Далее определим случайные величины

$$X_1 = X(t_1, t_2), \quad X_2 = X(t_3, t_4). \quad (5)$$

Тогда говорят, что поток не имеет последствий, если случайные величины X_1 и X_2 не зависят друг от друга для любых непересе-

калоушихся интервалов (3).

Отсутствие последствие означает, что поток не имеет памяти. Это можно пояснить следующим образом. Будем обозначать время через t . Настоящий момент времени обозначим через t . Тогда значения $t > t$ будут обозначать будущий момент времени, а значения $t < t$ будут относиться к прошлому (см. рис. 2).

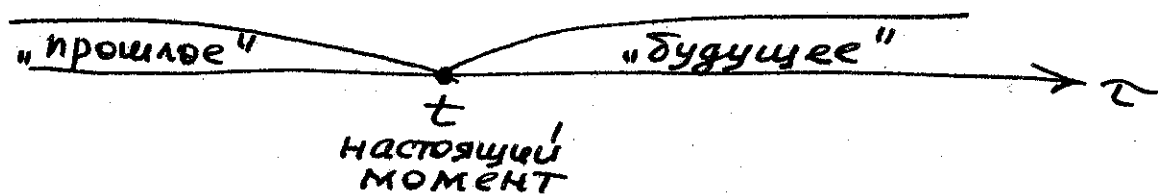


Рис. 2. К вопросу о памяти потока

Рассмотрим произвольный будущий интервал $[t_1, t_1 + t_2] \subset (t, \infty)$ и произвольный уже прошедший интервал $[t_3, t_3 + t_4] \subset [0, t)$. Если поток не имеет последствие, то поступление требований в двух указанных интервалах не зависит друг от друга, так как они не пересекаются (первый целиком лежит правее точки t , а второй целиком расположен левее этой точки). Следовательно, в потоке без последствие поступление заявок в будущем не зависит от того, как они поступали в прошлом, то есть поток не имеет памяти.

Здесь необходимо ввести одно важное понятие. Рассмотрим случайный процесс $U(t)$. Случайным процессом называют функцию аргумента t , значения которой при любом значении t являются случайными величинами. Обозначим через t настоящий момент времени, через τ — некоторый будущий момент, а через s — прошедший момент. Обозначим ординату процесса в настоящий момент $U(t)$ через X , в будущий момент τ через $Y = U(\tau)$, а в прошедший момент s — $Z = U(s)$. Здесь моменты времени s, t, τ

удовлетворяют неравенству $s < t < \tau$, а все ординаты процесса X, Y, Z являются некоторыми случайными величинами, вообще говоря, связанными друг с другом.

Фиксируем настоящий момент времени t и ординату процесса $X = x$ в этот момент. Тогда, если заданы t и x однозначно определяет закон распределения I при любом $\tau > t$, то такой случайный процесс называется марковским процессом.

Если процесс $U(t)$ является марковским, то его ордината в будущий момент $\tau > t$ не зависит от ординаты $U(s)$ при любом $s < t$. Иначе говоря, будущее состояние марковского процесса полностью определяется его состоянием в настоящий момент и не зависит от того, какими образом это настоящее состояние было достигнуто.

Вернемся к рассмотренным случайным потокам. Введем случайный процесс $N(t)$, определяемый как общее число требований, поступивших к моменту t

$$N(t) = X(0, t).$$

Если обозначить подобно рис. 1 через T_k момент прихода произвольного k -го требования в поток, то функция $N(t)$ может быть графически представлена так, как это показано на рис. 3.

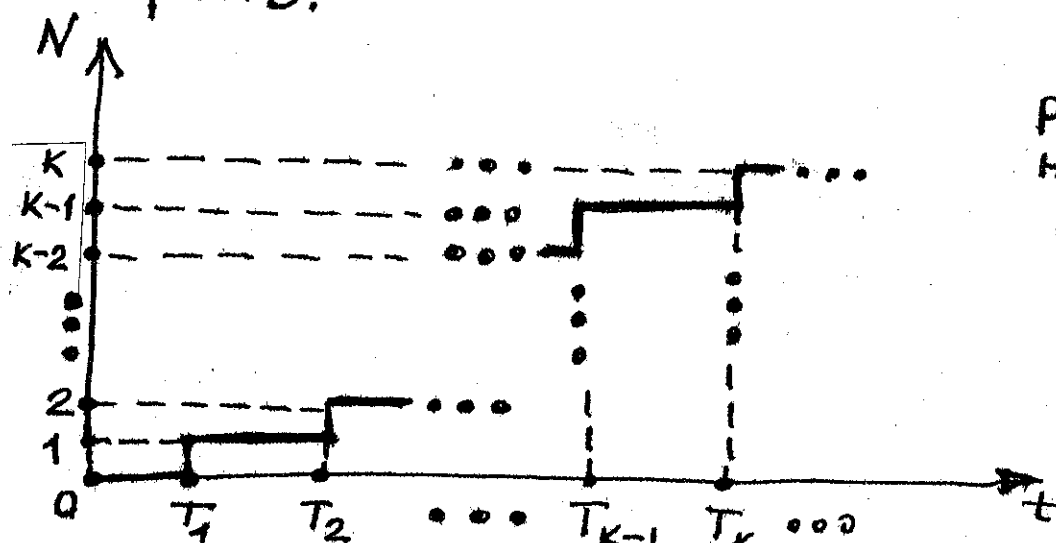


Рис. 3. К определению функции $N(t) = X(0, t)$

Из приведенных выше рассуждений следует, что для потока без последовательного общего числа непрерывных требований $N(t)$ является марковским процессом. Данное свойство впервые было сформулировано А.А. Марковым, по имени которого оно впоследствии и было названо. Марковость процесса $N(t)$ и отсутствие последовательности в ихарском потоке — это полностью эквивалентные понятия.

Ординарные потоки требований. Понятие интенсивности потока

Понятие ординарности потока событий, с физической точки зрения имеет простой и ясный смысл: в ординарном потоке требования поступают по одиночке, не допускается их приход группами, одновременно по нескольким требованиям одновременно. Математически это требование нуждается в более строгом и корректном определении.

Строгая формулировка ординарности дается в терминах поступления заявок на бесконечно малых интервалах времени. Считается, что вероятность поступления на элементарном интервале длины dt двух и более требований должна быть пренебрежимо малой по сравнению с вероятностью поступления на этом же бесконечно малом интервале одного требования.

Дадим строгое определение понятию ординарности. Для этого введем вероятность попадания на интервал $[t_1, t_1 + t_2]$ не менее k требований

$$P_{\geq k}(t_1, t_2) = P\{X(t_1, t_2) \geq k\} = \sum_{k=2}^{\infty} P_k(t_1, t_2). \quad (7)$$

Далее рассмотрим бесконечно малый интервал $[t, t + dt]$ и предположим, что для

него выполняются следующие условия

$$P_1(t, dt) = \lambda(t)dt + o(dt), P_{\geq 1}(t, dt) = o(dt), \quad (8)$$

где $\lambda(t)$ — некоторая интегрируемая функция, а $o(dt)$ обозначает бесконечно малую величину более высокого порядка малости, чем dt .

|| При выполнении условий (8) поток событий будем называть ординарным.

Смысл условий (8) очевиден. Ясно, что при уменьшении длины интервала наблюдения вероятность получить одно требование должна уменьшаться. Согласно (8) при бесконечно малой длине интервала эта вероятность пропорциональна dt . В то же время вероятность получить два и более требований имеет более высокий порядок по dt , что и свидетельствует о пренебрежимо малости этой последней вероятности.

Выясним физический смысл коэффициента пропорциональности $\lambda(t)$ при dt в первом равенстве (8). Введем математическое ожидание числа требований $X(t_1, t_2)$, появившихся на интервале $[t_1, t_1 + t_2]$

$$\bar{x}(t_1, t_2) = M[X(t_1, t_2)] = \sum_{k=0}^{\infty} k P_k(t_1, t_2). \quad (9)$$

Допустим, что для рассматриваемого потока математическое ожидание (9) существует и чисто формально перепишем сумму (9) в виде

$$\bar{x}(t_1, t_2) = P_1(t_1, t_2) + \bar{x}_0(t_1, t_2) P_{\geq 1}(t_1, t_2), \quad (10)$$

где введено обозначение

$$\bar{x}_0(t_1, t_2) = \sum_{k=2}^{\infty} k \frac{P_k(t_1, t_2)}{P_{\geq 1}(t_1, t_2)}. \quad (11)$$

Рассмотрим величины

$$q_k(t_1, t_2) = \frac{P_k(t_1, t_2)}{P_{\geq 1}(t_1, t_2)}, \quad (k \geq 2). \quad (12)$$

Ясно, что все величины (12) неотрицательны и удовлетворяют следующему условию нормировки:

$$\sum_{k=2}^{\infty} q_k(t_1, t_2) \equiv 1. \quad (13)$$

Следовательно, q_k можно трактовать как некоторые вероятности. Очевидно $q_k(t_1, t_2)$ представляет собой вероятность получить ровно k требований в интервале $[t_1, t_1 + t_2]$ но условно при условии, что $X(t_1, t_2) \geq 2$. Это означает, что $\bar{x}_0(t_1, t_2)$, определяемое (11), равно среднему числу полученных требований при том же условии.

Запишем равенство (10) для бесконечно малого интервала $[t, t + dt]$. Имеем

$$\bar{x}(t, dt) = p_1(t, dt) + \bar{x}_0(t, dt) p_{\geq 1}(t, dt). \quad (14)$$

Для большинства реальных потоков величина $\bar{x}_0(t, dt)$ остается ограниченной при $dt \rightarrow 0$. Допустим, что поток является ординарным и удовлетворяет условию (8), тогда

$$\bar{x}(t, dt) = \lambda(t) dt + o(dt). \quad (15)$$

Теперь вновь обратимся к общему числу требований, полученных к моменту t , определяемому согласно (6) и подсчитаем среднее число таких требований

$$\bar{n}(t) = M[N(t)] = \bar{x}(0, t). \quad (16)$$

Нетрудно понять, что

$$d\bar{n}(t) = \bar{n}(t + dt) - \bar{n}(t) = \bar{x}(t, dt). \quad (17)$$

Следовательно, на основании (15) получим

$$d\bar{n}(t) = \lambda(t) dt + o(dt). \quad (18)$$

Поделив обе части (18) на dt и переходя к пределу при $dt \rightarrow 0$, получаем дифференциальное уравнение

$$\frac{d\bar{n}(t)}{dt} = \lambda(t). \quad (19)$$

Среднее число событий, происходящих в случайном потоке в единицу времени, называется интенсивностью этого потока. Отсюда следует, что функция $\lambda(t)$ в определении ординарного потока (8) есть ничто иное, как его интенсивность

Допустим, что наблюдение за потоком началось при $t=0$, причем в этот момент не было получено ни одного требования, то есть $N(0)=0$. Если, тогда и среднее число требований

$$\bar{n}(0) = 0 \quad (20)$$

также равнялось нулю. Решая уравнение (19) при начальном условии (20), получаем

$$\bar{n}(t) = \int_0^t \lambda(s) ds = \Lambda(t), \quad (21)$$

где функции

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds \quad (22)$$

называется ведущей функцией потока (этим термин был введен А.Я. Хинчиным). Ведущая функция представляет собой среднее число требований потока, появившихся на интервал $[0, t]$.

Рассмотрим частный случай, когда поток является стационарным. Для стационарного потока, очевидно, $\lambda = \text{const}(t)$ и тогда

$$\bar{n}(t) = \Lambda(t) = \lambda t, \quad (23)$$

то есть среднее число требований будет расти по линейному закону.

Интенсивность стационарного потока сравнительно просто можно оценить по опытным данным. Рассмотрим достаточно большой по длительности интервал наблюдения за потоком $[0, T]$ и фиксируем все полученные на опыте требования. Обозначим их общее число в интервале $[0, T]$ через $N(T)$. Тогда в качестве оценки интенсивности λ можно принять

$$\hat{\lambda} = \frac{N(T)}{T}. \quad (24)$$

Конечно, эта оценка будет случайной величиной, так как зависит от опытных данных.

Исследуем свойства оценки (23). Вспомогательная математическая запись обеих частей равенства (24). Используя (23), будем иметь

$$M[\tilde{\lambda}] = \frac{\bar{n}(T)}{T} = \frac{\lambda T}{T} = \lambda. \quad (25)$$

Следовательно, оценка (24) является несмещенной оценкой для λ . Подсчитаем дисперсию оценки $\tilde{\lambda}$. Имеем,

$$D[\tilde{\lambda}] = \frac{D[N(T)]}{T^2}. \quad (26)$$

Для многих реальных потоков событий, как, например, для потоков Пальма, о которых речь пойдет чуть позднее, дисперсия $N(T)$ с ростом T растет по линейному закону, значит

$$\lim_{T \rightarrow \infty} D[\tilde{\lambda}] = 0 \quad (27)$$

В математической статистике показывается, что при соблюдении условия (27) оценка является состоятельной, то есть сходящаяся по вероятности к оцениваемому параметру λ . Таким образом, при достаточно большом интервале наблюдения T оценка $\tilde{\lambda}$ дает хорошую аппроксимацию для интенсивности потока λ .

В самом начале лекции мы говорили, что случайные потоки можно описывать двумя способами. Пока мы разобрали лишь первый из них, когда фиксируется интервал $[t_1, t_1 + t_2]$ и исследуется число требований $X(t_1, t_2)$, попавших на этот интервал. Существует и другой способ описания случайных потоков, который часто оказывается даже более удобным. Разберем его более подробно.

Потоки Пальм

вернемся к рисунку 1, приведенному ранее и воспользуемся обозначением T_k для момента прихода k -го требования. Очевидно, разность

$$T_k = T_k - T_{k-1}, \quad (k = \overline{1, \infty}) \quad (28)$$

имеет смысл интервала между k -м и предшествующим ему требованием. При $k=1$ в формуле (28) формально принимаем $T_0 = 0$.

Альтернативный способ задания случайных потоков состоит в том, что задается совместный закон распределения системы случайных величин T_k . Этот способ описания потока особенно удобен, если поток является стационарным или не имеет последствий.

Пусть, например, поток ординарен и стационарен. Первое требование в нем будет получено через случайное время T_1 . Событием малого отсчета времени на величину T_1 и будем наблюдать за формированием второго требования. Оно придет через некоторое время T_2 . В силу стационарности потока условия поступления второго требования будут такими же, как для первого требования. Следовательно, закон распределения T_2 должен совпадать с законом распределения T_1 . Эти рассуждения можно повторить для любого номера интервала между требованиями T_k . Поэтому в стационарном потоке все интервалы T_k будут распределены по одному и тому же закону.

Теперь вернемся к потоку без последствий. Допустим, что получено уже k требований. Выделим интервал, непосредственно следующий за моментом

прихода k -го требования t_k . Благодаря отсутствию последовательного появления новых требований после момента t_k не будут зависеть от моментов прихода всех ранее полученных требований. Значит, очередной $(k+1)$ -й интервал не будет зависеть от всех предшествующих интервалов t_1, \dots, t_k . Если повторить эти рассуждения для всех k , то получим, что в потоке без последовательного появления случайных интервалов $\{t_k\}_{k=1}^{\infty}$ независимы в совокупности.

Независимость и одинаковая распределенность интервалов в потоке являются чрезвычайно удобным и весьма желательными свойствами случайных потоков. В связи с этим шведский математик К. Пальм ввел важный класс потоков, в которых, во-первых, все интервалы независимы и, во-вторых, они одинаково распределены. Такие потоки называют потоками Пальма (иногда используют также термин рекуррентные потоки).

Допустим, что имеем поток Пальма, в котором все интервалы распределены по некоторому заданному закону $a(\tau)$. Важнейшими характеристиками такого потока являются: средний интервал между последовательными требованиями

$$\bar{\tau} = M[t_k] = \int_0^{\infty} \tau a(\tau) d\tau, \quad (29)$$

а также дисперсия интервала между требованиями

$$\begin{aligned} \sigma_{\tau}^2 &= D[t_k] = M[(t_k - \bar{\tau})^2] = \\ &= \int_0^{\infty} (\tau - \bar{\tau})^2 a(\tau) d\tau. \end{aligned} \quad (30)$$

Отметим, что обе величины (29) и (30)

в потоке Пальма не зависит от номера интервала k .

Важнейшей характеристикой потока Пальма является коэффициент вариации интервала между требованиями

$$\delta\tau = \frac{\sigma_\tau}{\tau}, \quad (31)$$

который служит безразмерной мерой рассеяния требований в потоке. Он, конечно, тот же для всех интервалов τ_k .

Модель потока Пальма является одной из основных в ТМО, и мы ее изучим более подробно в последующих лекциях