

Чипига Александр Федорович

Северо-Кавказский государственный технический университет.

E-mail: zik@ncstu.ru.

355003, г. Ставрополь, ул. Морозова, 105, кв. 15.

Тел.: 8 (9624) 44-10-70.

Заведующий кафедрой информационной безопасности.

Chipiga Alexander Fedorovich

North Caucasus State Technical University.

E-mail: zik@ncstu.ru.

App. 15, 105, Morozova str., Stavropol, 355003, Russia.

Phone: 8 (9624) 44-10-70.

head of Information Security department

Пелешенко Виктор Сергеевич

Северо-Кавказский государственный технический университет.

E-mail: zik@ncstu.ru.

355029, г. Ставрополь, проспект Кулакова, 2.

Тел.: 8 (9188) 65-70-32.

Доцент.

Peleshenko Viktor Sergeevich

North Caucasus State Technical University.

E-mail: zik@ncstu.ru.

2, Kulakova avenue, Stavropol, 355003, Russia.

Phone: 8 (9188) 65-70-32.

Associate professor.

Ерещенко Антон Александрович

Северо-Кавказский государственный технический университет.

E-mail: zik@ncstu.ru.

355029, г. Ставрополь, проспект Кулакова, 2.

Тел.: 8 (9624) 44-10-70.

Аспирант кафедры защиты информации.

Ereshenko Anton Aleksandrovich

North Caucasus State Technical University.

E-mail: zik@ncstu.ru.

2, Kulakova avenue, Stavropol, 355003, Russia.

Phone: 8 (9624) 44-10-70.

Post-graduate student.

УДК 004.414.23

О.П. Малофей, Л.А. Фомин, В.В. Радионов, Д.С. Ряднов

**МОДЕЛИРОВАНИЕ САМОПОДОБНОГО ТРАФИКА
ПРИ ПОСТРОЕНИИ СЕТЕЙ NGN**

Предложена математическая модель оценки эффективности и качества сети связи NGN при обслуживании самоподобного трафика путем варьирования каналами при одновременном снижении объема буфера.

Сети NGN; сетевой трафик; самоподобность; фрактальность трафика.

O.P. Malofei, L.A. Fomin, V.V. Radionov, S.A. Ryadnov

SELSIMILAR TRAFFIC MODEL ANALYSIS IN NGN NETS FORMATION

Mathimatic model of NGN link nets effectiveness and quality estatement in self-similar traffic service by chenals in butffer volume simultaneous decrease is given.

NGN nets; net traffic; selfsimilarity; traffic fractality.

Растущая популярность голосовых и мультимедийных услуг на основе IP-протокола вызывает существенные изменения в структуре инфокоммуникационных сетей, ставя на повестку дня вопрос о строительстве сетей следующего поколения. Сеть связи следующего поколения (NGN – Next Generation Network) – это концепция построения сетей связи, обеспечивающих представление неограниченного набора услуг с гибкими возможностями по их управлению, персонализации и созданию новых услуг [1]. Решения для сетей NGN предполагают реализацию универсальной транспортной сети с распределенной коммутацией, вынесение функций предоставления услуг в оконечные сетевые узлы и интеграцию с традиционными сетями связи. Особую значимость для проектирования сетей нового поколения имеют адекватные модели трафика, как отдельного источника, так и мультиплексированных потоков.

Последние исследования показывают, что телекоммуникационный трафик для большинства видов сервисов является самоподобным (фрактальным) [2]. Пакетизированная передача различных видов информации потребовала пересмотра многих задач теории телетрафика, связанных с описанием потоков и расчетом нагрузок на сеть в связи с проявлением свойств самоподобия в сетевом трафике. Пачечный характер трафика создает сложные условия функционирования сетевых структур, находящихся под его воздействием. Это вызвано тем, что как длина пачек, так и паузы между ними изменяются в широких пределах временных интервалов. Вследствие этого создаются условия резкой перегрузки сетевых элементов, чередующиеся с периодами простоя. Попытка преодолеть эту трудность за счет буферизации приводит к резкому снижению вероятностно-временных характеристик сети связи в целом.

Однако не существует удовлетворительных методик точных расчетов очередей для трафика, отличного от пуассоновского. Поэтому приходится пользоваться асимптотическими методами, например, основанными на известной методике для системы M/M/n/m [3]. Данная математическая модель сети связи позволяет установить аналитические зависимости между заданными условиями решаемой задачи и результатом его решения – показателем эффективности, в качестве которого использовано минимальное среднее время задержки при фиксированном значении вероятности отказа в обслуживании. Случайный процесс в системе предполагается марковским, а время обслуживания – экспоненциальным. Показано, что объем буфера при этих условиях должен быть строго дозирован, а его величина определяется из условия

$$f(\chi, n, m) = 0, \quad (1)$$

где χ – степень загрузки канала изотропной сети,

n – число каналов в каждом направлении передачи,

m – объем буфера.

Выражение (1) для сформулированных условий оптимизационной задачи имеет вид [2]

$$\sum_{\alpha=0}^{n_i} \frac{n_i!}{\alpha!} (n_i \chi)^{-(n_i-\alpha)} = \sum_{\alpha=1}^{m_i-1} \left(\frac{\alpha(m_i-\alpha)}{n_i \chi} - 1 \right) \chi^\alpha. \quad (2)$$

Найденное из уравнения (2) оптимальное приемлемое значение коэффициента загрузки каждого канала определяется независимым условием

$$\chi_{np}^{opt} = \frac{L \cdot \lambda_i}{n_i \cdot L \cdot \mu_i} = \frac{F_i}{V_i \cdot n_i}, \quad (3)$$

где L – длина пакета,

λ – интенсивность входного потока пакетов,

μ – интенсивность обслуживания,

F – поток пакетов в каждой ветви,

V – пропускная способность данной ветви.

При фиксированном значении вероятности отказа в обслуживании по причине отсутствия свободных сетевых ресурсов минимальное среднее время задержки $\bar{T}_{зад}^{\min}$ для изотропной сети равно

$$\bar{T}_{зад}^{\min} = \frac{1}{\gamma} \cdot k [\bar{P}_{отк} \sum_{\alpha=1}^{m_i} \alpha \chi^{-(m_i-\alpha)} + n \chi (1 - \bar{P}_{отк})], \quad (4)$$

где γ – общий трафик сети связи,

k – общее число направлений передачи,

$\bar{P}_{отк}$ – вероятность отказа.

Графики зависимостей $\bar{T}_{зад}^{\min} = f(m)$ и $\chi_{i\partial}^{\tilde{m}\partial} = \varphi(m)$ при различных значениях n , построенные в соответствии с формулами (4) и (2), соответственно, приведены на рис. 1 и 2.

Анализ графиков показывает, что с ростом числа каналов n при фиксированном объеме буфера m , среднее время задержки уменьшается, при этом коэффициент загрузки канала увеличивается, что позволяет сделать вывод о том, что увеличение числа каналов позволяет одновременно управлять эффективностью и качеством системы связи, приводя к одновременному росту обоих показателей. Повидимому, этот принцип является универсальным и не зависит от закона изменения трафика. Поскольку такая зависимость проявляется существенно при уменьшении объема буфера, то не противоречит сделанному в [4] утверждению о необходимости снижения памяти системы при обслуживании самоподобного трафика.

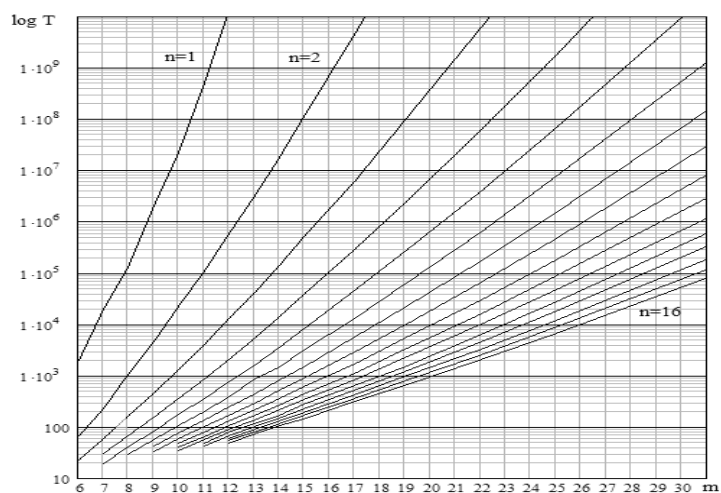


Рис. 1. Графики $\overline{T}_{\min}^{\text{зад}}$

На практике в реальных системах массового обслуживания поток заявок редко бывает пуассоновским и еще реже наблюдается экспоненциальное распределение времени обслуживания произвольных потоков событий, переводящих систему из одного состояния в другое. Аналитические решения данной задачи получены только для отдельных частных случаев, а в общем случае, особенно при долговременно зависимом трафике, удовлетворительных методов математического описания таких процессов не существует. Как показывает зарубежный опыт внедрения новой техники, традиционные методы расчета объема оборудования (особенно емкости накопителей), основанные на марковских моделях и формулах Эрланга, приводят к значительной недооценке нагрузки и дают неоправданно оптимистические решения при обслуживании самоподобного трафика.

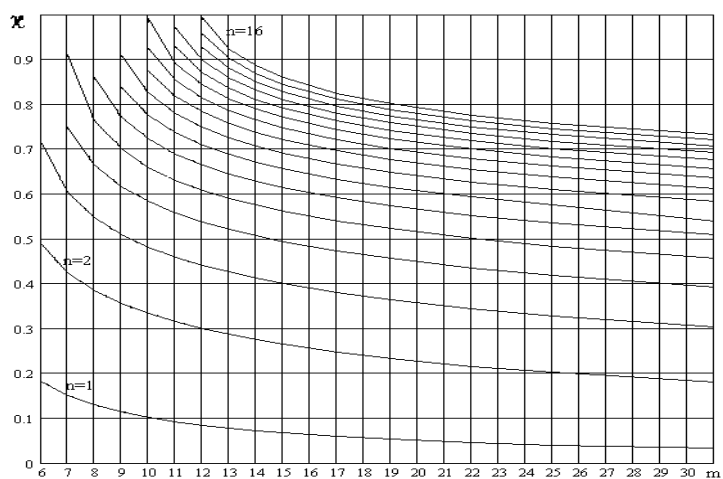


Рис. 2. Графики χ_{np}^{om}

Многочисленные публикации, появившиеся в последние годы, посвящены созданию математических моделей долговременно зависящего трафика для анализа сетевой производительности при построении очередей. Увеличение длин очередей с точки зрения распределения задержек буферизации оказывается малоэффективным, когда обслуживается самоподобный трафик. В [4], например, приводятся результаты исследования характера построения очередей, когда на узел поступает самоподобный трафик, и делается вывод о том, что долговременная зависимость (ДВЗ) имеет незначительное влияние на QoS в реальных условиях при уменьшении объема буфера, когда снижается память системы, устраняющая влияние ДВЗ.

Целью статьи является разработка методики оценки эффективности и качества сети связи при обслуживании самоподобного трафика путем варьирования каналами при одновременном снижении объема буфера. Задача решается методом статистических испытаний.

Для построения модели, адекватно описывающей поведение системы, находящейся под воздействием потока событий с произвольным законом распределения, применяется метод статистических испытаний (метод Монте-Карло). Для сложных систем, в которых случайные факторы взаимодействуют между собой, этот метод оказывается проще любых аналитических методов. Методом статистических испытаний можно находить не только вероятности событий, но и средние значения случайных величин, однако в этом случае уже действует не теорема Бернулли, а теорема Чебышева (закон больших чисел). Этим методом можно определить не только математическое ожидание, но и дисперсию интересующих случайных процессов.

Для осуществления метода Монте-Карло используются генераторы псевдослучайных чисел. При статистическом моделировании систем массового обслуживания (СМО) предполагают, что моделируемый случайный процесс является стационарным, протекает неограниченно долго и имеет не зависящие от времени вероятностные характеристики, т.е. процесс (например, поток заявок, переводящий систему из одного состояния в другое) не является пуассоновским, а описывается произвольным законом распределения $f(t)$ и интервалом времени между заявками (τ).

В случае рассмотрения нестационарных режимов или изучения начального, нестационарного периода функционирования системы, моделирование производится тем же способом, но при этом разыгрывается множество реализаций процесса, а необходимые вероятностные характеристики системы находятся обработкой всего материала, как статистические средние по множеству реализаций.

При моделировании стационарных режимов можно пользоваться одной достаточно длинной реализацией, а интересующие вероятностные характеристики могут быть получены усреднением по времени для этой реализации. В этом случае процесс должен обладать эргодическим свойством, что означает: какая бы реализация не имела место в действительности, при $t \rightarrow \infty$, получается процесс с одними и теми же свойствами. Это справедливо, когда существует предельный режим.

Учитывая сказанное, проанализируем работу СМО, обслуживающую самоподобную сетевую нагрузку. Предположим, что случайный процесс под воздействием которого находится СМО, является стационарным и протекает неограниченно долго. В качестве модели СМО рассмотрим n -канальную систему, содержащую m -мест в очереди, граф состояний которой представлен на рис. 3.

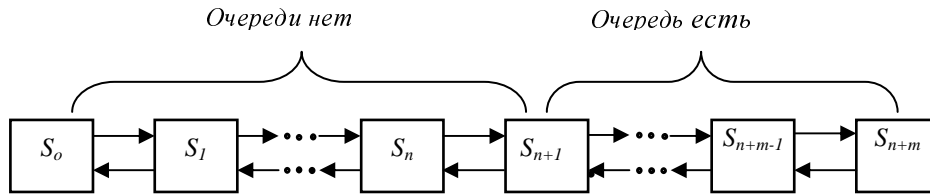


Рис. 3. Модель СМО

Поток заявок, переводящий систему из одного состояния в другое, – стационарный, обладающий долговременной зависимостью с произвольным законом распределения $q(\tau)$ интервала времени τ между заявками. Время обслуживания одной заявки также распределено по закону $\psi(\tau)$, отличному от экспоненциального. Независимо от того, каковы были начальные условия и первоначальный период работы системы, считаем, что данная реализация является типичным представителем всего класса реализаций (генеральной совокупности).

Поток заявок – самоподобный процесс, интервалы времени между заявками представляют собой независимые случайные величины, распределенные по одному и тому же закону Парето

$$q(\tau) = \frac{ab^a}{\tau^{a+1}},$$

где a – параметр формы,

b – нижний граничный параметр.

Время обслуживания одной заявки – постоянная величина $t_0 = const$, одинаковая для всех каналов. Заявка, прошедшая в момент, когда все каналы заняты и свободные места в очереди отсутствуют, получает отказ и покидает систему.

Для простоты примем, что в начальный момент ($\varphi = 0$) система находится в состоянии S_0 (свободна). Моделирование начнем с того, что разыгрываем на оси t поток заявок, то есть ряд случайных точек t_1, t_2, t_3, \dots , моментов прихода заявок, определяемых табл. 1, которая получена путем преобразования достаточно длинной реализации, разыграв несколько сот значений случайной величины с законом распределения.

Разыгрывается случайная величина

$$\tau = F^{-1}(R) = \frac{b}{(1-R)^{\frac{1}{a}}} = \frac{b}{1-(rnd)^{\frac{1}{a}}},$$

где rnd – случайная переменная, равномерно распределенная в интервале $(0,1)$, $a = 1$.

Значения интервала времени τ между заявками приведены в табл. 1.

На основе полученных данных можно определить интересующие вероятностные характеристики СМО. Разделив ось $(0,t)$ на участки соответственно числу за-

нятых каналов, найдем вероятности P_0, P_1, P_2, \dots того, что эти каналы будут заняты. Очевидно, что $T_0 + T_1 + T_2 + \dots + T_m = T$.

При большом T вероятности P_0, P_1, P_2, \dots будут приближенно равны отношениям

$$P_0 = T_0 / T; \quad P_1 = T_1 / T; \quad P_2 = T_2 / T \quad \text{и т. д.}$$

Аналогично определим вероятности пребывания заявок в очереди:

$$\tilde{P}_0 = \tilde{T}_0 / T; \quad \tilde{P}_1 = \tilde{T}_1 / T; \quad \tilde{P}_2 = \tilde{T}_2 / T \quad \text{и т. д.,}$$

где знак \sim относится к заявкам, находящимся в очереди.

Таблица 1

Значения интервала времени τ между заявками

2,227	3,105	2,481	4,752	2,201	3,717	2,397	2,098	2,166
18,657	2,131	2,009	2,922	3,169	2,190	2,699	2,060	4,297
2,886	5,679	9,524	2,947	2,727	5,388	4,261	35,331	3,209
2,335	5,002	2,532	3,520	2,009	2,350	3,116	4,963	2,787
3,951	2,717	3,956	3,158	3,885	3,059	2,171	2,638	2,878
4,012	2,194	2,806	3,650	2,166	2,159	3,609	2,641	10,944
2,173	4,736	2,224	4,678	2,176	3,863	2,356	3,548	3,793
2,136	4,919	2,878	2,640	8,886	2,980	2,752	5,112	2,712
15,317	3,916	2,231	4,991	2,831	2,028	3,059	2,921	5,048
3,418	5,034	2,120	2,415	2,367	2,157	4,918	3,163	2,314
3,418	5,034	2,120	2,415	2,367	2,157	4,918	3,163	2,314
2,002	4,544	2,251	2,992	2,125	4,018	2,960	2,665	3,629
2,665	3,078	3,282	2,840	3,626	2,222	2,206	2,715	2,105
2,102	7,641	6,160	2,275	2,605	3,279	2,701	3,154	5,248
3,265	3,035							

Среднее число занятых каналов получается обычным способом, как математическое ожидание дискретной случайной величины Z – числа занятых каналов:

$$\bar{Z} = 1 \cdot p_1 + 2 p_2 + 3 p_3 \dots$$

Среднее время ожидания заявки в очереди приближенно равно среднему арифметическому этих времен

$$\bar{t}_{ож} = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N t_{ож}^{(k+i)}.$$

Дисперсия времени ожидания находится аналогичным образом:

$$D[t_{ож}] = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N (t_{ож}^{(k+i)})^2 - t_{ож}^{-2}.$$

Вероятность отказа на большом участке времени T определится как отношение N заявок, помеченных звездочкой, к общему числу N заявок, поступивших за это время.

Расчеты проведены на базе ПЭВМ с использованием авторской программы расчета, написанной в среде программирования "C++ Builder" и программы "Mathcad - 2001". Моделируя работу СМО методом статистических испытаний и располагая одной реализацией (см. табл. 1), произведем оценку предельных характеристик системы (при $t \rightarrow 10 \tilde{n}$):

- вероятности состояний (вероятности того, что будут заняты все каналы, вероятности нахождения в очереди) – $P_0=0,1$; $P_1=0,15$; $P_2=0,1$; $P_3=0,6$;
- среднее число занятых каналов – $z=2,15$;
- среднее время ожидания заявки в очереди – $T_{ож}=0,8$ с;
- вероятность отказа (заявка покинет систему не обслуженной) – $P_{отк}=0$;
- среднее время пребывания заявки в системе – $T_{сист}=2$ с;
- среднее число мест в очереди – $m=3$.

Возникает вопрос об оценке точности характеристик случайного явления, полученных методом Монте-Карло, ответ на который базируется на центральной предельной теореме теории вероятностей. Согласно этой теореме, при большом числе опытов N их средний результат распределен приблизительно по нормальному закону [5]. При большом числе опытов можно полагать, что вероятность того, что частота p^* отличается от вероятности $p = m_{p^*}$ не более, чем на заданную величину ε , то есть

$$P(|p^* - p| < \varepsilon) = 2\Phi\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{p(p-1)}\right).$$

Если производится ряд независимых опытов, в каждом из которых событие A появляется с вероятностью p , то каково должно быть число опытов (длина реализации) для того, чтобы с заданной, достаточно высокой вероятностью Q , называемой «уровнем доверия», можно было ожидать, что частота p^* отклонится от его вероятности p меньше, чем на ε ? На практике уровень доверия Q выбирается каким-нибудь круглым значением, близким к единице, например 0,95 или 0,99 или 0,995 и т. д., в зависимости от важности задачи.

Приравняем этому значению Q правую часть равенства для $P(|p^* - p| < \varepsilon) = Q$, получим

$$2\hat{\Phi}\left(\frac{\varepsilon\sqrt{N}}{\sigma_x}\right) = Q.$$

В данном случае для оценки точности моделирования в первом приближении воспользовались вместо $p(p-1)$ статистической оценкой σ_{δ} , полученной в серии из N реализаций

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^2 - \bar{x}^2},$$

где \bar{x} – среднее арифметическое.

Отсюда получаем формулу для числа опытов N :

$$N = \frac{\sigma_x^2}{\varepsilon^2} \left[\hat{\sigma}^{-1} \left(\frac{1}{2} Q \right) \right]^2, \quad (7)$$

где Φ^{-1} – функция, обратная функции Лапласа.

В табл. 2 приведены значения функции $\hat{\sigma}^{-1} \left(\frac{1}{2} Q \right)^2$ для некоторых, наиболее типичных значений уровня доверия Q .

Таблица 2

Значения функции $\hat{\sigma}^{-1} \left(\frac{1}{2} Q \right)^2$

Q	0,8	0,85	0,90	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,995	0,999	0,9995	0,9999
$\left[\Phi^{-1} \left(\frac{1}{2} Q \right) \right]^2$	1,64	2,08	2,71	3,84	4,21	4,49	5,43	6,61	7,90	10,9	12,25	15,2

Пользуясь табл. 1 при $\varepsilon = 0,1$ и $\sigma_x = 0,85$ и достаточно высоком уровне доверия $Q=0,95$ находим $\left[\Phi^{-1} \left(\frac{1}{2} Q \right) \right]^2 = 3,84$.

При этом $\left(\frac{\sigma_x}{\varepsilon} \right)^2 = 72,25$.

Необходимое число опытов, определяемое по формуле (7), $N=277$ опытов.

Проведенные исследования показывают, что при обработке самоподобного трафика необходимо снижать память системы. Для поддержания QoS на заданном уровне следует управлять числом каналов в каждом направлении передачи информации, снижая время пребывания в очереди за счет уменьшения объема буферной памяти в узлах коммутации. Как показывает анализ СМО типа M/M/n/m, такое управление позволяет одновременно поддерживать на достаточно высоком уровне и эффективность системы, и ее качество. Поскольку самоподобный трафик

по своим статистическим свойствам существенно отличается от пуассоновских моделей, то для расчета параметров СМО необходимо использовать метод статистических испытаний. Использование метода Монте-Карло подтверждает сделанные ранее предположения о высоких значениях эффективности и качества сети связи с ограниченным буфером при самоподобном входном трафике. Анализ показал, что при этом необходим начальный объем буфера, который сглаживает трафик, позволяя поддерживать его в допустимых пределах номинальных значений.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Гольдштейн Б.С., Ехриель И.М., Рерле Р.Д. Интеллектуальные сети. – М.: Радио и связь, 2000. – 512 с.
2. Шелухин О. И., Теняков А.М., Осин А.В. Фрактальные процессы в телекоммуникациях. – М: Радиотехника, 2003. – 408 с.
3. Турко С.А., Фомин Л.А., Будко П.А. и др. Оптимизация пропускных способностей звеньев Ш-ЦСИС при ограниченных сетевых ресурсах // Электросвязь.– 2002.– №2. – С. 17 – 19.
4. Grossglauser M. and Bolot J.-C. On the relevance of long-range dependence in network traffic. SIGCOMM-96, August 1996.
5. Вентцель Е.С. Исследование операций. – М.: Наука, 1989 . – 552 с.

Малофей Олег Павлович

Ставропольский военный институт связи ракетных войск.
E-mail: SVISRV@mail.ru.
355021, г. Ставрополь, ул. Артема, 2.
Тел.: 8 (8652) 26-04-63.
Заместитель начальника института по учебной и научной работе.

Malofei Oleg Pavlovich

Stavropol military institute of communication
E-mail: SVISRV@mail.ru.
2, Artema str., Stavropol, 355021, Russia.
Phone: 8 (8652) 26-04-63.
Deputy chief of institute on educational and scientific work.

Фомин Лев Андреевич

Ставропольский военный институт связи ракетных войск.
E-mail: SVISRV@mail.ru.
355021, г. Ставрополь, ул. Артема, 2.
Тел.: 8 (8652) 77-02-86.
Профессор.

Fomin Lev Andreevich

Stavropol military institute of communication
E-mail: SVISRV@mail.ru.
2, Artema str., Stavropol, 355021, Russia.
Phone: 8 (8652) 77-02-86.
Professor.

Радионов Владимир Витальевич

Ставропольский военный институт связи ракетных войск.
E-mail: SVISRV@mail.ru.
355021, г. Ставрополь, ул. Артема, 2.
Тел.: 8 (918) 863-91-92.
Старший преподаватель.

Radionov Vladimir Vitalievich

Stavropol military institute of communication

E-mail: SVISRV@mail.ru.

2, Artema str., Stavropol, 355021, Russia.

Phone: 8 (918) 863-91-92.

Senior lecturer.

Ряднов Денис Сергеевич

Ставропольский военный институт связи ракетных войск.

E-mail: SVISRV@mail.ru.

355021, г. Ставрополь, ул. Артема, 2.

Тел.: 8 (918) 816-011.

Соискатель.

Ryadnov Denis Sergeevich

Stavropol military institute of communication

E-mail: SVISRV@mail.ru.

2, Artema str., Stavropol, 355021, Russia.

Phone: 8 (918) 816-011.

Competitor.