

К МЕТОДИКЕ ИССЛЕДОВАНИЯ КРАТКОВРЕМЕННЫХ ПРЕРЫВАНИЙ В ТЕЛЕФОННЫХ КАНАЛАХ

Л. И. Гусятинский, В. М. Смелов

Киев

Уже давно общепризнанно влияние кратковременных прерываний телефонных каналов на качество передачи дискретной информации [1, 2]. При малых и средних скоростях передачи кратковременные перерывы являются основным фактором, вызывающим ошибки.

До настоящего времени, однако, из-за сложности процесса прерываний нет объективной методики оценки его влияния на качество связи, а также методики исследования прерываний.

В практике распространена оценка качества каналов посредством математических моделей для описания статистических характеристик последовательности ошибок, возникающих при передаче цифровой информации (модели Гильберта, Гриба и Насти, Бергера и Мандельброта). Этот способ оценки учитывает суммарное влияние различных факторов и вместе с известными преимуществами обладает недостатком — модели не раскрывают причинности ошибок, они позволяют только адаптировать к ним систему передачи.

Поэтому наряду с принятой оценкой качества каналов целесообразно выяснить внутреннюю структуру доминирующих факторов, приводящих к ошибкам, одним из которых являются кратковременные прерывания.

В некоторых работах [3] различные источники ошибок описываются статистическими моделями и трактуются в терминах ошибок. Аналогично этому, несмотря на крайне низкую частоту возникновения и сложность структуры процесса, кратковременные прерывания могут быть описаны вероятностной моделью, учитывающей их суммарный эффект.

Следует оговориться, что построение такой модели в своей основе будет полагать ряд допущений и неопределенностей, которые в последствии будут оценены и уточнены. Целью настоящей работы является построение модели процесса прерываний, которая позволила бы установить методику исследования, а также явилась надежным аппаратом для оценки влияния прерываний на качество связи.

Изучение микроструктуры процесса прерываний, как это бывает во многих случаях, позволяет определить наиболее характерные причины возникновения прерываний и найти эффективные методы защиты от них. Прерывание канала связи — явление, при котором соединение временно обрывается и сигнал в линии резко затухает или на доли секунды исчезает совсем.

В соответствии с рекомендациями МККТТ будем считать, что прерывание канала происходит при занижении его остаточного затухания более, чем на 0,7 *нп*. Полагаем, что фиксация длительности прерывания происходит на указанном уровне с помощью триггера, время срабатывания которого много меньше минимального времени перерыва.

Приняв рабочее состояние канала за 0, а состояние обрыва за 1, будем рассматривать последовательность прерываний как поток однополярных прямоугольных импульсов с единичной амплитудой.

Предварительные исследования кратковременных прерываний, проведенные с помощью методики и приборов [4, 5] на ряде телефонных каналов комбината «Ростовуголь» и в лабораторных условиях, показали, что

1) кратковременные прерывания относятся к категории редких явлений;

2) моменты появления прерываний и их длительность носят случайный характер;

3) наблюдается тенденция к объединению одиночных прерываний в группы; одиночные прерывания возникают сравнительно редко;

4) группы прерываний имеют случайную длительность и распределены во времени с неравномерной плотностью.

Как видно из приведенных наблюдений, поток прерываний представляет собой случайный импульсный процесс, описание которого может быть дано с помощью достаточно большого ансамбля реализаций или статистических данных. Представительность последних и способ обработки результатов наблюдений во многом определяются характеристиками самого процесса, в частности, стационарностью и эргодичностью. Стационарный случайный процесс протекает по времени сравнительно однородно и его статистические характеристики, наблюдаемые на одном отрезке времени, характеризуют с определенной степенью точности весь процесс. Это избавляет от необходимости многократного определения характеристик в различные промежутки времени.

Известно, что стационарный процесс должен удовлетворять условиям:

а) $m_x(t) = m_x = \text{const}$;

б) $D_x(t) = D_x = \text{const}$;

в) $K_x(t, t + \tau) = K_x(\tau)$,

где $m_x(t)$ — математическое ожидание случайной величины;

$D_x(t)$ — дисперсия;

$K_x(t, t + \tau)$ — функции корреляции;

τ — интервал времени.

Легко убедиться, что если анализировать потоки одиночных импульсов (см. пункты 3—4), то условия стационарности не выполняются. Следствием нестационарности процесса является отсутствие эргодичности, т. е. соответствия $m_x(t)$ и $D_x(t)$, определенных по одной реализации за продолжительное время и по множеству реализаций в одинаковом промежутке времени.

Исследование и математическое описание нестационарного процесса весьма громоздко, поэтому целесообразно определять длительность и последовательность интервалов времени, на которых параметры процесса не подвержены изменениям, т. е., когда процесс стационарен.

В нашем случае выполнение этой операции упрощается, если в качестве исходного события вместо потока одиночных импульсов вначале рассматривать поток групп прерываний, а затем поток одиночных прерываний внутри группы. Для того, чтобы каждый из этих потоков можно было рассматривать как поток однородных событий, допустим, что группы и прерывания внутри их имеют одинаковую длительность. Позднее, учтя конкретные плотности вероятностей тех и других, можно уточнить это допущение.

Для цельности рассуждений будем считать, что одиночные прерывания представляют собой группу, состоящую из одного прерывания.

На рис. 1а, 1б графически представлены значения средней плотности k групп прерываний в час в различное время суток в каналах

аппаратуры В-3 129-ой и 245-ой цепей комбината «Ростовуголь», взятых усредненно за два — три дня.

Исходными данными для представленных графиков послужила регистрация моментов следования групп с помощью самопишущего вольтметра и специальной приставки.

Как показал анализ материалов регистрации, интервал времени от 7 до 19 часов можно представить последовательностью отрезков времени, внутри которых процесс будем считать стационарным.

Представим последовательность групп прерываний в виде потока событий с моментами появления Z_i и длительностями t_{m_i} . Такой поток может быть описан плотностями вероятностей $P(Z_1, Z_2 \dots Z_n)$ и $P(t_{m_1}, t_{m_2}, \dots t_{m_n})$.

Для выяснения характера этих зависимостей покажем, что наблюдаемый нами поток групп прерываний обладает двумя свойствами: ординарностью и независимостью моментов появления групп (отсутствием последствия).

Ординарный поток должен удовлетворять требованию (см. рис. 2)

$$T_i = Z_i - Z_{i-1} > t_{m_{i-1}}, \quad (1)$$

где T_i — интервал между передними фронтами групп.

Выполнение неравенства $T_i > t_{m_{i-1}}$ в нашем случае легко доказать, исходя из физических предпосылок.

Анализируемая последовательность групп является выходной по отношению к каналу связи с шириной пропускания ΔF . Поэтому предельным случаем указанного неравенства будет

$$T_i = t_{m_{i-1}} + \frac{1}{\Delta F}.$$

В противном случае группы $t_{m_{i-1}}$ и t_{m_i} будут восприняты на выходе канала как одна. Поскольку

$$\frac{1}{\Delta F} > 0,$$

неравенство (1) будет соблюдаться всегда. Последствие или степень взаимной зависимости интервалов T_i могут быть оценены с помощью корреляционного анализа случайной функции, заданной в виде последовательности $T_1, T_2, T_3 \dots T_n$, зарегистрированной самопишущим вольтметром.

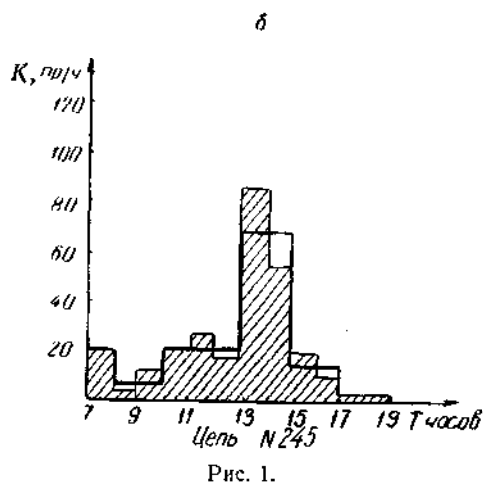
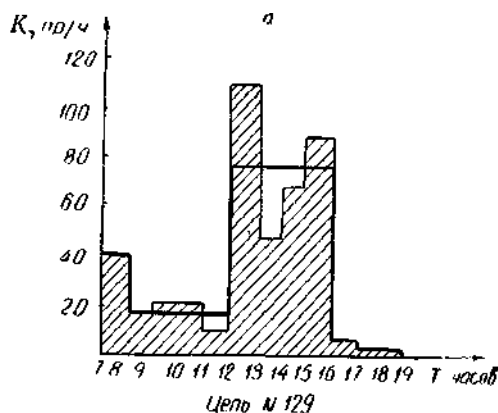


Рис. 1.

Представим эту последовательность с произвольным начальным моментом отсчета для цепей № 129 и 245 в виде таблицы.

№ цепи \ № шага	Продолжительность шага T_i , сек				
	1	2	3	4 ...	100
129	2	60	2	274 ...	640
245	326	8	176	7 ...	8

Далее определим математическое ожидание процесса:

$$T = \frac{\sum_{k=1}^n T_k}{n}.$$

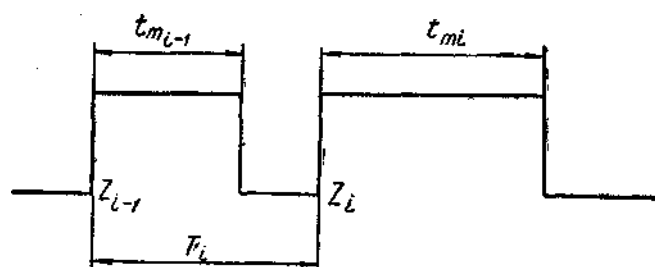


Рис. 2.

Узнаем центрированное значение случайной величины:

$$\overset{0}{T} = T_i - \bar{T}.$$

Дисперсия

$$\sigma^2(T_i) = \frac{\sum_{k=1}^n \overset{0}{T}^2}{n}$$

является первым корреляционным моментом, соответствующим нулевому шагу,

$$\sigma^2(T_i) = K(0),$$

где $K(0)$ — значение корреляционной функции для нулевого аргумента.

Выразим корреляционную функцию в нормированном виде

$$\rho(i) = \frac{K_i}{\sigma^2(T_i)},$$

где ρ_i — нормированная корреляционная функция. Для нулевого шага

$$\rho(0) = \frac{K(0)}{\sigma^2(T_i)} = 1.$$

Остальные значения корреляционной функции определяются из выражения

$$\rho\left(\overset{0}{T}_i, \overset{0}{T}_{i+l}\right) = \frac{M\left(\overset{0}{T}_i \overset{0}{T}_{i+l}\right)}{\sigma^2(T_i)} = \frac{\sum_{i=1}^{n-l} \overset{0}{T}_i \overset{0}{T}_{i+l}}{\sigma^2(T_i)(n-l)},$$

где n — число элементов выборки исходной функции;

l — номер корреляционного момента.

Корреляционные кривые случайной функции $T_1, T_2, T_3 \dots T_n$ для 129-й и 245-й целей по данным, приведенным в таблице, подсчитаны и представлены на рис. 3. Как видно из графика, корреляционная функция до первого шага достигает значения 0,05 и далее ее абсолютное значение не превышает этой величины.

Из этого следует, что интервалы между группами практически независимы, т. е. поток групп не обладает последствием. Вывод о независимости моментов возникновения групповых прерываний, сделанный

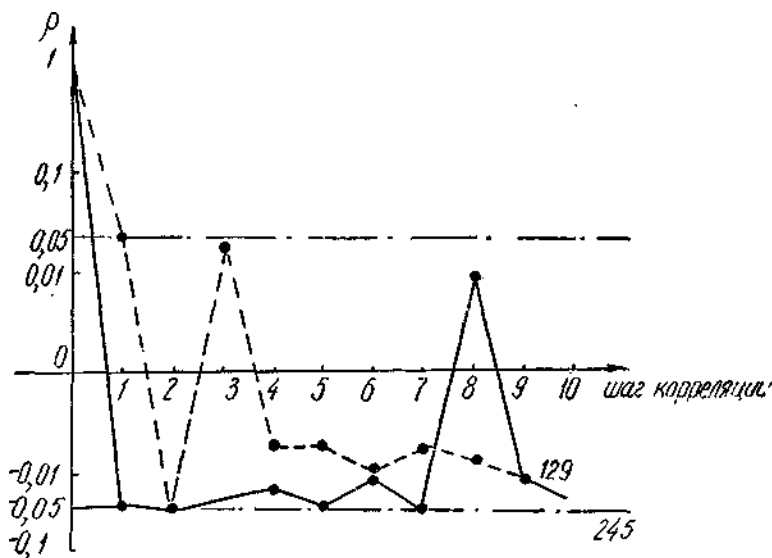


Рис. 3.

для двух различных систем на основе выборки из массива статистических данных, хорошо согласуется с физическим представлением о многообразии независимых причин, вызывающих прерывания. Поэтому в дальнейшем будем считать, что потоки групп не обладают последствием. Исключение составляет случай, когда одна из причин преобладает и сама представляет собой цепь зависимых событий. Эти причины могут быть легко обнаружены и устранены.

Ординарность и отсутствие последствия, которыми, как показано, отличается поток групп, являются необходимыми и достаточными признаками пуассоновского распределения. Нестационарный пуассоновский поток описывается выражением

$$P_m(0, t) = \frac{1}{m!} \left[\int_0^t a(\xi) d\xi \right]^m \exp \left[- \int_0^t a(\xi) d\xi \right],$$

где $a(\xi)$ — интенсивность потока;
 m — заданное число групп;
 ξ — аргумент (время);
 t — заданный интервал времени;

$P_m(0, t)$ — вероятность появления m групп потока в течение времени t .

Для отдельных отрезков времени, на которых соблюдаются условия стационарности (см. рис. 1), распределение Пуассона удобно представить выражением

$$P\left(\frac{m}{\Delta t}\right) = \frac{(\lambda \Delta t)^m}{m!} e^{-\lambda \Delta t},$$

где $P\left(\frac{m}{\Delta t}\right)$ — вероятность появления m групп в интервале Δt ;
 λ — среднее число групп в единицу времени.

Плотность вероятностей интервалов между моментами появления соседних групп для этого распределения может быть описана зависимостью

$$P(Z_1, Z_2, Z_3 \dots Z_n) = \lambda \Delta t e^{-\lambda \Delta t}.$$

Если допустить, что длительности групп распределяются по нормальному закону [4]

$$F(t_m) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t_m - \bar{t}_m)^2}{2\sigma^2}},$$

то условная вероятность появления группы выше заданной длительности $t_m > a$

$$\Phi(t_m) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_a^{\infty} \exp\left[-\frac{(t_m - \bar{t}_m)^2}{2\sigma^2}\right] dt_m.$$

Полная вероятность появления групп длительностью $t_m > a$ при условии, что длительность группы не зависит от момента ее появления в интервале Δt ,

$$P(t_{m_1}, t_{m_2}, \dots, t_{m_n}) = \frac{(\lambda \Delta t)^m e^{-\lambda \Delta t}}{\sigma \sqrt{2\pi m!}} \int_a^{\infty} \exp\left[-\frac{(t_m - \bar{t}_m)^2}{2\sigma^2}\right] dt_m. \quad (2)$$

В частности, вероятность того, что в интервале Δt появится ровно одна группа длительностью $t_m > a$, равна

$$P(1, \Delta t, t_m > a) = \frac{\lambda \Delta t e^{-\lambda \Delta t}}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_a^{\infty} \exp\left[-\frac{(t_m - \bar{t}_m)^2}{2\sigma^2}\right] dt_m.$$

Таким образом, выражения (2) и (3) полностью описывают поток групп.

Проведенные исследования показывают, что последовательность прерываний образует нестационарный случайный поток, в котором одиночные прерывания объединяются в пакеты с независимыми моментами появления.

Доказано, что в потоке групповых прерываний отсутствует последствие и он обладает свойством ординарности. Поток групповых прерываний нестационарен, однако найдены интервалы времени (см. рис. 1), в которых частота следования групп почти постоянна.

Таким образом, на отдельных отрезках времени поток групповых прерываний описывается законом Пуассона. Отсюда можно сделать следующие выводы, относящиеся к методике исследования и обработке материалов наблюдений за процессом следования кратковременных прерываний.

1. Ввиду того, что процесс нестационарен, распределение длительностей одиночных прерываний должно исследоваться с помощью многоканального анализатора.

2. Единственным параметром, характеризующим интенсивность распределения групп прерываний, является средняя частота их следования (закон Пуассона), поэтому в дальнейшем целесообразно вместо моментов появления групп фиксировать среднюю частоту их следования.

3. С целью построения вероятностной модели процесса прерываний и изучения характера группообразований необходимо исследовать распределение длин групп.

4. Ввиду нестационарности потока групповых прерываний для достижения высокой надежности оценки параметров закона их распределения целесообразно значение средней частоты следования групп определять на основе большого числа реализаций, взятых для одного канала на протяжении длительного времени, а затем по ряду каналов.

Работы по исследованию внутренней структуры групповых прерываний будут опубликованы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Г. П. Дивногорцев. Экспериментальная проверка гипотезы кратковременных прекращений в телефонных каналах как источник импульсных помех. «Электросвязь», 1964, № 6.

2. В. А. Климушин. Исследование группообразования ошибок с помощью цепей Маркова. Сборник научных трудов ЦНИИС, № 2, 1966.

3. Mertz P. IRE Trans on Comm. Syst., CS—9(2), 130—137, 1961.

4. Ф. А. Катков, Л. И. Гусятинский. Метод оценки достоверности передачи дискретной информации по статистическим характеристикам кратковременных прерываний телефонных каналов. «Автоматика», Киев, 1967.

5. Л. И. Гусятинский. Статистический анализатор кратковременных прерывов в телефонных каналах, предназначенных для передачи телемеханической информации. Сб. «Электросвязь и передача данных», Киев, 1967.
