

DOI: <https://doi.org/10.30898/1684-1719.2021.11.10>

УДК: 621.391

ИНФОРМАТИВНЫЙ ПРИЗНАК ОПРЕДЕЛЕНИЯ КАТЕГОРИИ ПЕРЕДАВАЕМЫХ ДАННЫХ В ВЫСОКОСКОРОСТНЫХ СЕТЯХ ПЕРЕДАЧИ ИНФОРМАЦИИ

А. В. Шишкалов, Г. В. Никитин, А. В. Кудрин

Военно-космическая академия имени А.Ф.Можайского» Министерства обороны РФ,
197198, г. Санкт-Петербург, ул. Ждановская, д.13

Статья поступила в редакцию 8 октября 2021 г.

Аннотация. В условиях широкого применения в телекоммуникационных сетях множества различных не стандартизованных протоколов передачи данных возникает сложности с распознаванием категории трафика. В статье рассмотрены особенности передачи данных для категории данных реального времени и данных не критичные к задержкам. В качестве информативного признака распознавания категории данных предложено использовать оценку величины скорости передачи двоичных символов отдельно взятого абонента. В работе представлены результаты эксперимента по оценке величины скорости передачи двоичных символов отдельно взятого абонента оценки, обоснованы законы распределения оценок, определено пороговое значение признака для распознавания категории трафика.

Ключевые слова: категории передаваемых данных, скорость передачи данных, данные реального времени, данные не критичные к задержкам.

Abstract. Difficulties arise with the recognition of the traffic category in the conditions of widespread use in telecommunication networks of many different non-standardized data transmission protocols. The article discusses the features of data transmission for the category of real-time data and data not critical to delays. As an informative feature for recognizing a data category, it is proposed to use an estimate of the bit rate of a single subscriber. The paper presents the results of an experiment to estimate the bit rate of a single subscriber of the assessment, substantiate the distribution laws of

estimates, and determine the threshold value of a feature for recognizing a traffic category.

Key words: categories of transmitted data, baud rate, real time data, data not critical to latency.

Введение.

Основной задачей, решаемой операторами сетей передачи данных, является предоставление абонентам сети надежной и бесперебойной связи в условиях использования абонентами различных телекоммуникационных сервисов. Вывод новых и поддержка существующих телекоммуникационных сервисов требует от оператора проведения мероприятий по улучшению характеристик пропускной способности сети и повышению эффективности её работы. С этой целью возможно изменение топологий сети и оптимизация механизмов управления процессами управления ресурсами для различного рода категорий передаваемых данных. Основными категориями передаваемых данных являются данные реального времени и данные, терпимые к задержкам [1]. Наилучшими показателями оптимизации сетевой инфраструктуры с точки зрения пользователя являются минимальные задержки при передаче данных реального времени (речевые данные, видеоконференцсвязь) и надежная передача данных, терпимых к задержкам (электронная почта, передача файлов и т.д.). С учетом категории передаваемых данных для их анализа и оптимизации сети передачи данных могут быть применены различные механизмы. Например, для обслуживания трафика сервисов реального времени могут использоваться: модели Эрланга, модели Эрланга с повторением заявки, мультисервисные модели Эрланга и т.д. Для обслуживания сервисов передачи данных могут использоваться модели с возможностью ожидания начала обслуживания, модели с динамическим распределением ресурса передачи данных и т.д. [1]. Как правило, современные высокоскоростные сети передачи информации позволяют передавать данные различных категорий, что обуславливает оптимизацию

сетевой инфраструктуры только с учетом знания категорий передаваемых данных.

Таким образом, необходимо определить, какие категории данных используются в той или иной сети, и использовать эти знания для дальнейшего анализа. На современном этапе развития систем передачи данных, разработки и использования различных «мессенджеров» и приложений, способных передавать речевые данные, в том числе и посредством фирменных (не документированных в открытых источниках информации) протоколов передачи данных, широкое использование различных механизмов шифрования данных не позволяют в полную меру использовать структурные признаки передаваемых данных. В силу указанных обстоятельств, предлагается провести анализ значений скоростей передачи пользовательских данных различных категорий с учетом длин заголовков протоколов канального, сетевого, транспортного уровней и уровня представления данных и обосновать критерий, на основании которого можно принять решение о категории передаваемых данных.

1. Информативный признак определения категории передаваемых данных.

Учитывая многообразие технологий передачи данных на канальном, сетевом, транспортном и прикладном уровнях, а также зависимость времени обработки пакетов узлами сети от нагрузки на сеть – скорость передачи данных отдельно взятого абонента в конкретный момент времени является величиной случайной.

В силу этого, предлагается использовать величину скорости передачи двоичных символов отдельно взятого абонента в качестве информативного признака (\hat{x}) вида категории передаваемых данных. Для простоты вычислений, предлагается рассматривать величину скорости передаваемых абонентских данных на канальном уровне, без предварительной обработки пакетов передач данных до прикладного уровня. Для разделения данных абонентов в групповом потоке предлагается использовать механизмы адресации данных протоколов канального, сетевого и транспортного уровней. Учитывая случайность значения

скорости передачи двоичных символов в конкретный момент времени, необходимо выявить законы распределения случайной величины \hat{x} для различных категорий передаваемых данных, а также найти основные параметры распределения.

Для оценивания закона распределения случайной величины \hat{x} и основных числовых характеристик распределения необходимо задать требования по точности (доверительный интервал ε) и надежности (доверительная вероятность β описания закона распределения). Пусть доверительный интервал равен 0,01, а доверительная вероятность составляет величину 0,95. Требуемое число испытаний (N_{mp}), обеспечивающее заданное качество оценивания закона распределения случайной величины, определяется соотношением вида

$$N_{mp} \geq \frac{t_{\beta}^2}{4\varepsilon^2}, \quad (1)$$

где $t_{\beta} = \Phi_0^{-1}\left(\frac{\beta}{2}\right)$ – табличная функция [2].

Для доверительной вероятности $\beta = 0,95$ значение табличной функции (t_{β}) равно 1,96. Тогда требуемое число испытаний составляет величину

$$N_{mp} \geq \frac{3,8416}{0,0004} = 9604.$$

Таким образом, для оценивания закона распределения случайной величины \hat{x} необходимо не менее 9604 раз измерить значение скорости передачи двоичных символов для случая передачи трафика реального времени и столько же для случая передачи данных, не критических к задержкам. Учитывая скорости кодирования речевых данных кодером речи (до 8000 двоичных символов в секунду) и относительно высокую скорость передачи пользовательских данных (от 64000 двоичных символов в секунду), предлагается измерять значение \hat{x} 10000 раз ($N_{mp} = 10000$) каждые 10 мс.

Для отыскания закона распределения случайной величины \hat{x} необходимо найти основные числовые характеристики распределения (статистическое среднее (m_x^*), статистическую дисперсию (D_x^*) и статистическое СКО (σ_x^*)):

$$m_x^* = \sum_{i=1}^9 \left(\frac{x_i + x_{i+1}}{2} \right) p_i^*, \quad (2)$$

$$D_x^* = \sum_{i=1}^9 \left(\frac{x_i + x_{i+1}}{2} - m_x^* \right)^2 p_i^*, \quad (3)$$

$$\sigma_x^* = \sqrt{D_x^*}, \quad (4)$$

где p_i^* – частота попадания значений случайной величины \hat{x} в заданный интервал.

Основные числовые характеристики распределения для случаев передачи разного рода данных представлены в таблице 1.

Таблица 1. Основные числовые характеристики распределения.

Выборка (категория данных)	Объем выборки (N_{mp})	Статистическое среднее (m_x^*)	Статистическое СКО (σ_x^*)
Данные реального времени	10000	193,2	37,9
Данные, не критичные к задержкам	10000	2958	337

Гистограмма распределения случайной величины \hat{x} для случаев передачи данных реального времени (рис. 1а) и для передачи данных, не критичных к задержкам (рис. 1б) представлены на рис. 1.

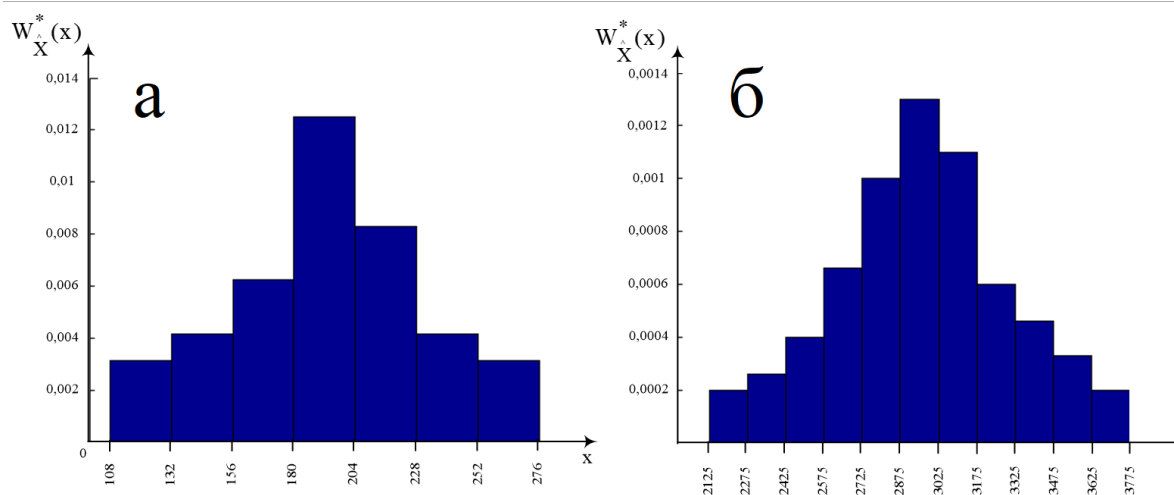


Рис. 1. Гистограммы распределения случайной величины \hat{x} .

Для обоснования закон распределения, которому подчинены результаты экспериментов, необходимо подобрать теоретическую кривую распределения, выражающую закономерные черты статистического материала. Для этого по полученным экспериментальным данным необходимо рассчитать статистические коэффициент асимметрии ($a_{\hat{x}}^*$) и коэффициент эксцесса ($e_{\hat{x}}^*$).

$$a_{\hat{x}}^* = \frac{\mu_3^*[x]}{\sigma_{\hat{x}}^{*3}}, \quad (5)$$

$$e_{\hat{x}}^* = \frac{\mu_4^*[x]}{\sigma_{\hat{x}}^{*4}} - 3, \quad (6)$$

где

$$\mu_3^*[\hat{x}] = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_{\hat{x}}^*)^3}{n}, \quad (7)$$

$$\mu_4^*[\hat{x}] = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_{\hat{x}}^*)^4}{n}. \quad (8)$$

Знание оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса позволяет приближенно определить гипотетический закон распределения.

Подставляя в выражения (7) и (8) результаты, представленные в табл. 1 и значения, полученные в результате формирования статистического ряда распределений, находим значения центрального момента третьего порядка и значения центрального момента четвертого порядка для случаев передачи различного рода категории данных. Подставляя в выражения (5) и (6) полученные результаты, находим коэффициент асимметрии и коэффициент эксцесса для речевых и пользовательских данных. Результаты расчета коэффициентов асимметрии и коэффициентов эксцесса сведены в таблицу 2.

Таблица 2. Результаты расчета коэффициентов асимметрии и эксцесса.

Выборка (категория данных)	Коэффициент асимметрии ($a_{\hat{x}}^*$)	Коэффициент эксцесса ($e_{\hat{x}}^*$)
Данные реального времени	0,000106	0,00315
Данные, не критичные к задержкам	0,00000023	0,00000013

Статистическими методами обработки результатов наблюдения установлено, что каждому закону распределения свойственно определенное соотношение между коэффициентами асимметрии и эксцесса, т.е. может быть построена диаграмма, представленная на рис. 2 [3].

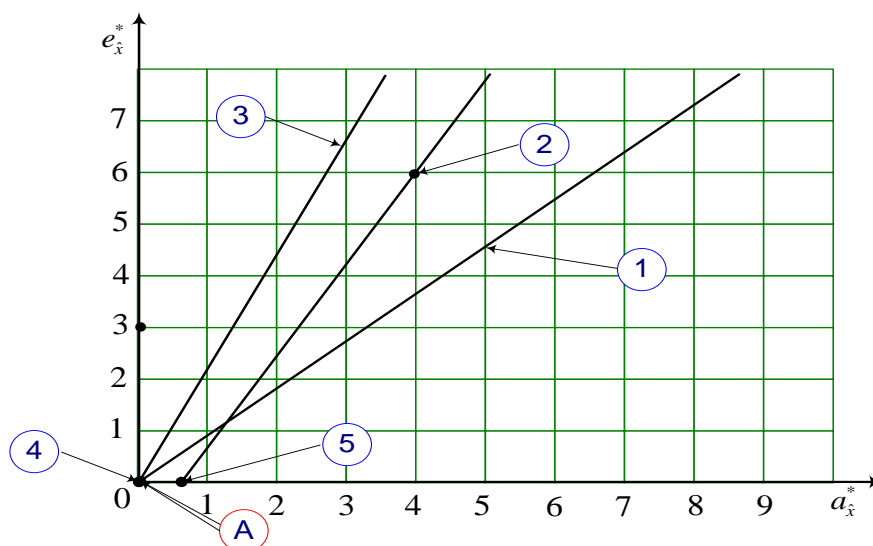


Рис. 2. Зависимости коэффициентов асимметрии и эксцесса для разных законов распределения: 1 – для закона Пуассона; 2 – для показательного закона; 3 – для логарифмически нормального распределения; 4 – для нормального закона; 5 – для равномерного закона; А – зависимости оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса полученные для опытных данных.

Как видно из рис. 2, полученные значения коэффициентов асимметрии и эксцесса находятся вблизи от точки 4, что позволяет выдвинуть гипотезу о нормальном или Рэлеевском законах распределения опытных данных. Выдвижение такой гипотезы правомочно в силу того, что полученные значения $a_{\hat{x}}^*$ и $e_{\hat{x}}^*$ из всех представленных зависимостей наиболее близко расположены к нормальному закону распределения, но, с другой стороны, для любого нормального закона $a_{\hat{x}}^* = 0$, $e_{\hat{x}}^* = 0$ [2]. В силу указанных обстоятельств, точность

распределения опытных данных необходимо проверить и для нормального и для Рэлеевского законов распределения.

Для того, чтобы найти, насколько точно опытные данные распределены по перечисленным выше законам, необходимо воспользоваться методом Пирсона. Для этого необходимо рассчитать показатели согласованности распределения опытных данных по нормальному закону (χ_{Norm}^2) и по Рэлеевскому закону (χ_{Rayl}^2).

$$\chi_{Norm}^2 = \sum_{i=1}^m (n_i - np_{i_{Norm}})^2 / np_{i_{Norm}}, \quad (9)$$

$$\chi_{Rayl}^2 = \sum_{i=1}^m (n_i - np_{i_{Rayl}})^2 / np_{i_{Rayl}}, \quad (10)$$

где n_i – число попаданий значений случайной величины в заданный интервал; n – число испытаний; $p_{i_{Norm}}$ – вероятности попадания случайной величины в заданный интервал, вычисленные по нормальному закону распределения; $p_{i_{Rayl}}$ – вероятности попадания случайной величины в заданный интервал, вычисленные Рэлеевскому закону распределения.

Значения показателей согласованности, числа степеней свободы и вероятности распределения опытных данных по нормальному и Рэлеевскому законам представлены в табл. 3.

Таблица 3. Значения критериев согласия и вероятности распределения опытных данных.

Выборка (категория данных)	χ_{Norm}^2	χ_{Rayl}^2	P_{Norm}	P_{Rayl}
Данные реального времени	1,46	2,1	0,84	0,65
Данные, не критичные к задержкам	3,4	6,55	0,88	0,6

Из представленных в таблице 3 данных следует, что и в случае передачи данных реального времени, и в случае передачи данных, не критичных к задержкам, случайная величина \hat{x} распределена по нормальному закону (с вероятностями 0,84 и 0,88 соответственно). В силу этого, аппроксимацию

полученных статистических распределений необходимо осуществлять с помощью нормального закона распределения:

$$W_{\hat{x}}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right\}. \quad (11)$$

Гистограмма и аппроксимирующая её кривая нормального распределения для случая передачи речевых сообщений представлена на рис. 3а, для случая передачи пользовательских данных на рис. 3б.

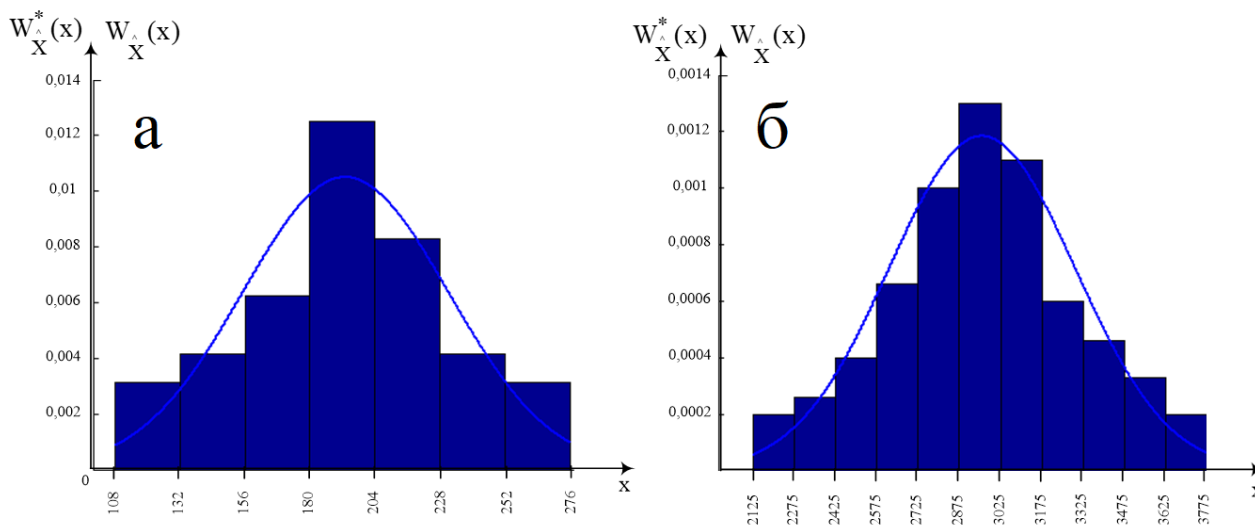


Рис. 3. Гистограммы и аппроксимирующие плотности вероятностей.

Поскольку поведение информативного признака \hat{x} носит случайный характер, то задача определения типа передаваемых данных сводится к задаче проверки статистических гипотез [4].

Введем статистическую гипотезу H_0 – в исследуемом сигнале осуществляется передача речевых данных и, соответствующую ей альтернативную гипотезу, H_1 – в исследуемом сигнале передаются пользовательские данные (текстовые документы, сообщения электронной почты и т.д.).

На рис. 4 представлено совместное представление плотностей распределения случайной величины \hat{x} при передаче данных различных категорий.

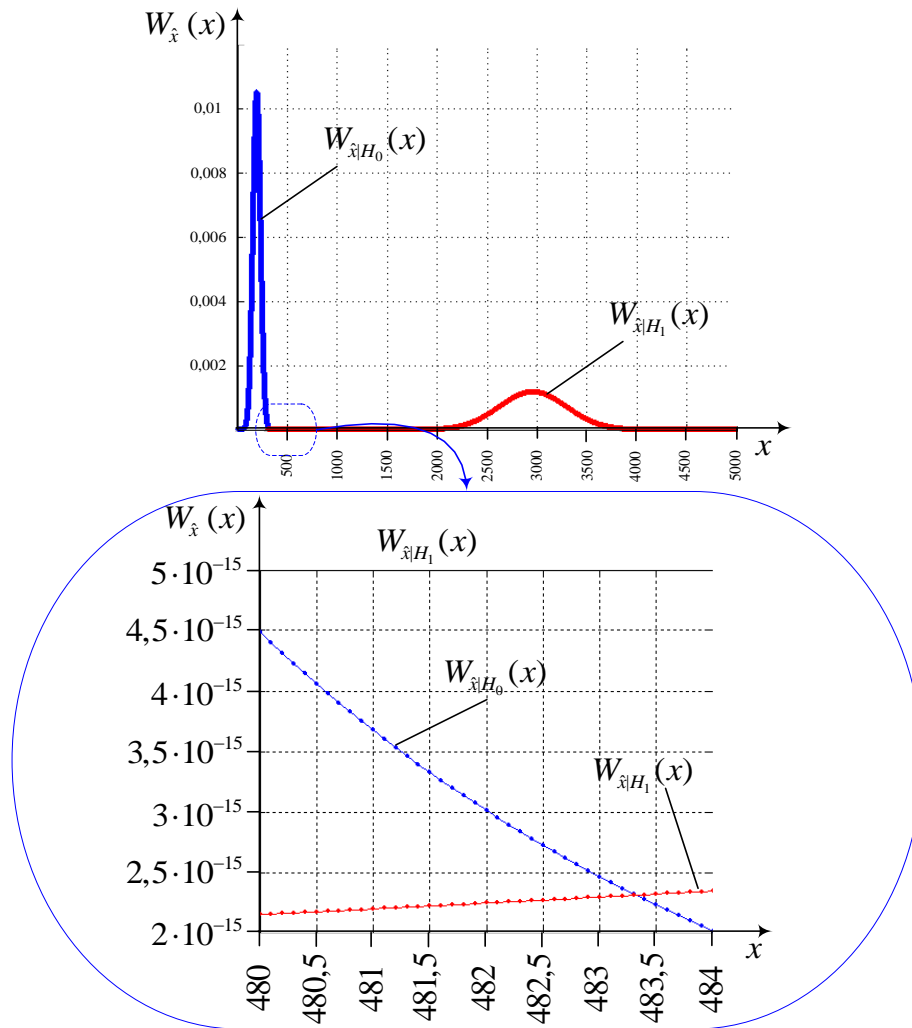


Рис. 4. Условные плотности распределения: $W_{\hat{x}|H_0}$ – в случае передачи данных реального времени; $W_{\hat{x}|H_1}$ – в случае передачи данных, критичных к задержкам.

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

- если для анализируемого сигнала рассчитанное значение признака удовлетворяет условию $\hat{x} < x_{\text{порог}}$, то справедлива гипотеза H_0 ;
- если рассчитанное значение признака удовлетворяет условию $\hat{x} \geq x_{\text{порог}}$, то справедлива гипотеза H_1 .

Правило принятия решения относительно основной и альтернативной гипотез формально можно представить следующим образом:

$$\begin{aligned}
 H_0: \hat{x} < x_{\text{порог}}, \\
 H_1: \hat{x} \geq x_{\text{порог}}. \quad (12)
 \end{aligned}$$

Поскольку \hat{x} вычисляется по векторам, состоящим из элементов, которые принимают значения в определенном интервале, то все возможные значения случайной величины также принадлежат некоторому интервалу. Следовательно, область принятия гипотезы H_0 и область принятия гипотезы H_1 также являются интервалами. Очевидно, что существуют точки, которые их разделяют (критические точки) [3].

Область принятия гипотезы H_0 , называется также областью допустимых значений $D_{дон}$, а область принятия гипотезы H_1 называется критической областью $D_{крит}$. Задание критической области сводится к заданию критических точек. Сущность задания критических точек состоит в следующем.

При определении типа передаваемых сообщений, в случае наличия искажений, имеют место следующие случайные события:

\hat{A} – верна гипотеза H_0 , в анализируемом сигнале передаются данные реального времени;

$\hat{\bar{A}}$ – верна гипотеза H_1 , в анализируемом сигнале передаются данные, не критичные к задержкам;

\hat{B} – наблюдаемое значение \hat{x} попало в область $D_{дон}$;

$\hat{\bar{B}}$ – наблюдаемое значение \hat{x} попало в область $D_{крит}$.

Тогда при принятии решения возможен один из следующих исходов:

$\hat{A} \cap \hat{B}$ – верна гипотеза H_0 и принято решение о ее справедливости;

$\hat{A} \cap \hat{\bar{B}}$ – верна гипотеза H_0 , а принято решение о справедливости гипотезы H_1 ;

$\hat{\bar{A}} \cap \hat{B}$ – верна гипотеза H_1 , а принято решение о справедливости гипотезы H_0 ;

$\hat{\bar{A}} \cap \hat{\bar{B}}$ – верна гипотеза H_1 и принято решение о ее справедливости.

В силу того, что рассмотренные события являются случайными, им могут быть поставлены в соответствие вероятности наступления данных событий.

С учетом законов распределения информативного признака \hat{x} , вероятности переходов определяются из следующих соотношений:

– вероятность правильного решения о передаче данных реального времени в анализируемой сессии данных:

$$p_{11} = P(\hat{A} | \hat{B}) = \int_{(D_{\text{дон.}})} W_{\hat{x}|H_0}(x) \partial x; \quad (13)$$

– вероятность ложного решения о передаче данных реального времени в анализируемой сессии данных:

$$p_{12} = P(\hat{A} | \hat{\bar{B}}) = \int_{(D_{\text{крит.}})} W_{\hat{x}|H_0}(x) \partial x; \quad (14)$$

– вероятность ложного решения о передаче данных, не критичных к задержкам в анализируемом сигнале:

$$p_{21} = P(\hat{\bar{A}} | \hat{B}) = \int_{(D_{\text{дон.}})} W_{\hat{x}|H_1}(x) \partial x; \quad (15)$$

– вероятность правильного решения о передаче данных, не критичных к задержкам в анализируемом сигнале:

$$p_{22} = P(\hat{\bar{A}} | \hat{\bar{B}}) = \int_{(D_{\text{крит.}})} W_{\hat{x}|H_1}(x) \partial x. \quad (16)$$

Как видно из данных выражений (13 - 16), величины вероятностей $p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}$ зависят от размеров и расположения области $D_{\text{дон.}}$ допустимых значений и критической области $D_{\text{крит.}}$. Поэтому, предъявляя соответствующие требования к вероятностям $p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}$, можно определить расположение и размеры данных областей, т.е. критические границы.

Так как проверка гипотезы связана с принятием решения о справедливости или не справедливости выдвинутой гипотезы, то для определения областей $D_{\text{дон.}}$ и $D_{\text{крит.}}$ целесообразно применить теорию статистических решений. Таким образом, методы задания критической области должны опираться на результаты

теории статистических решений, в частности на принципы, рассмотренные в [3]. Практическое применение данных принципов зависит от объема априорной информации, которая может быть использована при проверке гипотез. В связи с этим методы задания критической области делятся на две группы:

- методы, опирающиеся на оценки потерь от неправильного решения;
- методы, опирающиеся на оценки вероятностей ошибок при принятии решения.

Наибольшее практическое распространение при определении критических границ получили методы второй группы, так как их применение требует минимальной априорной информации при проверке гипотез. В рассматриваемом случае, когда из априорной информации известны только условные законы распределения результатов наблюдений случайной величины \hat{x} , из методов второй группы применим принцип минимальной вероятности ошибки. Сущность данного принципа состоит в том, что минимизируется вероятность принятия неправильного решения.

Анализ совместных событий с соответствующими вероятностями $p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}$ показывает, что в первом и последнем исходах принимается правильное решение, а решения, принимаемые во втором и третьих случаях ошибочны. Ошибка, соответствующая исходу $\hat{A} \cap \hat{R}$ называется ошибкой первого рода, а ошибка, соответствующая исходу $\hat{A} \cap \hat{R}$ – ошибкой второго рода. Применительно к решаемой задаче вероятность ложного решения о передаче речевых сообщений (пропуск цели) равна p_{12} , а вероятность ложного решения о передаче пользовательских сообщений (ложной тревоги) – p_{21} .

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

$$x_{порог} = \arg \min_{\{x_{порог}\}} (p_{12} + p_{21}). \quad (17)$$

Если исследуемая случайная величина подчинена нормальному закону, то минимум суммы вероятностей ошибок первого и второго рода достигается при выборе критической границы в абсциссе точки пересечения кривых распределения. Найдем точку пересечения графиков функций $W_{\hat{x}|H_0}(x)$ и $W_{\hat{x}|H_1}(x)$ с известными параметрами аналитическим способом. Для этого решим уравнение (18) относительно $x_{порог}$:

$$\frac{1}{\sigma_{\hat{x}|H_0} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - m_{\hat{x}|H_0})^2}{2\sigma_{\hat{x}|H_0}^2}\right) = \frac{1}{\sigma_{\hat{x}|H_1} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - m_{\hat{x}|H_1})^2}{2\sigma_{\hat{x}|H_1}^2}\right). \quad (18)$$

Выполним подстановку известных числовых значений в уравнение (18), получим:

$$\frac{1}{37,9\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2 \cdot 37,9^2}\right) = \frac{1}{337\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{2 \cdot 337^2}\right).$$

Произведем преобразования:

$$\frac{1}{37,9\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2 \cdot 37,9^2}\right) = \frac{1}{337\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{2 \cdot 337^2}\right);$$

$$0,026 \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2872,8}\right) = 0,003 \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{227138}\right).$$

Представим 0,026 как $\exp(-3,65)$, а 0,003 как $\exp(-5,8)$, получим:

$$\exp(-3,65) \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2872,8}\right) = \exp(-5,8) \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{227138}\right).$$

Сложим показатели степеней при равных основаниях:

$$\exp\left(-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2872,8} - 3,65\right) = \exp\left(-\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{227138} - 5,8\right). \quad (19)$$

Поскольку обе части уравнения имеют одинаковое основание, то уравнение (19) перепишем в виде:

$$-\frac{(x_{порог} - 193,2)^2}{2872,8} - 3,65 = -\frac{(x_{порог} - 2958)^2}{227138} - 5,8, \quad (20)$$

которое после раскрытия скобок сводится к квадратному уравнению

$$-224265,2x_{порог}^2 + 70770638,4x_{порог} + 18061036917,76 = 0. \quad (21)$$

В результате решения (21), найдены два корня уравнения: $x_1 = 483,3$ и $x_2 = -167,5$. В силу того, что значение скорости не может принимать отрицательное значение, то $x_{порог} = x_1 = 483,3$.

Используя численные значения p_{12} и p_{21} вычислим соответственно по (14) и (15):

$$p_{12} = \int_{483,3}^{+\infty} W_{\hat{x}|H_0}(d)\partial d \approx 362,4 \cdot 10^{-15}. \quad (22)$$

$$p_{21} = \int_{-\infty}^{483,3} W_{\hat{x}|H_1}(d)\partial d \approx 0,75 \cdot 10^{-15}. \quad (23)$$

Полученные результаты проиллюстрированы на рис. 5, на котором отмечено пороговое значение $x_{порог} = 483,3$. Вероятности ошибок первого и второго рода геометрически равны заштрихованным площадям под «хвостами» кривых.

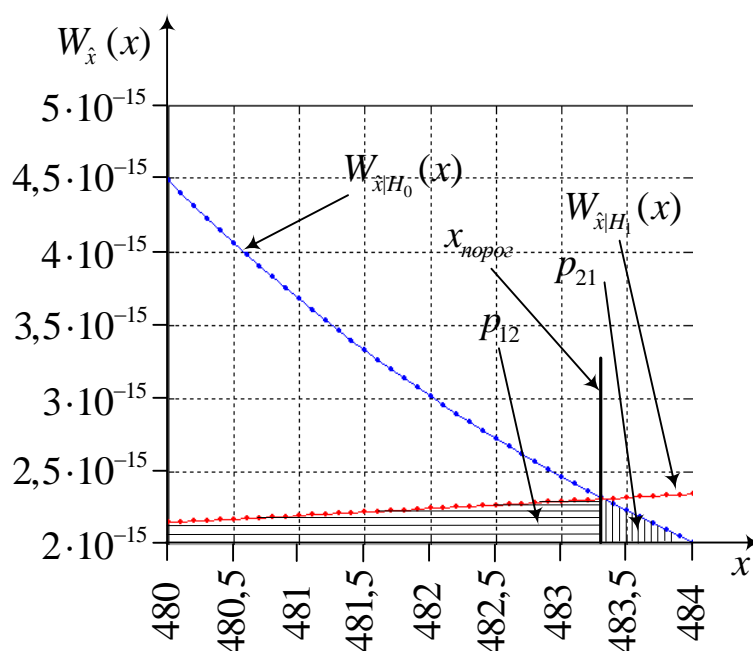


Рис. 5. Пороговое значение признака передачи типа трафика.

Значение $x_{порог} = 483,3$ кбит/с будем считать обоснованным порогом, при превышении которого принимается решение о передаче данных, не критичных к задержкам.

На рис. 6 и 7 представлены примеры пакетов с абонентскими данными разных категорий. Разделение на категории осуществлялось на основании сравнения скоростей передачи пакетов с абонентскими данными по рассчитанным пороговым значениям.

На рис. 6 представлены пакеты с абонентскими данными, отобранные в соответствии с коммутационно-адресными признаками протоколов канально-транспортного уровней. Используемый стек протоколов - IP/TCP/HTTP. Скорость передаваемых данных составляет 2048 кбит/с. Передача данных относится к категории данных, не критичных к задержкам.

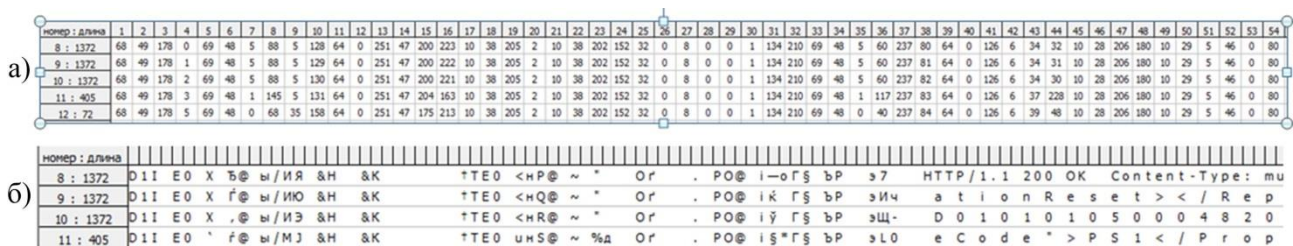


Рис. 6. Пакеты категории данных, не критичных к задержкам: а – вид пакетов в десятичном формате; б – вид пакетов в кодировке ASCII.

На рис. 7 представлены пакеты с абонентскими данными, при передаче которых использовался стек протоколов IP/UDP/RTP. Скорость передаваемых данных с учетом заголовочной части протокольных блоков данных составляет 64 кбит/с. В качестве полезной нагрузки используется низкоскоростной кодер речи G.729 (рис. 8).

номер : длина	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46
1 : 80	69	184	0	80	185	158	0	0	59	17	80	162	10	28	100	3	10	39	252	94	192	138	39	114	0	60	132	237	128	18	0	1	0	0	2	128	0	0	42	165	240	218	192	160	0	250
2 : 80	69	184	0	80	185	166	0	0	59	17	80	154	10	28	100	3	10	39	252	94	192	138	39	114	0	60	100	225	128	18	0	2	0	0	3	192	0	0	42	165	120	62	192	160	0	250
3 : 80	69	184	0	80	185	174	0	0	59	17	80	146	10	28	100	3	10	39	252	94	192	138	39	114	0	60	99	75	128	18	0	3	0	0	5	0	0	0	42	165	120	18	128	160	0	250
4 : 80	69	184	0	80	185	181	0	0	59	17	80	139	10	28	100	3	10	39	252	94	192	138	39	114	0	60	35	8	128	18	0	4	0	0	6	64	0	0	42	165	120	18	128	160	0	250
5 : 80	69	184	0	80	185	189	0	0	59	17	80	131	10	28	100	3	10	39	252	94	192	138	39	114	0	60	97	135	128	18	0	5	0	0	7	128	0	0	42	165	120	170	64	160	0	250

Рис. 7. Пакеты категории данных, критичных к задержкам.

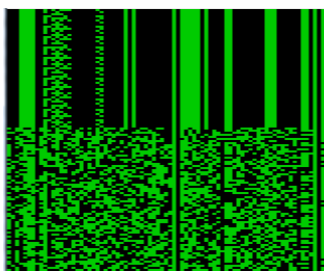


Рис. 8. Вид передаваемого низкоскоростного кодера речи.

Заключение.

Таким образом, используя статистические методы обработки результатов наблюдения, обосновано пороговое значение скорости абонентских данных, позволяющее определить категорию передаваемых абонентских данных. Результаты анализа категории передаваемых данных позволят улучшить характеристики пропускной способности сети и повысят эффективность ее работы.

Литература

1. Степанов С.Н. *Теория телетрафика: концепции, модели, приложения*. Москва, Горячая линия. 2015. 868 с.
2. Юсупов Р.М. *Статистические методы в прикладной кибернетике*. Издательство МО СССР. 1980. 377 с.
3. Химмельблау Д. *Анализ процессов статистическими методами*. Москва, Мир. 1973. 957 с.
4. Леман Э. *Проверка статистических гипотез*. Москва, Наука. 1979. 408 с.

Для цитирования:

Шишкалов А.В., Никитин Г.В., Кудрин А.В. Информативный признак определения категории передаваемых данных в высокоскоростных сетях передачи информации. *Журнал радиоэлектроники* [электронный журнал]. 2021. №11. <https://doi.org/10.30898/1684-1719.2021.11.10>