

Информативный признак для распознавания служебных пакетов канала управления спутниковых систем связи с многостанционным доступом и временным разделением абонентов

Informative feature for recognition of service packs of the control link of satellite communication systems with multi-station access and time multiplexing of subscribers

Еремеев / Ereemeev I.

Игорь Юрьевич

доктор технических наук, профессор.

(eremeeviu@yandex.ru)

ФГКВОУ «Военно-космическая академия

имени А. Ф. Можайского» МО РФ

(ВКА им. А. Ф. Можайского),

начальник кафедры комплексного

радиоэлектронного контроля.

г. Санкт-Петербург

Шишкалов / Shishkalov A.

Андрей Владимирович

(av33797@rambler.ru)

кандидат технических наук.

ВКА им. А. Ф. Можайского,

доцент кафедры комплексного

радиоэлектронного контроля.

г. Санкт-Петербург

Клецков / Kletskov D.

Дмитрий Александрович

(major7786@mail.ru)

ВКА им. А. Ф. Можайского,

адъюнкт кафедры комплексного

радиоэлектронного контроля.

г. Санкт-Петербург

Ключевые слова: самоподобие – self-similarity; показатель Херста – Hurst exponent; временной ряд – time series; нормированный размах – standardized range; R/S-анализ – R/S-analysis.

В статье предлагается информативный признак для распознавания служебных пакетов канала управления спутниковых систем связи, в которых для обслуживания абонентов используется многостанционный доступ с временным разделением абонентов. Основу метода составляет оценка показателя Херста служебных пакетов канала управления и информационных пакетов с абонентской нагрузкой, которая проводится с помощью R/S-анализа.

Informative feature is offered in the article for recognition of service packs of the control link of satellite communication systems, which use multi-station access and time multiplexing of subscribers. The method is based on Hurst exponent assessment of services packs of control link and information packets with the offered load, which is performed by means of R/S-analysis.

Введение

В связи с возросшими требованиями к пропускной способности каналов связи, оптимальному использованию «связного» ресурса, а также к возможности передачи данных в любой точке мира и в любое время суток, широкое распространение получили спутниковые системы связи (ССС), в которых используется многостанционный доступ с временным разделением абонентов (МДВР). В 80% случаев абонентские терминалы (АТ) указанных систем относятся к оборудованию VSAT (Very Small Aperture Terminal) [1].

Развитие и функционирование СССР с МДВР как неотъемлемой части национальной системы связи общего пользования регламентируется и контролируется национальными администрациями связи и другими уполномоченными органами в рамках их компетенции [2]. Сложность структур сигналов и алгоритмов функционирования СССР с МДВР затрудняют решение задач их радиомониторинга. Методы, позволяющие в полной мере осуществлять комплексный поиск и дуплексную обработку сигналов центральной земной станции и АТ одной сети, в настоящее время отсутствуют. Решение такой задачи возможно путем проведения технического

анализа служебных пакетов канала управления, содержащих данные о назначенных каждому АТ частотах и временных интервалах. Для проведения технического анализа предварительно необходимо провести декомпозицию группового сигнала на служебные и информационные пакеты.

Цель статьи состоит в разработке информативного признака для выявления служебных пакетов канала управления в групповых сигналах ССС с МДВР. Предлагаемый признак основан на свойстве самоподобия потока служебных пакетов. Понятие самоподобия впервые введено Бенуа Мандельбротом [2] и харак-

теризует явление, при котором некоторое свойство объекта сохраняется при масштабировании пространства и/или времени. Порядок передачи команд канала управления ССС с МДВР позволяет говорить о самоподобии потока служебных пакетов.

Модель группового сигнала ССС с МДВР

В процессе функционирования ССС с МДВР для организации так называемых обратных каналов АТ (линия связи от АТ к ЦЗС, либо непосредственно к другим терминалам) необходимо в прямом канале в заданных

Таблица 1

Распределение времени передачи служебных пакетов

Тип служебного пакета	Наименование	Временной интервал передачи
SCT (Superframe composition table)	Содержит информацию о суперкадре, передается в квазистационарном режиме	≈ 10 с.
FCT (Frame composition table)	Содержит информацию о структуре кадра, разбиения кадра на временные интервалы, передается в квазистационарном режиме	≈ 10 с.
TCT (Timeslot composition table)	Содержит информацию о параметрах передачи для каждого временного интервала, передается в квазистационарном режиме	≈ 10 с.
ТВТР (Terminal burst time plan)	Содержит информацию о назначенных каждому АТ временных интервалах внутри супер-кадра	На интервале суперкадра
СМТ (Correction message table)	Содержит информацию для корректировки частоты, времени и мощности каждого АТ	На интервале суперкадра
ТИМ (Terminal information message)	Содержит информацию о смещении времени и частоты передачи АТ	≈ 10 с.
НИТ (Network information table)	Содержит информацию о параметрах сети	≈ 5 с.

временных интервалах передавать служебные пакеты с командами управления, синхронизации и сигнализации [3]. В силу большого разнообразия оборудования различных производителей ССС с МДВР временные интервалы передачи служебных пакетов определяются производителем оборудования. Пример назначения временных интервалов для передачи служебных пакетов в сети «SkyARCS» приведен в таблице 1.

Следует отметить, что команды канала управления имеют наивысший приоритет среди всех типов передаваемых пакетов.

Служебные пакеты канала управления передаются квазипериодически в специально отведенных для этого временных слотах, а информационным пакетам абонентов предоставляются временные слоты в зависимости от загрузки абонентской сети. В силу этого можно сделать предположение о самоподобии и проявлении квазистационарности интервалов времени между служебными пакетами в групповых сигналах ССС с МДВР.

Для выявления свойства самоподобия служебных пакетов следует разработать модель групповых сигналов в ССС с МДВР. Нагрузку данных систем обеспечивают два типа пакетов, а именно: информационные пакеты пользователей и служебные пакеты канала управления [4]. Обозначим множества информационных и служебных пакетов как $M_{\{p\}}^{(сообщ)} = \{m_i^{(сообщ)}\}$ и $M_{\{d\}}^{(служ)} = \{m_j^{(служ)}\}$, соответственно.

Каждый пакет состоит из поля заголовка и поля данных:

$$m_i^{(сообщ)} = m_i^{(h,сообщ)} * m_i^{(d,сообщ)}, \quad (1)$$

$$m_j^{(служ)} = m_j^{(h,служ)} * m_j^{(d,служ)}, \quad (2)$$

где $m_i^{(h,сообщ)}$ – поле заголовка информационных пакетов;
 $m_i^{(d,сообщ)}$ – поле данных информационных пакетов;
 $m_j^{(h,служ)}$ – поле заголовка служебных пакетов;
 $m_j^{(d,служ)}$ – поле данных служебных пакетов;
 * – операция конкатенации.

Длина информационных $L^{(сообщ)}$ и служебных $L^{(служ)}$ пакетов различна и определяется стеком соответствующих протоколов, используемых на различных уровнях сигналообразования. Временные положения информационных пакетов в групповом сигнале обозначим как $t_i^{(сообщ)}$, а служебных пакетов канала управления как $t_j^{(служ)}$. Тогда разность моментов времени между появлением информационных пакетов абонентов в групповом сигнале можно представить как

$$\Delta t_i^{(сообщ)} = t_i^{(сообщ)} - t_{i-1}^{(сообщ)}, \quad (3)$$

а разность моментов времени между появлением служебных пакетов канала управления:

$$\Delta t_j^{(служ)} = t_j^{(служ)} - t_{j-1}^{(служ)}, \quad (4)$$

где i, j – порядковые номера пакетов в групповом сигнале.

Особенность формирования служебных пакетов канала управления состоит в том, что используются

фирменные протоколы и алгоритмы компаний-производителей ССС с МДВР. Каждый пакет в поле заголовка имеет специальный структурный элемент Ψ (идентификатор), который позволяет произвести декомпозицию группового сигнала на подмножества пакетов с одинаковым значением данного структурного элемента. На основании вышеизложенного аналитическая модель группового сигнала ССС с МДВР, представляющая собой совокупность информационных пакетов абонентов и служебных пакетов канала управления, представлена на рис.1.

Анализ параметров потока служебных пакетов канала управления и потока информационных пакетов для выявления свойства самоподобия проведем с использованием R/S -анализа путем вычисления оценки показателя Херста.

Методика вычисления показателя Херста

Алгоритм проведения R/S -анализа временного ряда, элементами которого являются значения разности моментов времени между пакетами соответствующего типа, включает в себя ряд этапов [5]:

- задание диапазона возможных значений длины сегментов для разбиения исходного временного ряда;
- разбиение временного ряда на смежные сегменты, содержащие заданное число элементов временного ряда;
- вычисление оценок математического ожидания, среднего квадратического отклонения и нормированного размаха для элементов каждого сегмента заданного размера;
- отыскание среднего значения отношения нормированного размаха к среднему квадратическому отклонению элементов для всех возможных размеров сегмента;
- вычисление показателя Херста.

Исходный временной ряд X , содержащий значения разностей моментов времени между пакетами, можно представить следующим образом

$$X_{\langle v \rangle} = \langle x_1, x_2, \dots, x_v \rangle, \quad x_i = \Delta t_i, \quad (5)$$

где v – число элементов временного ряда.

Далее разобьем полученный временной ряд $X_{\langle v \rangle}$ на l смежных сегментов [6] по n элементов

$$X_{\langle n \rangle}^{(k)} = \langle x_1^{(k)}, x_2^{(k)}, \dots, x_n^{(k)} \rangle, \quad x_j^{(k)} = x_{n \cdot (k-1) + j}, \quad n \geq 5, \quad k = 1l, \quad (6)$$

где k – порядковый номер сегмента.

Схема деления временного ряда на сегменты показана на рис.2. Для каждого сегмента рассчитаем оценку математического ожидания элементов временного ряда, а именно

$$\tilde{M}_x^{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{u=1}^n x_u^{(k)}, \quad k = 1l, \quad (7)$$

Затем для каждого сегмента вычислим ряд накопленных отклонений элементов сегмента от оценки математического ожидания данного сегмента

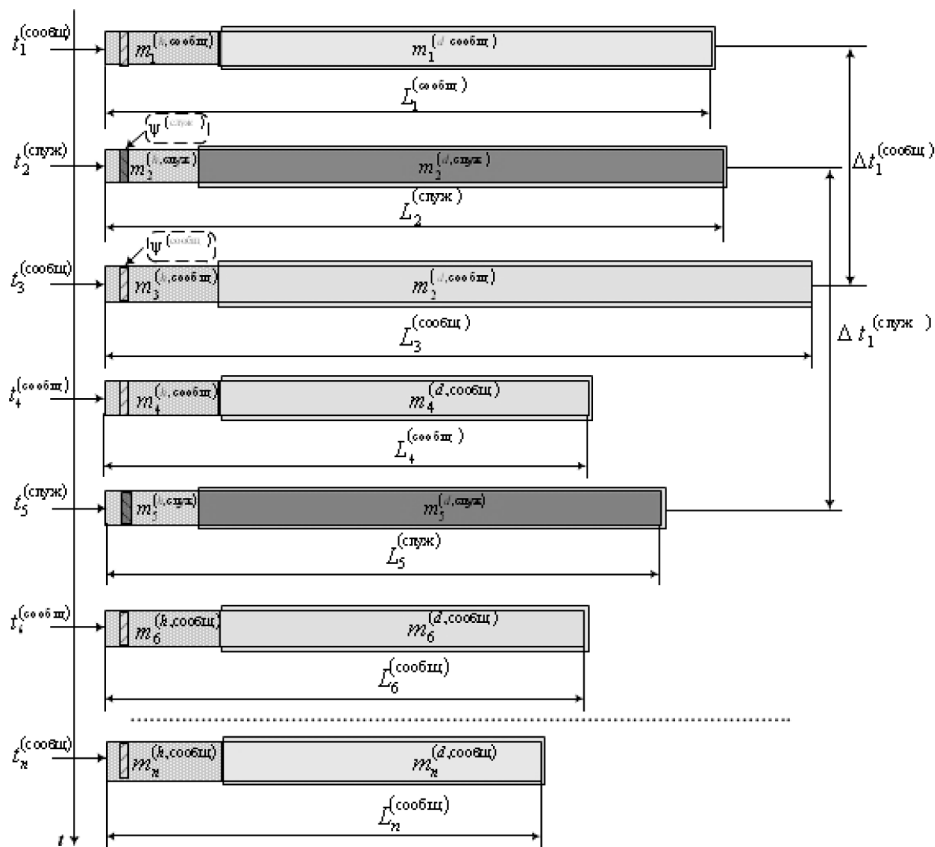


Рис. 1. Модель группового сигнала ССС с МДВР

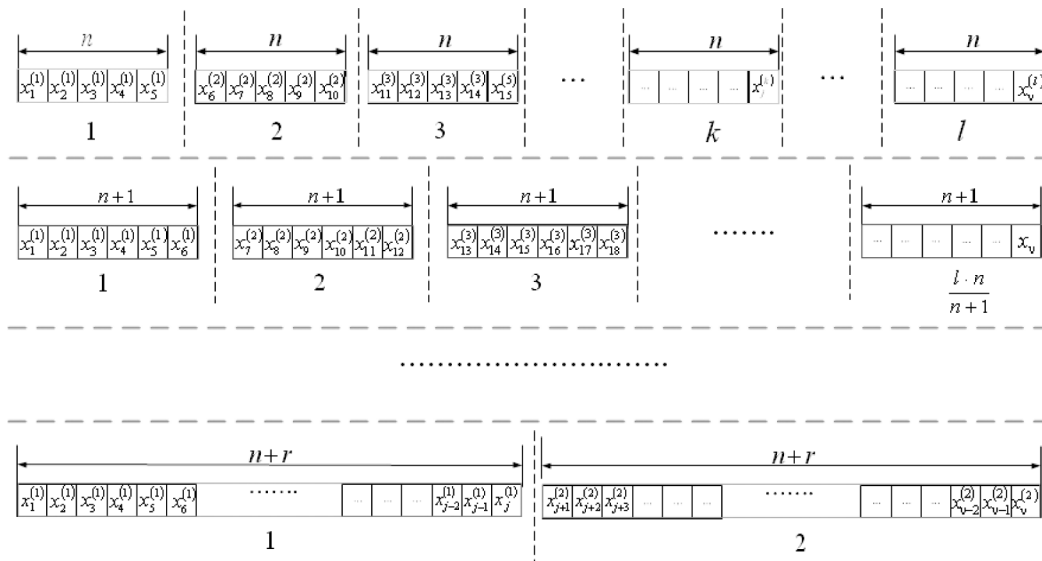


Рис. 2. Порядок деления временного ряда на сегменты

$$z_{\eta}^{(k)} = \sum_{j=1}^u (x_j^{(k)} - \tilde{M}_x^{(k)}), \quad \eta = 1 \dots n, \quad k = 1 \dots l. \quad (8)$$

В каждом сегменте вычислим размах значений

$$r^{(k)} = \max(z_{\eta}^{(k)}) - \min(z_{\eta}^{(k)}), \quad k = 1 \dots l. \quad (9)$$

Далее для каждого сегмента необходимо рассчитать оценку среднего квадратического отклонения, которое обозначим как $\tilde{\sigma}^{(k)}$

$$\tilde{\sigma}^{(k)} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{u=1}^n (x_u^{(k)} - \tilde{M}_x^{(k)})^2}, \quad k = 1 \dots l. \quad (10)$$

Значения полученных размахов для каждого сегмента нормируются относительно соответствующих значений оценок среднего квадратического отклонения. Среднее значение нормированного размаха $\rho(n)$ для сегментов длиной n вычисляем по следующей формуле

$$\rho(n) = \frac{1}{l} \sum_{k=1}^l \left(\frac{r^{(k)}}{\tilde{\sigma}^{(k)}} \right). \quad (11)$$

Рассчитав необходимые величины для сегментов длиной n , увеличим размер сегмента на единицу и проведем вычисления согласно выражений (8–11). Увеличение n продолжается до тех пор, пока выполняется условие

$$n \leq \frac{(v-1)}{2}. \quad (12)$$

Самоподобие потока служебных пакетов канала управления определяется на основе показателя Херста H . В работах [2, 4, 5] показано, что данный показатель можно получить из выражения вида

$$\rho(n) = c \cdot n^H, \quad (13)$$

где c – некоторая положительная константа.

Прологарифмировав обе части выражения (13), получим

$$\ln(\rho(n)) = H \ln(n) + \ln(c), \quad (14)$$

при этом для более удобного восприятия последнего выражения введем следующие обозначения

$$\ln(\rho(n)) = y, \quad \ln(n) = a, \quad \ln(c) = b. \quad (15)$$

Для отыскания прямой, аппроксимирующей зависимость нормированного размаха от длины сегмента, воспользуемся методом наименьших квадратов (МНК) и вычислим значения коэффициента наклона H и начальный коэффициент b :

$$H = \frac{m \sum_{i=1}^m y_i \cdot a_i - \sum_{i=1}^m a_i \cdot \sum_{i=1}^m y_i}{m \sum_{i=1}^m a_i^2 - \left(\sum_{i=1}^m a_i \right)^2}, \quad (16)$$

$$b = \frac{\sum_{i=1}^m y_i - H \cdot \sum_{i=1}^m a_i}{m}, \quad (17)$$

где m – число значений n по оси абсцисс.

Рассчитав указанные коэффициенты, можно построить стохастическую зависимость величины y от a и линию регрессии рис. 3.

Коэффициент наклона H называют показателем Херста. В том случае, когда показатель Херста принимает значения $H > 0,5$, временной ряд считается самоподобным, если же $H \leq 0,5$ – несамоподобным. Выполнение этапов R/S -анализа для разности моментов времени между служебными пакетами в одном случае и информационными пакетами в другом случае позволяет сделать вывод о наличии или отсутствии признака самоподобия пакетов определенного типа. С применением рассмотренной методики вычисления показателя Херста проведены исследования с целью выявления эффекта самоподобия потока служебных пакетов канала управления ССС с МДВР и информационных пакетов с абонентской нагрузкой [5]. Исследования проводились на базе платформы «SkyEdge», «SkyEdge II» производства фирмы Gilat (Израиль). Результаты проведенного R/S -анализа и оценки показателя Херста позволили выявить свойство самоподобия служебных пакетов канала управления данной ССС с МДВР и отсутствие указанного признака у информационных пакетов с абонентской нагрузкой (рис. 4). В силу этого значение показателя Херста предлагается использовать в качестве информативного признака для выделения служебных пакетов канала управления в групповых сигналах ССС с МДВР.

Обоснование порога принятия решения о типе передаваемых данных

С целью определения порогового значения показателя Херста проведем анализ законов распределения показателя Херста \hat{H} для временных рядов разности моментов времени между служебными пакетами и разности моментов времени между информационными пакетами, а также найдем основные параметры распределений.

Для оценивания закона распределения случайной величины \hat{H} (безразмерная величина) и основных числовых характеристик распределения использованы методы проверки гипотез о законе распределения [6], в основе которых лежит исследование функции распределения. Качество оценивания функции распределения требует задания соответствующей точности (доверительный интервал ϵ) и надежности (доверительная вероятность

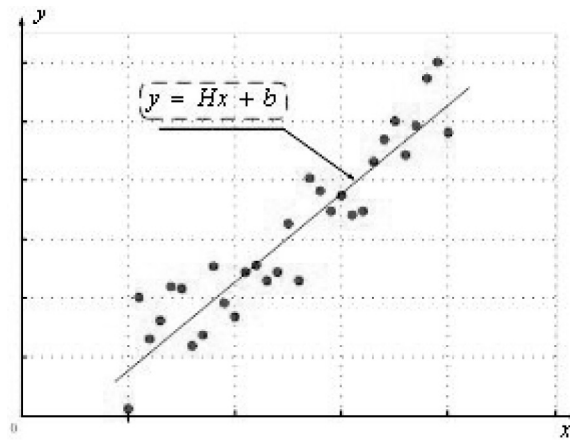


Рис. 3. Стохастическая зависимость y от x и аппроксимирующая прямая, полученная с помощью МНК

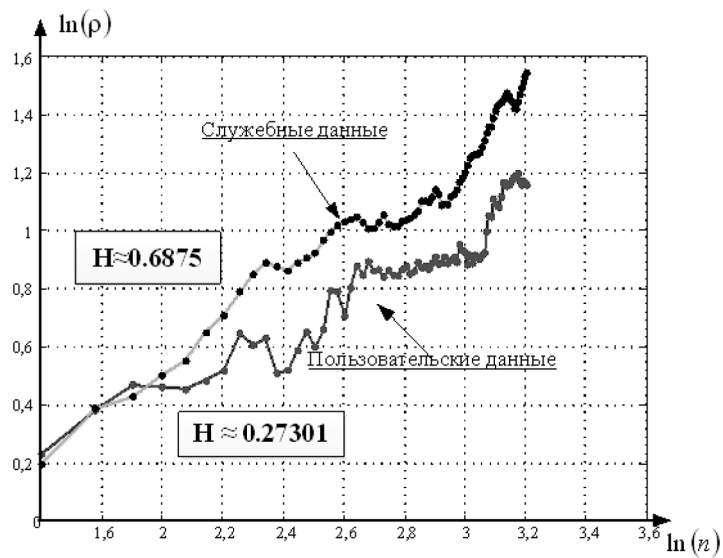


Рис. 4. Иллюстрация выявления свойства самоподобия служебных пакетов канала управления системы SkyEdge II фирмы Gilat (Израиль)

β). Пусть доверительный интервал равен 0,01, а доверительная вероятность составляет 0,95.

Требуемое число испытаний $N_{\text{тп}}$, обеспечивающее заданное качество оценивания функции распределения предполагаемого закона распределения случайной величины \hat{H} , определяется неравенством вида [7]

$$N_{\text{тп}} \geq \frac{t_{\beta}^2}{4\epsilon^2}, \tag{18}$$

где t_{β} – табличная функция.

Тогда требуемое число испытаний составляет величину $N_{\text{тп}} = 9604$. Гистограммы распределения случайной величины \hat{H} для случая передачи служебных пакетов и для случая передачи информационных пакетов представлены на рис. 5.

С целью обоснования гипотезы о законе распределения, которому подчинены результаты экспериментов, в соответствии с методикой [6] по полученным экспериментальным данным необходимо рассчитать основные числовые характеристики распределения, такие как оценка среднего ($\tilde{m}_{\hat{H}}$), оценка дисперсии ($\tilde{D}_{\hat{H}}$) и оценка среднего квадратического отклонения – СКО ($\tilde{\sigma}_{\hat{H}}$), а также оценки коэффициента асимметрии ($\tilde{a}_{\hat{H}}$) и коэффициента эксцесса ($\tilde{e}_{\hat{H}}$) по следующим выражениям:

$$\tilde{m}_{\hat{H}} = \sum_{i=1}^{\phi} \bar{H}_i \cdot p_i^*, \quad p_i^* = \frac{z_i}{N_{\text{тп}}}, \tag{19}$$

$$\tilde{D}_{\hat{H}} = \sum_{i=1}^{\phi} (\bar{H}_i - \tilde{m}_{\hat{H}})^2 \cdot p_i^*, \quad \tilde{\sigma}_{\hat{H}} = \sqrt{\tilde{D}_{\hat{H}}}, \tag{20}$$

$$\tilde{a}_{\hat{H}} = \frac{\tilde{\mu}_3[\hat{H}]}{(\tilde{\sigma}_{\hat{H}})^3}, \quad \tilde{e}_{\hat{H}} = \frac{\tilde{\mu}_4[\hat{H}]}{(\tilde{\sigma}_{\hat{H}})^4} - 3, \tag{21}$$

где $\tilde{\mu}_3[\hat{H}]$ – оценка центрального момента третьего порядка

$$\tilde{\mu}_3[\hat{H}] = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{H}_i - \tilde{m}_{\hat{H}})^3}{N_{\text{тп}}}, \tag{22}$$

$\tilde{\mu}_4[\hat{H}]$ – оценка центрального момента четвертого порядка

$$\tilde{\mu}_4[\hat{H}] = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{H}_i - \tilde{m}_{\hat{H}})^4}{N_{\text{тп}}}; \tag{23}$$

p_i^* – частота попадания вариантов случайной величины \hat{H} в i -й разряд гистограммы;

z_i – число значений (вариантов) случайной величины \hat{H} , попавших в i -й разряд гистограммы;

Φ – число разрядов, на которые делится интервал наблюдения данной случайной величины;

\bar{H}_i – середина i -го разряда гистограммы.

Наличие оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса позволяет выдвинуть гипотезу о гипотетическом законе распределения.

Основные числовые характеристики распределения и результаты расчета оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса по статистическим данным сведены в таблицу 2.

В работе [6] показано, что каждому закону свойственно определенное соотношение между коэффициентами асимметрии и эксцесса (рис. 6).

Полученные значения оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса (таблица 2) находятся вблизи от прямой 3 и точки 4, что позволяет выдвинуть начальные гипотезы о логарифмически нормальном законе распреде-

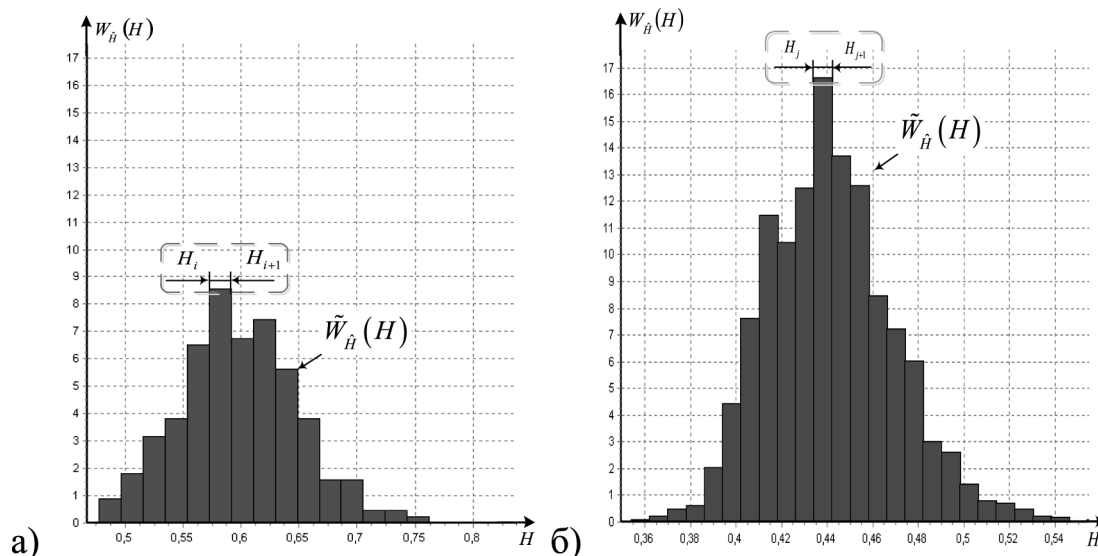


Рис. 5. Гистограммы распределения случайной величины \hat{H} : а) служебные пакеты; б) информационные пакеты

Таблица 2

Сводная таблица числовых характеристик распределения

Тип пакетов	Объем выборки ($N_{тр}$)	Статистическое среднее (\tilde{m}_H)	Статистическое СКО ($\tilde{\sigma}_H$)	Коэффициент асимметрии ($\tilde{a}_{\hat{H}}$)	Коэффициент эксцесса ($\tilde{e}_{\hat{H}}$)
Служебные пакеты	9604	0,59	0,05	0,239	0,066
Информационные пакеты	9604	0,44	0,03	1,304	5,278

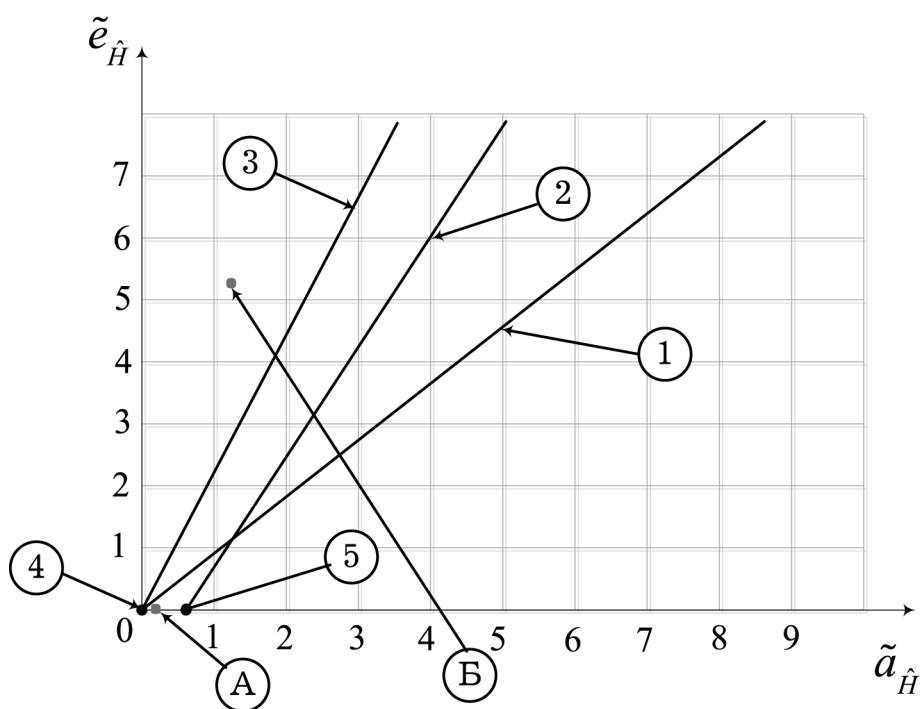


Рис. 6. Взаимосвязь коэффициентов асимметрии и эксцесса

для разных законов распределения: 1 – для закона Пуассона; 2 – для показательного закона; 3 – для логарифмически нормального распределения; 4 – для нормального закона; 5 – для равномерного закона; А – зависимость оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса, полученные для служебных пакетов; Б – зависимость оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса, полученные для информационных пакетов

ления случайной величины \hat{H} при передаче информационных пакетов и нормальном или логарифмически нормальном законах распределения случайной величины \hat{H} при передаче служебных пакетов.

Для проверки гипотез о законах распределения воспользуемся методами А. Колмогорова и Н. Смирнова. В этом случае показатели согласованности распределения опытных данных по нормальному ($\hat{u}_{\text{норм}}$) и логарифмически нормальному ($\hat{u}_{\text{логнорм}}$) законам будут описываться следующими выражениями:

$$\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Колм})} = \sqrt{N_{\text{тр}}} \max_H \left| \hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{норм})}(H) - F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{норм})}(H) \right|, \quad (24)$$

$$\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Колм})} = \sqrt{N_{\text{тр}}} \max_H \left| \hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{логнорм})}(H) - F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{логнорм})}(H) \right|, \quad (25)$$

$$\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Смирн})} = \sum_{i=1}^k \left[\hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{норм})}(H) - F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{норм})}(H) \right]^2 \cdot p_{i_{\text{норм}}}, \quad (26)$$

$$\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Смирн})} = \sum_{i=1}^k \left[\hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{логнорм})}(H) - F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{логнорм})}(H) \right]^2 \cdot p_{i_{\text{логнорм}}}, \quad (27)$$

где $\hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{норм})}(H)$, $F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{норм})}(H)$, $\hat{F}_{\hat{H}}^{*(\text{логнорм})}(H)$, $F_{\hat{H}\Gamma}^{(\text{логнорм})}(H)$ – статистическая и гипотетическая (теоретическая) функции распределения наблюдаемой случайной величины \hat{H} , вычисленные по логарифмически нормальному и нормальному законам распределения;

$p_{i_{\text{норм}}}$, $p_{i_{\text{логнорм}}}$ – вероятности попадания значений случайной величины \hat{H} в заданный разряд гистограммы, вычисленные по логарифмически нормальному и нормальному законам распределения.

Значение уровня значимости ζ для обоих методов примем равным 0,05, а соответствующие ему критические границы равны $u_{\zeta}^{(\text{Колм})} = 1,358$, $u_{\zeta}^{(\text{Смирн})} = 0,461$. Полученные показатели согласованности для опытных данных сведены в таблицу 3.

Полученные значения показателей согласованности при предположении о нормальном законе распределения показателя Херста для служебных и информационных пакетов превышают критические границы при проверке соответствующими методами, т.е. $\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Колм})} > u_{\zeta}^{(\text{Колм})}$, $\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Смирн})} > u_{\zeta}^{(\text{Смирн})}$. Данные неравенства позволяют отвергнуть гипотезу о нормальном распределении показателя Херста исследуемых типов пакетов. Показатели согласованности, полученные для логарифмически нормального закона распределения опытных данных, не превышают критические границы, т.е. $\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Колм})} < u_{\zeta}^{(\text{Колм})}$, $\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Смирн})} < u_{\zeta}^{(\text{Смирн})}$. Статистические и теоретические функции распределения представлены на рис. 7.

Херста опытных данных для логарифмически нормального закона распределения

В силу этого, аппроксимацию полученных статистических распределений допустимо осуществлять с помощью логарифмически нормального закона распределения [7]:

$$W_{\hat{H}}(H) = \frac{1}{\tilde{\sigma} \cdot H \cdot \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(\ln(H) - \tilde{Me})^2}{2\tilde{\sigma}^2}\right\}, \quad H > 0, \quad (28)$$

где \tilde{Me} – оценка медианы статистического распределения опытных данных;

$\tilde{\sigma}$ – оценка СКО статистического распределения опытных данных.

Гистограммы и аппроксимирующие кривые распределения для случая передачи служебных пакетов и для случая передачи информационных пакетов представлены на рис. 8.

В силу того, что поведение информативного признака \hat{H} носит случайный характер, задача определения типа передаваемых данных сводится к задаче статистической проверки альтернативных гипотез:

Таблица 3

Значения показателей согласованности для опытных данных

Тип пакетов	Показатель согласованности $\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Колм})}$	Показатель согласованности $\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Колм})}$	Показатель согласованности $\hat{u}_{\text{норм}}^{(\text{Смирн})}$	Показатель согласованности $\hat{u}_{\text{логнорм}}^{(\text{Смирн})}$
Служебные пакеты	1,365	0,829	0,599	0,146
Информационные пакеты	4,094	0,796	0,959	0,036

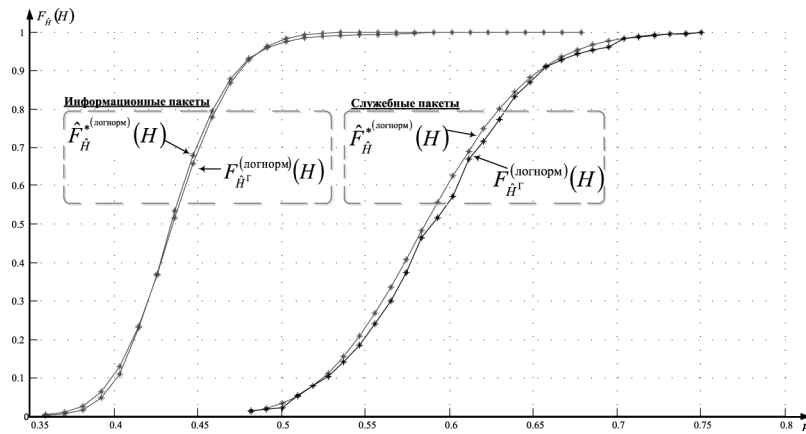


Рис. 7 Статистическая и теоретическая функции распределения показателя

Γ_0 – временной ряд соответствует передаче информационных пакетов;

Γ_1 – временной ряд соответствует передаче служебных пакетов.

Правило принятия решения относительно истинности той или иной гипотезы формулируется следующим образом:

– если значение признака удовлетворяет условию $\hat{H} > H_{\text{порог}}$, то справедлива гипотеза Γ_1 ;

– если значение признака удовлетворяет условию $\hat{H} < H_{\text{порог}}$, то справедлива гипотеза Γ_0 .

Правило принятия решения относительно истинности основной и альтернативной гипотез можно представить так:

$$\Gamma(H) = \begin{cases} \Gamma_0 & | \hat{H} < H_{\text{порог}} \\ \Gamma_1 & | \hat{H} \geq H_{\text{порог}} \end{cases} \quad (29)$$

Пусть область принятия гипотезы Γ_0 соответствует области допустимых значений D_0 , а области принятия гипотезы Γ_1 критическая область D_1 . Задание критической области сводится к заданию критических точек.

При определении типа передаваемых пакетов, имеют место следующие случайные события:

- \hat{A} – верна гипотеза Γ_0 ;
- \bar{A} – верна гипотеза Γ_1 ;
- \hat{B} – наблюдаемое значение \hat{H} попало в область D_0 ;
- \bar{B} – наблюдаемое значение \hat{H} попало в область D_1 .

В силу того, что рассмотренные события являются случайными, им могут быть поставлены в соответствие вероятности наступления описанных событий. Их вероятности обозначим следующим образом:

P_{11} – вероятность правильного решения о факте передачи информационных пакетов;

P_{12} – вероятность ложного решения о факте передачи информационных пакетов;

P_{21} – вероятность ложного решения о факте передачи служебных пакетов;

P_{22} – вероятность правильного решения о факте передачи служебных пакетов.

Величины вероятностей $P_{11}, P_{12}, P_{21}, P_{22}$ зависят от размеров и расположения области D_0 допустимых значений и критической области D_1 . Поэтому, предъявляя соответствующие требования к вероятностям $P_{11}, P_{12}, P_{21}, P_{22}$, необходимо определить расположение и размеры данных областей, т.е. критическую границу.

В рассматриваемом случае, когда из априорной информации известны только условные законы распределения результатов наблюдений случайной величины \hat{H} , удобно использовать критерий минимальной вероятности ошибки. Его сущность состоит в том, что минимизируется вероятность принятия неправильного решения, т.е. сумма вероятностей ошибок первого и второго рода должна быть минимальной [6].

Согласно критерию минимума вероятности ошибки критическая точка $H_{\text{порог}}$ выбирается таким образом, чтобы сумма вероятностей ошибок первого и второго рода была минимальной, т.е. выполнялось условие

$$H_{\text{порог}} = \arg \min_{\{H_{\text{порог}}\}} (p_{12} + p_{21}). \quad (30)$$

В том случае, когда исследуемые случайные величины подчинены логарифмически нормальному закону распределения, для отыскания точки функций $W_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_0}(H_{\text{порог}})$ и $W_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_1}(H_{\text{порог}})$ с известными параметрами необходимо решить относительно параметра $H_{\text{порог}}$ следующее уравнение [14]:

$$\frac{1}{\hat{H}_{\text{порог}} \cdot \tilde{\sigma}_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_0} \cdot \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(\ln(\hat{H}_{\text{порог}}) - \tilde{M}e_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_0})^2}{2\tilde{\sigma}_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_0}^2} \right\} = \frac{1}{\hat{H}_{\text{порог}} \cdot \tilde{\sigma}_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_1} \cdot \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(\ln(\hat{H}_{\text{порог}}) - \tilde{M}e_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_1})^2}{2\tilde{\sigma}_{\hat{H}_{\text{порог}}|\Gamma_1}^2} \right\}. \quad (31)$$

В результате подстановки числовых значений, проведенных преобразований и решения квадратного

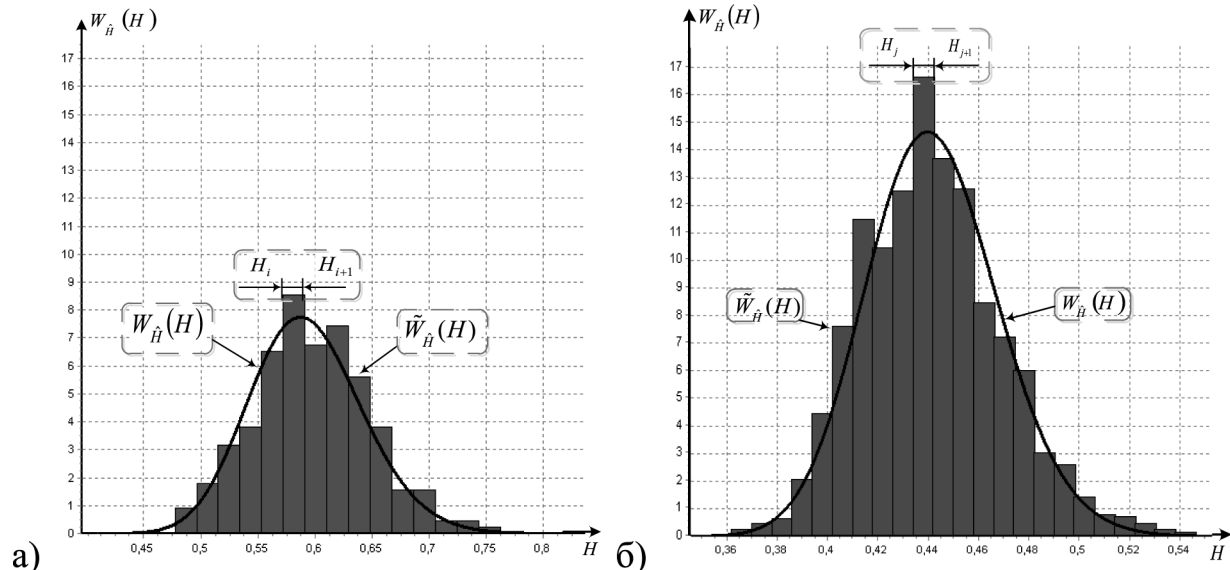


Рис. 8. Гистограммы и аппроксимирующие кривые распределения случайной величины \hat{H} :
 а) служебные пакеты; б) информационные пакеты

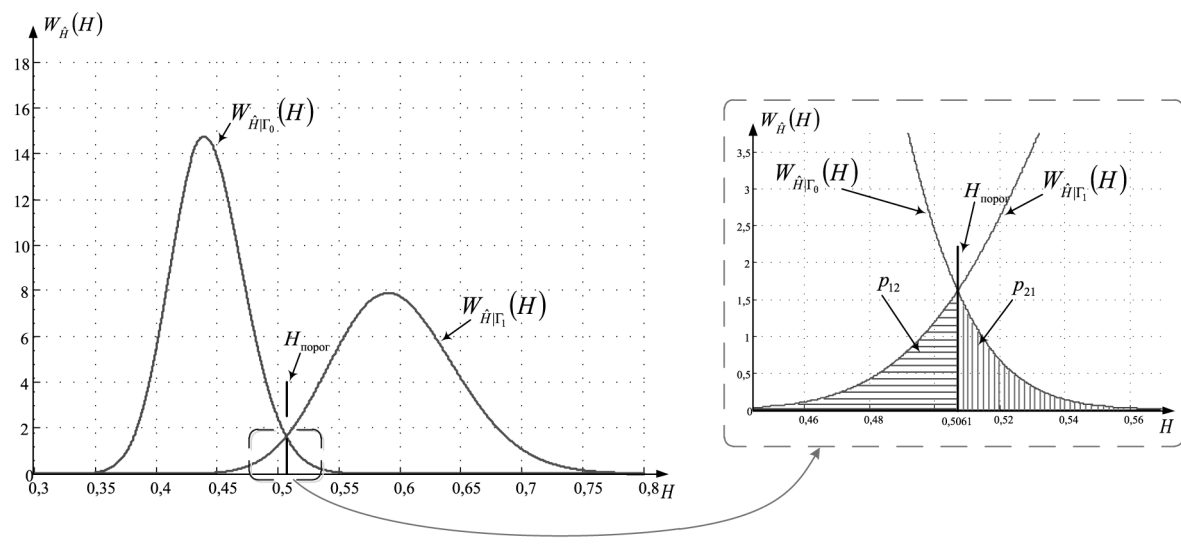


Рис. 9. Пороговое значение показателя Херста

уравнения относительно искомого параметра значение порога составляет $H_{\text{порог}} = 0,5061$.

Значения вероятности ложного решения о факте передачи информационных пакетов $p_{12} = 2,23 \cdot 10^{-2}$, а вероятности ложного решения о факте передачи служебных пакетов $p_{21} = 2,96 \cdot 10^{-2}$. Соответственно, вероятность правильного решения о факте передачи информационных пакетов $p_{11} = 9,704 \cdot 10^{-1}$, а вероятность правильного решения о факте передачи служебных пакетов $p_{22} = 9,777 \cdot 10^{-1}$. Полученные результаты проиллюстрированы на рис. 9.

Учитывая малую величину суммы вероятностей ошибки, можно сделать вывод о надежности выявленного признака для распознавания вида передаваемых данных в групповых сигналах ССС с МДВР.

Выводы

Для выявления структурных и статистических закономерностей служебных пакетов канала управления разработана модель групповых сигналов ССС с МДВР. Исследование разработанной модели позволили выявить структурные и статистические закономерности, лежащие в основе разработанного информативного признака. Структурная закономерность состоит в наличии в заголовке каждого пакета специального идентификатора, который позволяет снизить уровень априорной структурной неопределенности в групповом сигнале ССС с МДВР и дает возможность декомпозиции группового сигнала на отдельные подмножества пакетов, но не позволяет определить тип информации, передаваемой в них. Статистическая закономерность состоит в значении показателя Херста.

Исследование разности моментов времени между пакетами в каждом подмножестве позволило с помощью метода нормированного размаха (R/S -анализ) рассчитать значение показателя Херста. Разработанный на его основе информативный признак – коэффициент самоподобия служебных пакетов канала управления, позволяет в условиях априорной неопределенности относительно наличия канала управления в групповом сигнале выделить подмножество пакетов, формирующих канал управления ССС с МДВР, и отделить его от информационных пакетов, формирующих абонентскую нагрузку.

Таким образом, применение показателя Херста для распознавания служебных пакетов канала управления в групповых сигналах ССС с МДВР является весьма актуальным при проведении радиомониторинга в интересах компетентных органов и в условиях широкого распространения различных типов оборудования данных систем.

Литература

1. Кислицын, А. С. Корпоративные спутниковые информационные сети на основе VSAT-технологий / А.С. Кислицын. – М.: Радиотехника, 2007. – 345 с.

2. Медведев, В. М. Основы обработки сигналов / В.М. Медведев. – СПб.: ВКА им. А.Ф.Можайского, 2007. – 126 с.

3. Принципы построения зарубежных спутниковых систем персональной подвижной связи / под ред. А.И. Замарина. – СПб.: ВКА им. А.Ф.Можайского, 2007. – 342 с.

4. Антипин, В. Н. Алгебраические методы анализа дискретных сигналов / В.Н. Антипин, И.Ю. Еремеев, А.В. Шишкалов. – СПб.: ВКА им. А.Ф. Можайского, 2014. – 108 с.

5. Клецков, Д. А. Самоподобие служебных пакетов канала управления спутниковых систем связи с многостанционным доступом и временным разделением абонентов / Д.А. Клецков // Труды ВКА им. А.Ф. Можайского. – 2014. – № 644. – С. 51–61.

6. Статистические методы обработки результатов наблюдений / Р.М. Юсупов [и др.]; под ред. Р.М. Юсупова – Л.: МО СССР, 1984. – 564 с.

7. Кремер, Н. Ш. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник для вузов / Н.Ш. Кремер. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 573 с.