Для цитирования: Методика прогнозирования интенсивности пользовательской нагрузки абонентов земных станций в сети спутниковой связи / А.П. Алешкин, А.Р. Павлов, О.М. Степанюк, Н.С. Топорков // Вопросы радиоэлектроники. 2019. № 11. С. 11–17.
DOI 10.21778/2218-5453-2019-11-11-17
УДК 621.396.94

А.П. Алешкин[1], А.Р. Павлов[1], О.М. Степанюк[1], Н.С. Топорков[1]

[1] Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского

МЕТОДИКА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНТЕНСИВНОСТИ ПОЛЬЗОВАТЕЛЬСКОЙ НАГРУЗКИ АБОНЕНТОВ ЗЕМНЫХ СТАНЦИЙ В СЕТИ СПУТНИКОВОЙ СВЯЗИ

В статье рассмотрены особенности организации системы спутниковой связи на основе стандарта DVB-RCS. Для эффективного использования пропускной способности спутникового канала необходимо формирование оптимальной частотно-временной структуры обратного канала, которая зависит в том числе от эффективности прогноза интенсивности пользовательской нагрузки на земных станциях. Предложена методика прогнозирования интенсивности пользовательской нагрузки абонентов земных станций за счет оценивания статистических и динамических характеристик трафика пакетных данных. Для оценивания значений интенсивности входного потока и соответственно прогнозирования необходимой пропускной способности применяются методы аппроксимации. В методике используются линейные и полиномиальные аппроксимирующие модели. Сначала определяются параметры аппроксимирующего уравнения, затем происходит проверка адекватности уравнений аппроксимации интенсивности входного информационного потока. После экстраполяции оценки интенсивности информационного потока определяется максимальное значение интенсивности входного потока, прогнозируемое в момент t_k.

Ключевые слова: *пропускная способность, интенсивность нагрузки радиоканала, трафик пакетных данных*

Введение

В настоящее время значительное число радиоканалов организуется через спутниковые линии связи, к которым предъявляются жесткие требования по обеспечению высокой скорости передачи в ограниченной полосе частот и высокой достоверности передачи информации при существенных ограничениях на энергетику радиолинии. Одним из основных направлений развития современных систем спутниковой связи (ССС) является использование технологии VSAT (Very small aperture terminal), ориентированной на земные станции (ЗС) связи, имеющие сравнительно небольшие геометрические размеры антенной системы (до 1,8 м). Для повышения эффективности использования частотно-временного ресурса (ЧВР) производители таких систем все чаще применяют комбинированные методы доступа к общему ЧВР, например многочастотный множественный доступ с разделением по времени (МЧ МДВР). Низкие затраты на развертывание и эксплуатацию, гибкая схема организации систем на базе данной технологии и возможность использования для передачи данных практически всех типов обусловили широкое распространение таких ССС [1].

Наиболее эффективным с точки зрения интерактивного использования ресурса бортового ретранслятора космического аппарата (КА) связи считается стандарт Digital Video Broadcasting – Return Channel via Satellite (DVB-RCS) [2]. Основу стандарта DVB-RCS составляет метод МЧ МДВР (MF-TDMA) для обратного канала связи и множественный доступ с разделением по времени (TDM) для прямого канала (рис. 1). Для организации связи по технологии МЧ МДВР используются *C*-, *X*-, *Ku*- и *Ka*-частотные диапазоны.

Оборудование ССС на основе стандарта DVB-RCS поддерживает динамическое изменение схем и скоростей модуляционного и помехоустойчивого кодирования для обеспечения заданной надежности связи в зависимости от условий помеховой обстановки.

При ухудшении условий связи с конкретной ЗС (или всей сетью в целом) центральная станция, используя команды управления, может адаптировать параметры сигналообразования каждой ЗС (или всей сети связи в целом) в соответствии со сложившейся помеховой обстановкой. При этом изменения могут коснуться параметров сигналообразования как прямого, так и обратных каналов. В специальных ССС информация может передаваться в зашифрованном виде.

В известных алгоритмах резервирование пропускной способности осуществляется под статистически

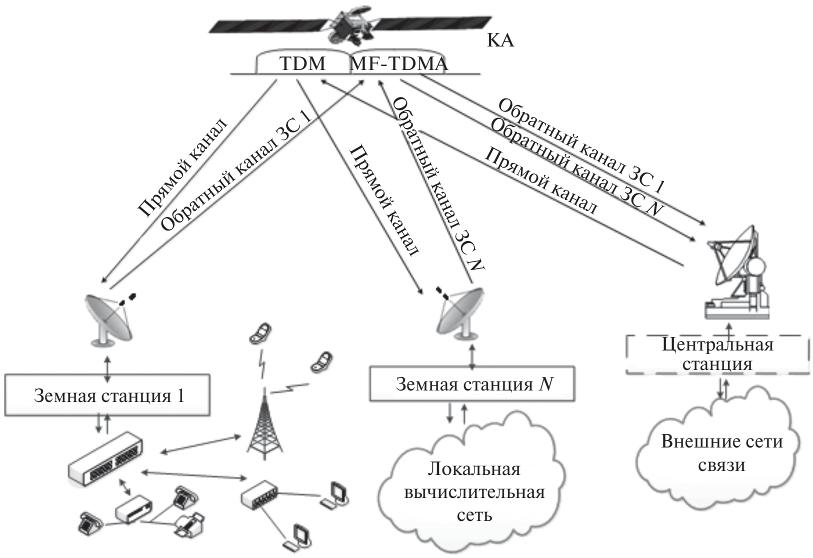

Рисунок 1. Принцип организации систем спутниковой связи согласно стандарту DVB-RCS по топологии «звезда»

усредненные на длительность сеанса характеристики источника трафика, что приводит к снижению качества обслуживания [1]. Необходимость повышения эффективности использования выделенной пропускной способности требует оценивания динамических характеристик процесса поступления трафика пакетных данных с прогнозированием показателей качества передачи и эффективности обслуживания. Эффективность использования ресурса пропускной способности ССС, организованной по стандарту DVB-RCS, зависит от качества формирования ЗС запроса динамического резервирования. В связи с этим для более эффективного распределения радиоресурса является актуальной задача разработки методики прогнозирования интенсивности пользовательской нагрузки абонентов ЗС.

Обоснование используемого метода аппроксимации при прогнозировании интенсивности нагрузки

Очевидно, что инерционность процесса динамического резервирования, определяемая соотношением между длительностью суперфрейма (T_{sf}) и моментом получения плана распределения (τ_{RTD}), приводит к стохастичности результатов прогнозирования объема предполагаемого к обслуживанию мультимедийного трафика, что обусловливает введение избыточности запроса пропускной способности, гарантирующей выполнение требований по задержке и джиттеру задержки передачи пакетного трафика. Способ предоставления ресурса по требованию показан на рис. 2.

Как показывают результаты экспериментов, необходимость обеспечения требований для трафика, чувствительного к средней задержке и джиттеру задержки, на краткосрочных интервалах резервирования приводит к значительным величинам неиспользуемой пропускной способности спутникового канала (до 70%) [1]. Применение методов аппроксимации позволяет оценить значение интенсивности входного потока и, соответственно, спрогнозировать необходимую пропускную способность для обслуживания трафика. Кроме точечной оценки прогнозируемого значения интенсивности входного потока, необходимо учесть ошибки, связанные с разбросом оцениваемых значений и собственными погрешностями метода аппроксимации.

В рассматриваемом случае задача аппроксимации может решаться как полиномиальными, так и регрессионными методами. В качестве регрессионных рассмотрим модели, полученные методом наименьших квадратов (МНК) для степенной, линейной, параболической и гиперболической функций [3–5]. В числе интерполяционных моделей могут быть рассмотрены полиномы Ньютона, Лагранжа и Чебышева [6]. Таким образом, возможность применения регрессионных моделей для решения задач аппроксимации, методически разработанный аппарат оценки ошибок аппроксимации для регрессионных моделей и необходимость проверки полиномиальных моделей на расходимость за пределами базовой выборки позволяют сделать вывод о том, что для решения задачи прогнозирования нестационарной составляющей квазистационарного входного потока целесообразно использование линейной и полиномиальной аппроксимирующих моделей.

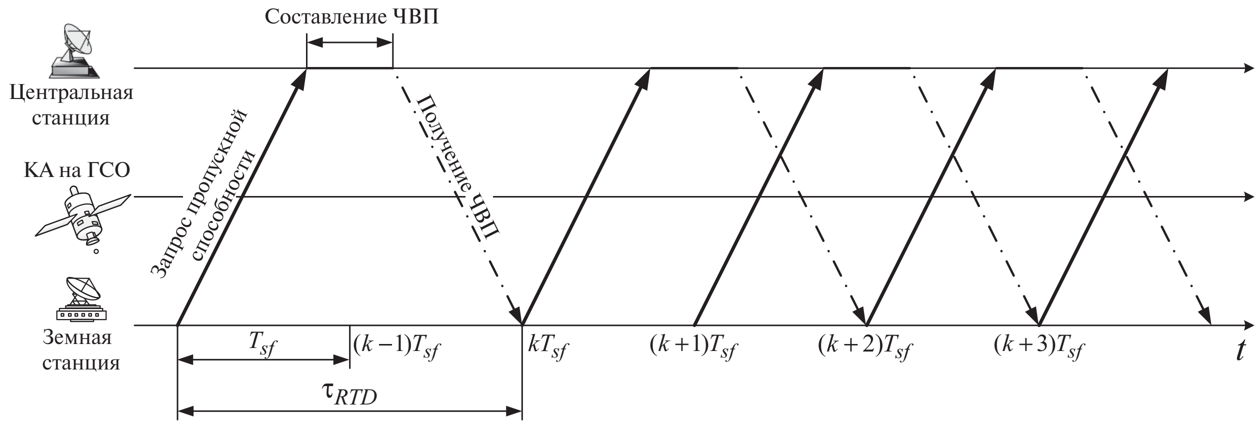

Рисунок 2. Способ предоставления ресурса по требованию в системах спутниковой связи: ЧВП – частотно-временные параметры; ГСО – геостационарная орбита

Определение типа и параметров используемого аппроксимирующего уравнения

При анализе статистических данных об оценках интенсивности входного потока λ необходимо принять решение о виде аппроксимирующего уравнения, которое в дальнейшем будет использовано при оценке и экстраполяции динамического изменения λ. Выбор между линейным и параболическим типами уравнений обусловлен возможностью предоставления статистических данных о мгновенных оценках интенсивности входного потока λ в общем случае параболической функцией. Однако если ускоряющаяся составляющая параболической функции стремится к нулю, то возможна замена параболического уравнения линейным без существенной потери точности. Необходимость такой замены обусловлена значительно более низкими требованиями к вычислительным ресурсам при расчете параметров линейного аппроксимирующего уравнения по сравнению с параболическим.

Возможность замены параболического аппроксимирующего уравнения линейным оценивается на основании анализа статистических данных об интенсивности входного потока λ в случае несущественности различий цепных абсолютных изменений [3]. Первоначально производится выравнивание статистических данных за m наблюдений по формуле

$$\tilde{\lambda}_{\text{выр}\,m} = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\lambda_i .$$

После этого рассчитывается оценка цепного прироста $\tilde{\Delta}_i$ для каждого из m наблюдений в виде

$$\tilde{\Delta}_i = \tilde{\lambda}_{\text{выр}\,i+1} - \tilde{\lambda}_{\text{выр}\,i} .$$

При этом весь объем собранных статистических данных разбивается на два по возможности равных подпериода n_1 и n_2. Для каждого из подпериодов вычисляются [4]:

- среднее статистическое $\overline{\Delta}_{j\,\text{ср}} = \frac{1}{n_j}\sum_{i=1}^{n_j}\tilde{\Delta}_i$, $j = 1, 2;$
- среднее квадратичное отклонение (СКО) как оценка генерального СКО с учетом потери одной степени свободы вариации
$$S_{\Delta_j} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(\tilde{\Delta}_i - \overline{\Delta}_{j\,\text{ср}})^2}{n_j - 1}},\ j = 1, 2;$$
- средняя ошибка среднего измерения $m_{\lambda,j} = \frac{S_{\Delta_j}}{\sqrt{n_j}}$, $j = 1, 2$.

Для проверки несущественности различий цепных абсолютных изменений в подпериодах n_1 и n_2 необходимо проверить существенность их различий попарно по t-критерию Стьюдента (возможна проверка всех различий сразу по критерию Фишера). Для этого определяется средняя случайная ошибка разностей двух выборочных средних оценок

$$m_{\lambda,\,\Delta j} = \sqrt{m_1^2 - m_2^2} .$$

Далее на ее основании вычисляется критерий Стьюдента о существенности различия двух подпериодов цепных приростов

$$t_{stud} = \frac{\overline{\Delta}_{1\,\text{ср}} - \overline{\Delta}_{2\,\text{ср}}}{\sqrt{m_1^2 - m_2^2}} . \tag{1}$$

Для вычисления критического значения t-критерия Стьюдента необходимо выбрать доверительную вероятность β правильного определения типа аппроксимирующего уравнения. На основании выбранного значения β определяется критическое значение t-критерия Стьюдента $t_{stud\ krit}$ при доверительной вероятности β и N степенях свободы [3]:

$$2\int_{0}^{t_{stud\ krit}} S_N(t)\,dt = \beta, \tag{2}$$

где S_N – плотность распределения Стьюдента с N степенями свободы; $N = (n_1 - 1) + (n_2 - 1)$.

Критерием принятия решения о несущественности различий цепных абсолютных изменений и, соответственно, возможности использования для описания статистических оценок λ линейным аппроксимирующим уравнением служит условие

$$t_{stud} << t_{stud\ krit}, \tag{3}$$

означающее, что различие средних приростов в разные периоды случайно с вероятностью $1 - \beta$.

Таким образом, условие (3) определяет тип уравнения, которое в дальнейшем используется для аппроксимации оценок интенсивности квазистационарного входного потока ЗС. При выполнении данного условия для аппроксимации статистических оценок λ используется линейное, а при его невыполнении – параболическое уравнение аппроксимации.

Определение параметров аппроксимирующего уравнения

При известном типе аппроксимирующего уравнения необходимо вычислить его параметры. Для этого используется МНК, состоящий в минимизации суммы квадратов отклонений фактических значений интенсивности λ от значений искомого уравнения $\tilde{\lambda}(t)$ [3, 4].

Для линейного уравнения вида

$$\tilde{\lambda}(t) = at + b \tag{4}$$

при применении МНК решение будет иметь вид

$$\tilde{\lambda}(t) = \left(\frac{12\sum_{i=1}^{n} \lambda_i t_i}{n^3 - n} \right) t + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \lambda_i. \tag{5}$$

Таким образом, уравнение (5) определяет аппроксимирующую функцию $\tilde{\lambda}(t)$ при известных значениях оценок информационного обмена λ_i в моменты времени t_i в случае выполнения условия (3).

Для параболического аппроксимирующего уравнения вида

$$\tilde{\lambda}(t) = at^2 + bt + c \tag{6}$$

при применении МНК решение будет иметь вид

$$\tilde{\lambda}(t) = \frac{15\left(12\sum_{(i)} \lambda_i t_i^2 + \sum_{(i)} \lambda_i - n^2 \sum_{(i)} \lambda_i\right)}{n^5 - 5n^3 + 4n} t^2 + \frac{12\sum_{(i)} \lambda_i t_i}{n^3 - n} t + \frac{(9n^2 - 21)\sum_{(i)} \lambda_i - 60\sum_{(i)} \lambda_i t_i^2}{4n(n^2 - 1)}. \tag{7}$$

Уравнение (7) определяет аппроксимирующую функцию параболического типа $\tilde{\lambda}(t)$ при известных значениях λ_i в моменты времени t_i в случае невыполнения условия (3).

Проверка адекватности уравнений аппроксимации интенсивности входного информационного потока

После получения аналитических зависимостей (5) и (7) для аппроксимации интенсивности информационного потока λ необходима их проверка на адекватность. Адекватность аналитических зависимостей (5) и (7) статистическим данным об оценках интенсивности информационного обмена λ проверяется по комплексному критерию, включающему следующие параметры [4]:

- коэффициент детерминации уравнения;
- коэффициент устойчивости уравнения;
- оценка средней ошибки аппроксимации.

Коэффициент детерминации уравнения применяется для измерения тесноты связи статистических данных об оценках интенсивности λ и аналитического уравнения аппроксимации. Количественно коэффициент детерминации равен квадрату корреляционного отношения

$$B = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\tilde{\lambda}(t_i) - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\lambda_i n_i\right)^2}{\sum_{i=1}^{n}\left(\lambda_i - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\lambda_i n_i\right)^2},$$

где $\tilde{\lambda}(t_i)$ – значение аппроксимирующего уравнения для интенсивности λ в момент t_i; λ_i – значение оценки интенсивности в момент t_i; n – число значений оценки интенсивности λ; t_i – номер момента времени.

Также для оценки тесноты связи статистических данных и аналитического аппроксимирующего уравнения применяется коэффициент неопределенности уравнения, значение которого обратно коэффициенту детерминации:

$$U = 1 - B.$$

Коэффициент устойчивости определяет устойчивость аппроксимирующего уравнения. Под устойчивостью здесь понимается процесс направленного изменения. В качестве показателя устойчивости используется коэффициент корреляции рангов Спирмена, определяемый выражением [4]:

$$\rho = 1 - \frac{6}{n^3 - n}\sum_{i=1}^{n}\Delta_i^2,$$

где n – число значений оценки интенсивности λ; Δ_i – разность фактических значений оценки интенсивности и номеров моментов времени.

Необходимо отметить, что оценка при $\rho \to 1$ означает случай устойчивости при постоянном росте уровней λ. В то же время оценка при $\rho \to (-1)$ означает случай устойчивости при постоянном сокращении уровней λ.

Оценка средней ошибки аппроксимации позволяет определить степень точности, с которой аппроксимирующее уравнение описывает статистически оцененный процесс и количественно определяется выражением [6]:

$$\bar{e} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\left|\lambda_i - \tilde{\lambda}(t_i)\right|}{\lambda_i}\right).$$

При анализе адекватности аппроксимирующих уравнений (5) и (7) статистическим данным об оценках интенсивности информационного обмена λ используется комплексный критерий оценки [3, 5]:

$$\begin{cases} U \to 0; \\ |\rho| \to 1; \\ \bar{e} \le 0{,}15. \end{cases} \tag{8}$$

В случае если полученные по функциям (5) и (7) аппроксимирующие уравнения оказываются не адекватны статистическим данным об оценках интенсивности информационного обмена, то необходимо продолжить накопление статистических данных о значениях λ до тех пор, пока указанные уравнения (5) и (7) не получат необходимую оценку адекватности.

Экстраполяция оценки интенсивности информационного потока

При экстраполяции оценки интенсивности информационного потока λ существенным является разделение всей интенсивности на постоянную и переменную составляющие.

Постоянная составляющая интенсивности квазистационарного потока с высокой достоверностью описывается моделью системы массового обслуживания (СМО) со стационарным пуассоновским потоком на входе.

Переменная составляющая интенсивности квазистационарного потока требует применения моделей с нестационарным пуассоновским потоком. Однако в силу своей высокой корреляции интенсивность обмена такими данными может быть оценена и аппроксимирована аналитическими уравнениями. Применение таких уравнений для аппроксимации обусловлено невозможностью в общем случае получить аналитическое решение для модели в виде СМО с нестационарным пуассоновским потоком.

Таким образом, интенсивность нестационарного входного потока $\lambda(t)$ в общем виде может быть представлена как:

$$\lambda(t) = \lambda_d(t) + \lambda_s(t), \tag{9}$$

где $\lambda_d(t)$ – постоянная составляющая интенсивности входного потока; $\lambda_s(t)$ – переменная составляющая интенсивности входного потока.

В этом случае выражение для переменной составляющей интенсивности входного потока имеет вид

$$\lambda_s(t) = \lambda(t) - \lambda_d(t). \tag{10}$$

Интенсивность $\lambda_s(t)$, определяемая выражением (10), будет аппроксимироваться уравнениями (5) и (7) и в дальнейшем использоваться для экстраполяции значения $\lambda(t)$.

Кроме того, выражение (10) используется для построения статистических данных об оценке переменной составляющей интенсивности входного потока. По статистическим данным производится аппроксимация оценки интенсивности входного потока уравнениями вида (5) и (7). Вид применяемого уравнения определяется выполнением условия (3). Время накопления необходимой статистики обусловливается объемом данных об оценке интенсивности (10) и адекватностью указанных уравнений аппроксимируемым данным и зависит от выполнения условия (8).

При известном решении задачи аппроксимации необходимо решить задачу экстраполяции интенсивности входного потока, как минимум, на длительности l суперфреймов $lT_{sfr} \le \lambda_{RTD}$.

Определим СКО S_{Δ_j} как оценку генерального СКО с учетом потери одной степени свободы вариации [4]:

$$S_\Delta = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(\tilde{\Delta}_i - \bar{\Delta}_{\text{ср}})^2}{n-1}}, \tag{11}$$

где n – число значений оценки интенсивности λ; $\tilde{\Delta}_i$ – оценка цепного прироста для каждого из i наблюдений, $\tilde{\Delta}_i = \tilde{\lambda}_{\text{выр}\,i+1} - \tilde{\lambda}_{\text{выр}\,i}$; $\bar{\Delta}_{\text{ср}}$ – среднее статистическое, $\bar{\Delta}_{\text{ср}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\tilde{\Delta}_i$.

С помощью выражения (11) определяется средняя ошибка прогноза аппроксимирующего уравнения на момент времени t_k ($t_k > t_n$) по формуле

- для однократного выравнивания

$$m_{\tilde{\lambda}}(t_k) = S_\Delta \sqrt{\frac{12nt_k + n^3 - n}{n\left(n^3 - n\right)}};$$

- для многократного скользящего выравнивания

$$m_{\tilde{\lambda}}(t_k) = S_\Delta \sqrt{\frac{12t_k n_b + n_b^3 l - n_b l}{n_b\left(n_b^3 l - n_b l\right)}}.$$

Для получения надежных границ прогноза следует среднюю ошибку умножить на величину t-критерия Стьюдента при указанной доверительной вероятности и при числе степеней свободы, равном $n-2$ – для линейного уравнения и $n-3$ – для параболического. При этом предельная ошибка прогноза аппроксимации может быть получена в виде:

$$\Delta\tilde{\lambda}_s(t_k)=tm_{\tilde{\lambda}}(t_k), \qquad (12)$$

где t определяется из распределения Стьюдента $2\int_0^t S_N(t)dt=\beta$ при доверительной вероятности β и N степенях свободы.

Выражение (12) позволяет получить с доверительной вероятностью β абсолютное значение ошибки прогноза $\Delta\tilde{\lambda}_s(t_k)$ в применении к переменной составляющей интенсивности информационного обмена в момент t_k.

Считая колебания случайно распределенными во времени, т.е. независимыми от аппроксимирующего уравнения, определим ошибку уравнения в конкретный момент t_k по правилу сложения независимых дисперсий [3]:

$$m_{\lambda}(t_k)=\sqrt{m_{\tilde{\lambda}}^2(t_k)+S_{\Delta}^2}.$$

Необходимо учесть, что выражение (12) определяет абсолютное значение ошибки в определении $\lambda_s(t_k)$, в то время как для практических нужд необходимо использовать верхнюю границу абсолютного значения аппроксимирующего уравнения. С учетом данного замечания и формулы (12) выражение (9) примет вид

$$\tilde{\lambda}(t_k)=\lambda_d(t_k)+\tilde{\lambda}_s(t_k)+\Delta\tilde{\lambda}_s(t_k). \qquad (13)$$

Выражение (13) определяет максимальное значение интенсивности входного потока, прогнозируемое в момент t_k.

Выводы

Для динамического резервирования пропускной способности обратных каналов разработана методика прогнозирования интенсивности пользовательской нагрузки абонентов земных станций сети спутниковой связи, заключающаяся в оценивании статистических и динамических характеристик входящего трафика пакетных данных с прогнозированием длины очереди в буфере земной станции с учетом запросов, совершенных на длительности предыдущих суперфреймов до момента получения плана распределения. Сравнение эффективности разработанной методики проводилось с применяемыми в системах спутниковой связи методиками фиксированного закрепления радиоресурса [1]. Как показывают результаты моделирования, значение коэффициента повышения пропускной способности при использовании данной методики до 45% выше, чем при использовании методик фиксированного закрепления радиоресурса.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Новиков Е.А., Павлов А.Р., Селезенев Н.В. Подход к решению задачи распределения частотно-временного ресурса сети спутниковой связи на основе стандарта DVB-RCS // Труды ВКА имени А.Ф. Можайского. 2013. Вып. 638. С. 44–52.
2. ETSI EN301 790. Digital Video Broadcasting (DVB): Interaction channel for satellite distribution systems. 2000. Vol. 1.2.2.
3. Елисеева И.И., Юзбашева М.М. Общая теория статистики. 5-е изд. М.: Финансы и статистика, 2004. 656 с.
4. Колемаев В.А., Староверов О.В., Турундаевский В.Б. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 1991. 400 с.
5. Булдык Г.М. Теория вероятностей и математическая статистика. Минск: Высшая школа, 1989. 258 с.
6. Кендалл М., Стьюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. М.: Наука, 1976. 736 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Алешкин Андрей Петрович, д.т.н., профессор, Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, Российская Федерация, 197198, Санкт-Петербург, ул. Ждановская, д.13, тел.: 8 (812) 347-97-59, e-mail: a_aleshkin@mail.ru.

Павлов Артемий Рафаилович, к.т.н., заместитель начальника отдела, Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, Российская Федерация, 197198, Санкт-Петербург, ул. Ждановская, д.13, тел.: 8 (812) 347-97-59.

Степанюк Орест Михайлович, к.т.н., доцент, старший научный сотрудник, Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, Российская Федерация, 197198, Санкт-Петербург, ул. Ждановская, д.13, тел.: 8 (812) 347-97-59.

Топорков Николай Святославович, начальник лаборатории, Военно-космическая академия имени А.Ф. Можайского, Российская Федерация, 197198, Санкт-Петербург, ул. Ждановская, д.13, тел.: 8 (812) 347-97-59.

For citation: Aleshkin A.P., Pavlov A.R., Stepanyuk O.M., Toporkov N.S. Methods of prediction intensity of user loads subscribers Earth stations in a satellite communication network. Voprosy radioelektroniki, 2019, no. 11, pp. 11–17.
DOI 10.21778/2218-5453-2019-11-11-17

A.P. Aleshkin, A.R. Pavlov, O.M. Stepanyuk, N.S. Toporkov

METHODS OF PREDICTION INTENSITY OF USER LOADS SUBSCRIBERS EARTH STATIONS IN A SATELLITE COMMUNICATION NETWORK

There are considered the features of a satellite communication system organization on the basis of DVB-RCS standard. In order to use effectively the satellite channel capacity it is necessary to form an optimal frequency-and-time structure of a reverse channel that depends, as well, on efficiency of earth stations user load intensity forecast. The methodology of forecast of earth stations subscribers user loads by means of estimation of static and dynamic characteristics of a packet data traffic is proposed. For estimation of input flow intensity and forecast of required capacity approximation methods are used. The method uses linear and polynomial approximation models. First, the parameters of approximating equation are defined, than adequacy of approximation equations to the input information flow intensity is performed. After extrapolation of information flow intensity estimation the maximum value of input information flow intensity forecasted at the moment tk is defined.

Keywords: capacity, radio channel load intensity, packet data traffic

REFERENCES

1. Novikov E.A., Pavlov A.R., Selezenev N.V. An approach to solving the problem of allocating the time-frequency resource of a satellite communications network based on the DVB-RCS standard. *Trudy VKA im. A.F. Mozhaiskogo,* 2013, iss. 638, pp. 44–52. (In Russian).
2. ETSI EN301 790. *Digital Video Broadcasting (DVB): Interaction channel for satellite distribution systems*. 2000, vol. 1.2.2.
3. Eliseeva I.I., Yuzbasheva M.M. *Obshchaya teoriya statistiki* [General theory of statistics]. 5th ed. Moscow, Finansy i statistika Publ., 2004, 656 p. (In Russian).
4. Kolemaev V.A., Staroverov O.V., Turundaevskii V.B. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Theory of probability and mathematical statistics]. Moscow, Vysshaya shkola Publ., 1991, 400 p. (In Russian).
5. Buldyk G.M. *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* [Theory of probability and mathematical statistics]. Minsk, Vysshaya shkola Publ., 1989, 258 p. (In Russian).
6. Kendall M., Stuart A., Ord J.K. *Advanced theory of statistics. Vol. 3: Design and analysis, and time-series.* 4th ed. Macmillan, 1983, 780 p.

AUTHORS

Aleshkin Andrey, D. Sc., professor, Mozhaisky Military Space Academy, 13, Zhdanovskaya St., Saint-Petersburg, 197198, Russian Federation, tel.: +7 (812) 347-97-59, e-mail: a_aleshkin@mail.ru.
Pavlov Artemy, Ph. D., deputy chief of the department, Mozhaisky Military Space Academy, 13, Zhdanovskaya St., Saint-Petersburg, 197198, Russian Federation, tel.: +7 (812) 347-97-59.
Stepanyuk Orest, Ph. D., assistant professor, senior staff scientist, Mozhaisky Military Space Academy, 13, Zhdanovskaya St., Saint-Petersburg, 197198, Russian Federation, tel.: +7 (812) 347-97-59.
Toporkov Nikolay, head of the laboratory, Mozhaisky Military Space Academy, 13, Zhdanovskaya St., Saint-Petersburg, 197198, Russian Federation, tel.: +7 (812) 347-97-59.