

МАТЕМАТИКА

УДК 621.39

Управление ресурсами соты в обычных и чрезвычайных ситуациях

Г. П. Башарин, С. Н. Клапоущак

*Кафедра систем телекоммуникаций
Российский университет дружбы народов
Россия, 117198, Москва, ул. Миклуто-Маклая, 6*

В работе исследовано функционирование одной соты ССПС, в которую поступают три типа вызовов: экстренные, новые неэкстренные и хэндовер-вызовы. Построена математическая модель соты с буферами ожидания и резервными каналами для экстренных и хэндовер-вызовов. Предложен алгоритм доступа к ресурсам соты этих типов вызовов, позволяющий регулировать приоритет экстренных вызовов для обычных и чрезвычайных ситуаций. Получены формулы для основных ВВХ и разработан эффективный алгоритм решения СУГБ. Результаты работы могут быть использованы в практической деятельности операторов сотовой связи как в обычных ситуациях, так и в случае ЧС.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: сети сотовой подвижной связи (ССПС), экстренные вызовы, хэндовер, чрезвычайные ситуации (ЧС), система уравнений глобального баланса (СУГБ), вероятностно-временные характеристики (ВВХ).

Введение

В конце XX и в начале XXI века сети сотовой подвижной связи (ССПС) развиваются очень быстро, становясь частью современной цивилизации и способствуя глобализации. ССПС развиваются не только количественно (число мобильных телефонов превысило число стационарных как в мире в целом, так и в отдельных странах, включая РФ), но и качественно — происходит достаточно быстрая смена технологий и повсеместно завершён переход от технологии 1G к технологии 2G, происходит переход от технологии 2G к технологиям 2.5G и 3G. Возникает много новых радиофизических, радиотехнических и математических проблем и задач, о чём свидетельствует огромный объём публикаций [1].

Значительная часть проблем требует для своего решения привлечения вероятностных методов, включая методы ТМО и ТТ [1, 2]. Одной из таких проблем является классическая проблема перегрузок в сетях связи, которая возникла в начале XX века и, собственно, привела к возникновению ТТ и способствовала развитию ТМО.

Перегрузки могут возникать в определённые периоды (например, в праздничные дни, во время крупных спортивных мероприятий), что позволяет к ним заранее подготовиться, увеличив ресурс сети к началу периода больших нагрузок. Но наибольшую трудность представляет собой проблема перегрузок, время которых невозможно предсказать — это стихийные бедствия, природные или технические катастрофы, а в последние годы и террористические акты. Все эти причины принято называть чрезвычайными ситуациями. В эти периоды нагрузка может во много раз превышать нормальную, а часть сети, например базовые станции (БС) мобильной сети, может выходить из строя полностью или частично.

Существуют различные подходы к исследованию поведения ССПС после ЧС. В работах [3, 4] представлен макроподход, когда рассматривается большой фрагмент сети (регион) и исследуется живучесть сотовой сети при разных типах ЧС.

Предполагается, что часть БС полностью теряет работоспособность и с помощью вероятностно-графовых методов исследуется вероятность установления соединений между абонентами посредством оставшихся работоспособных БС. Эта проблема близка к рассматривавшимся в последней четверти XX века задачам расчёта надёжности и живучести сетевых структур.

В работе [5] в рамках микроподхода рассматривается отдельная сота ССПС, которая не выходит из строя после ЧС, но на неё резко увеличивается поток экстренных вызовов. Этот поток рассматривается отдельно от обычных новых вызовов из рассматриваемой соты и хэндовер-вызовов из смежных сот, поскольку экстренные вызовы должны иметь наивысший приоритет.

В настоящей статье рассматривается одна сота ССПС, в которую поступают три потока вызовов: экстренные, хэндовер и новые неэкстренные вызовы. Предлагается ввести в соте два буфера ожидания: для экстренных и хэндовер-вызовов. При выборе вызова, находящегося в буфере, на обслуживание вводится алгоритм управления доступом, заключающийся в гибком регулировании выбора канала для обслуживания между экстренными и хэндовер-вызовами с помощью задаваемого параметра. Благодаря этому параметру возможно оперативное реагирование на изменение трафика при резком переходе от обычного режима функционирования соты к режиму работы в условиях ЧС. Также для улучшения качества обслуживания приоритетных типов вызовов предусматривается введение резервных каналов в соте. С использованием методики, изложенной в [2], строится математическая модель соты в виде трёхмерного ступенчатого марковского процесса (СтМП). Предлагается новый эффективный алгоритм решения СУГБ и определяется равновесное распределение, получены формулы для основных ВВХ.

1. Математическая модель

Всего на БС соты имеется C разговорных каналов. В неё поступают три потока вызовов: экстренные вызовы из этой же соты (1-вызовы), хэндовер-вызовы из соседних сот (2-вызовы) и новые неэкстренные вызовы (3-вызовы), возникающие в пределах рассматриваемой соты, с интенсивностями λ_1 , λ_2 и λ_3 соответственно. Время обслуживания вызова любого из трёх типов имеет экспоненциальное распределение с параметром μ . Из общего числа C каналов выделено g резервных каналов исключительно для обслуживания приоритетных типов вызовов: экстренных и хэндовер-вызовов.

В системе реализован принцип обслуживания с ожиданием как для 1-вызовов, так и для 2-вызовов. Если 1-вызов или 2-вызов застает при поступлении в соту все каналы занятыми, он помещается в буфер ожидания ёмкостью r_1 и r_2 соответственно. 1-вызов, находящийся в очереди, может покинуть её с интенсивностью ν_1 , не дождавшись обслуживания, вследствие специфики чрезвычайных ситуаций, когда жизнь абонента находится под угрозой и возможно возникновение непредвиденных помех при установлении связи с БС соты. 2-вызов, находящийся в очереди, также может покинуть её с интенсивностью ν_2 вследствие пересечения абонентом границы хэндовер-зоны. При этом происходит разрыв уже установленного соединения.

Произвольному вызову может быть отказано в обслуживании по следующим причинам:

- вызов застал все каналы и все места в буфере для ожидания (для экстренных и хэндовер-вызовов) занятыми;
- экстренный или хэндовер-вызов после попадания в буфер ушёл из системы, не дождавшись обслуживания.

На систему накладываются следующие ограничения:

- все потоки вызовов, поступающие в соту, пуассоновские и независимые;
- после окончания обслуживания в соте разговор прекращается или вызов покидает соту, не оказывая влияния на другие вызовы;
- экстренные вызовы не используют процедуру хэндовера.

На рис. 1 представлена схема рассматриваемой системы. На нём дополнительно введены обозначения n_i , $i = 1, 2$ — количество i -вызовов в соответствующей очереди.

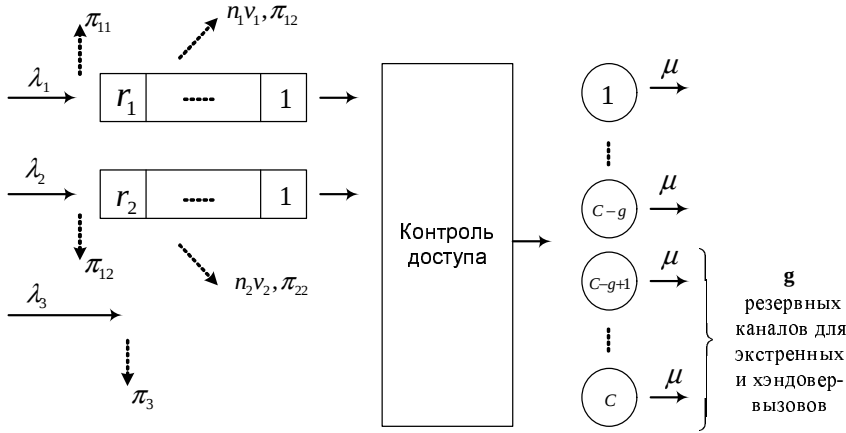


Рис. 1. Модель рассматриваемой соты.

Контроль доступа к ресурсам соты осуществляется следующим образом: зададимся некоторым коэффициентом b (т.н. коэффициент взвешивания). Тогда при наличии в обеих очередях хотя бы по одному вызову экстренный вызов будет принят на обслуживание с вероятностью

$$A = P\{bT_1 < T_2\}, \quad (1)$$

а хэндовер-вызов — с вероятностью

$$\bar{A} := 1 - A = P\{bT_1 > T_2\}, \quad (2)$$

где T_i , $i = 1, 2$ — время, оставшееся до ухода i -вызова из очереди.

Поскольку в рассматриваемом случае известно, что СВ T_1 и T_2 имеют экспоненциальное распределение, мы можем получить значения вероятностей (1) и (2) в явном виде. Как известно из курса теории вероятностей, если СВ T_1 распределена экспоненциально с параметром ν_1 , то СВ bT_1 также будет иметь экспоненциальное распределение, но с параметром $\frac{\nu_1}{b}$. Тогда для вероятностей (1) можно получить

$$\begin{aligned} P\{bT_1 < T_2\} &= \int_0^\infty P\{T_2 = c\}P\{bT_1 < c\}dc = \\ &= \int_0^\infty f_{T_2}(c)F_{bT_1}(c)dc = \int_0^\infty \nu_2 e^{-\nu_2 c} \left(1 - e^{-\frac{\nu_1}{b}c}\right) dc = \\ &= -e^{-\nu_2 c} \Big|_0^\infty + \frac{\nu_2 e^{-(\nu_2 + \frac{\nu_1}{b})c}}{\nu_2 + \frac{\nu_1}{b}} \Big|_0^\infty = 1 - \frac{\nu_2}{\nu_2 + \frac{\nu_1}{b}} = \frac{\frac{\nu_1}{b}}{\nu_2 + \frac{\nu_1}{b}}. \end{aligned}$$

Откуда, выполняя аналогичные преобразования для (2),

$$A = \frac{\frac{\nu_1}{b}}{\nu_2 + \frac{\nu_1}{b}} = \frac{\nu_1}{\nu_1 + b\nu_2} \rightarrow \begin{cases} 1, & b \rightarrow 0 \\ 0, & b \rightarrow \infty \end{cases}, \quad (3)$$

$$\bar{A} = \frac{\nu_2}{\nu_2 + \frac{\nu_1}{b}} = \frac{b\nu_2}{\nu_1 + b\nu_2} \rightarrow \begin{cases} 0, & b \rightarrow 0 \\ 0, & b \rightarrow \infty \end{cases}. \quad (4)$$

Предложенный алгоритм доступа включает в себя в качестве частных случаев алгоритмы выбора вызова из очереди на обслуживание с относительным приоритетом для любого из классов вызовов: при $b = 0$ относительный приоритет получают экстренные вызовы, а при $b = \infty$ — хэндовер-вызовы, поскольку при этом $A = 1$ и $A = 0$ соответственно.

Поведение рассматриваемой системы во времени описывается трёхмерным СтМП

$$\mathbf{X}(t) = (X_1(t), X_2(t), X_3(t)), \quad t \geq 0, \quad (5)$$

где

$X_1(t)$ — число вызовов, находящихся на обслуживании в момент времени t ,
 $X_2(t)$ — число экстренных вызовов в очереди в момент времени t ,
 $X_3(t)$ — число хэндовер-вызовов в очереди в момент времени t .

Пространство состояний этого процесса имеет вид

$$\mathbf{S} = \{(c, 0, 0) \cup (C, i, j) : c = \overline{0, C}; i = \overline{0, r_1}; j = \overline{0, r_2}\}.$$

Матрицу интенсивностей переходов процесса $\mathbf{X}(t)$ обозначим $A = [a(s, t)]_{s, t \in \mathbf{S}}$. Граф интенсивностей переходов процесса представлен на рис. 2.

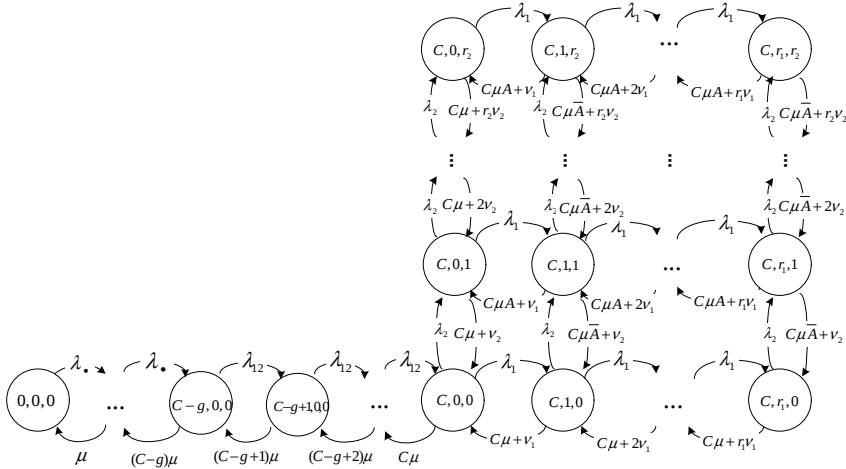


Рис. 2. Граф интенсивностей переходов случайного процесса $X(t)$.

Пусть выполняются все условия для существования равновесного распределения $P(c, i, j)$, $(c, i, j) \in \mathbf{S}$ МП (5) [2]. Для краткости обозначим равновесные вероятности процесса $\mathbf{X}(t)$, когда заняты все C разговорных каналов следующим образом

$$P(C, i, j) =: p_{i,j}; \quad i = \overline{1, r_1}, \quad j = \overline{1, r_2}.$$

По аналогии с [2] нетрудно показать, что СУГБ для процесса $X(t)$ имеет вид

$$\begin{aligned} [\lambda_1 + \lambda_2 + u(c - C + g + 1)\lambda_3 + u(c)c\mu]P(c, 0, 0) = \\ = u(c)[\lambda_1 + \lambda_2 + u(c - C + g)\lambda_3]P(c - 1, 0, 0) + \\ + (c + 1)\mu P(c + 1, 0, 0); \quad c = \overline{0, C - 1}; \end{aligned}$$

$$(\lambda_1 + \lambda_2 + C\mu)P(C, 0, 0) = (\lambda_1 + \lambda_2)P(C - 1, 0, 0) + (C\mu + \nu_1)p_{1,0} + (C\mu + \nu_2)p_{0,1};$$

$$\begin{aligned}
& \{u(r_1 - i)\lambda_1 + u(r_2 - j)\lambda_2 + u(i)C\mu[A - (A - 1)(1 - u(j))]\} + \\
& \quad + i\nu_1 + u(j)C\mu[\bar{A} - (\bar{A} - 1)(1 - u(i))] + j\nu_2\}p_{i,j} = \\
& = u(i)\lambda_1 p_{i-1,j} + u(j)\lambda_2 p_{i,j-1} + \\
& \quad + \{u(r_1 - i)C\mu[A - (A - 1)(1 - u(j))] + (i + 1)\nu_1\}p_{i+1,j} + \\
& \quad + \{u(r_2 - j)C\mu[\bar{A} - (\bar{A} - 1)(1 - u(i))] + (j + 1)\nu_2\}p_{i,j+1}; \\
& \quad i = \overline{0, r_1}, \quad j = \overline{0, r_2}, \quad i + j > 0.
\end{aligned} \tag{6}$$

2. Решение СУГБ

Решение полученной СУГБ стандартными матричными методами приводит к значительным вычислительным трудностям. В данной работе предложен алгоритм вычисления стационарных вероятностей, использующий специфический вид графа интенсивностей переходов процесса $X(t)$. Предложенный алгоритм при больших значениях структурных параметров системы показывает гораздо большую скорость вычислений, чем решение СУГБ напрямую. Суть алгоритма заключается в сведении СУГБ (6) размерности $C + (r_1 + 1)(r_2 + 1)$ к СЛУ размерности r_1 (или r_2 , в зависимости от значений этих параметров) с вероятностями $p_{0,k} =: x_k$; $k = \overline{1, r_2}$ (6) в качестве неизвестных. Для остальных вероятностей находится их выражение через линейную комбинацию значений (6).

2.1. Параметры производительности системы

Теперь вероятности блокировок (т. е. вероятности мгновенной потери на входе в систему вызовов соответствующего типа) для трёх типов вызовов могут быть записаны следующим образом

$$\pi_{11} = p_{r_1, \bullet}; \quad \pi_{21} = p_{\bullet, r_2}; \quad \pi_3 = p_{\bullet, \bullet} = 1 - \sum_{k=0}^{C-1} P\{k, 0, 0\} \tag{7}$$

для экстренных, хэндовер- и новых неэкстренных вызовов соответственно.

Вероятности ухода из очереди без обслуживания для экстренных и хэндовер-вызовов можно вычислить, исходя из следующих соображений.

Введём случайные величины ζ_1 и ζ_2 — количество вызовов, ожидающих обслуживания соответственно в очереди для 1-вызовов и 2-вызовов. Матожидания этих величин можно получить по формулам

$$\begin{aligned}
E\zeta_1 &= \sum_{i=1}^{r_1} i p_{i, \bullet}, \\
E\zeta_2 &= \sum_{j=1}^{r_2} j p_{\bullet, j}.
\end{aligned}$$

Если очередь 1-вызовов не пуста, то $\nu_1 E\zeta_1$ — интенсивность ухода вызовов из этой очереди без обслуживания, а $C\mu \sum_{i=1}^{r_1} p_{i,0} + C\mu A \sum_{i=1}^{r_1} \sum_{j=1}^{r_2} p_{i,j}$ — интенсивность ухода вызовов из неё же на обслуживание. Поэтому имеет место равенство интенсивностей потоков 1-вызовов, поступающих в очередь r_1 и покидающих её

$$\lambda_1 \sum_{i=0}^{r_1-1} p_{i, \bullet} = \nu_1 E\zeta_1 + C\mu \sum_{i=1}^{r_1} p_{i,0} + C\mu A \sum_{i=1}^{r_1} \sum_{j=1}^{r_2} p_{i,j}.$$

Из этого соотношения можно вычислить вероятность (по интенсивности) π_{12} ухода 1-вызова из очереди без обслуживания

$$\pi_{12} = \frac{\nu_1 E_{\zeta_1}}{\lambda_1 \sum_{i=0}^{r_1-1} p_{i,\bullet}}. \quad (8)$$

Аналогично, для очереди r_2 , $\nu_2 E_{\zeta_2}$ — интенсивность ухода вызовов из этой очереди без обслуживания, а $C\mu \sum_{j=1}^{r_2} p_{0,j} + C\mu \bar{A} \sum_{j=1}^{r_2} \sum_{i=1}^{r_1} p_{i,j}$ — интенсивность ухода вызовов из неё же на обслуживание. Таким образом, баланс интенсивностей потоков 2-вызовов, поступающих в очередь r_1 и покидающих её, имеет вид

$$\lambda_2 \sum_{j=0}^{r_2-1} p_{\bullet,j} = \nu_2 E_{\zeta_2} + C\mu \sum_{j=1}^{r_2} p_{0,j} + C\mu \bar{A} \sum_{j=1}^{r_2} \sum_{i=1}^{r_1} p_{i,j}.$$

Откуда, аналогично формуле (8), можно получить вероятность (по интенсивности) π_{22} разрыва соединения, ожидающего обслуживания в хэндовер-очереди r_2

$$\pi_{22} = \frac{\nu_2 E_{\zeta_2}}{\lambda_2 \sum_{j=0}^{r_2-1} p_{\bullet,j}}. \quad (9)$$

2.2. Численный анализ

Для примера возьмём систему с числом каналов 30 и двумя резервными каналами, буфером для экстренных вызовов из 3 мест для ожидания и буфером для хэндовер-вызовов из 3 мест для ожидания. Среднее время разговора примем равным 100 секундам, среднее время жизни в очереди 20 секунд и 10 секунд для экстренных и хэндовер-вызовов, соответственно. Будем считать, что наибольшую нагрузку на систему из трех типов вызовов обеспечивают новые неэкстренные вызовы, несколько меньшую — экстренные и хэндовер-вызовы. Все основные параметры системы перечислены в табл. 1.

Основные параметры системы для численного примера

Таблица 1

C	g	r_1	r_2	$\frac{\nu_1}{\mu}$	$\frac{\nu_2}{\mu}$	ρ_1	ρ_2	ρ_3
30	2	3	3	1.5	1.5	15 Эрл	15 Эрл	20 Эрл

На рис. 3 показана зависимость вероятностей блокировок вызовов всех трёх типов от значения коэффициента взвешивания. Как можно заметить, при значениях b , близких к нулю, вероятность π_{21} значительно превосходит вероятность π_{11} . Это объясняется тем фактом, что при этих значениях b на обслуживание выбираются, в основном, 1-вызовы из очереди. Если же b увеличивается, стремясь к бесконечности, значение π_{11} увеличивается и после определенного момента становится больше, чем значение π_{21} . При $b = 1$ значения двух вероятностей совпадают, поскольку 1-вызовы и 2-вызовы из очередей при этом выбираются на обслуживание с равной вероятностью. Надо отметить, что подобное совпадение имеет место именно в точке $b = 1$ вследствие того, что потоки 1-вызовов и 2-вызовов имеют одинаковые характеристики: создают одинаковую нагрузку, совпадают размеры буферов ожидания и интенсивности нетерпения. При различиях в перечисленных характеристиках двух потоков точка совпадения вероятностей будет смещена. Динамика изменений вероятностей π_{11} и π_{21} ярко демонстрирует возможность

гибкого разделения приоритета между 1-вызовами и 2-вызовами. Также на рис. 3 можно увидеть, что зависимости от коэффициента взвешивания и связь между собой вероятностей π_{12} и π_{22} ухода вызовов из очереди без обслуживания имеют такой же вид, как и для вероятностей π_{11} и π_{21} соответственно.

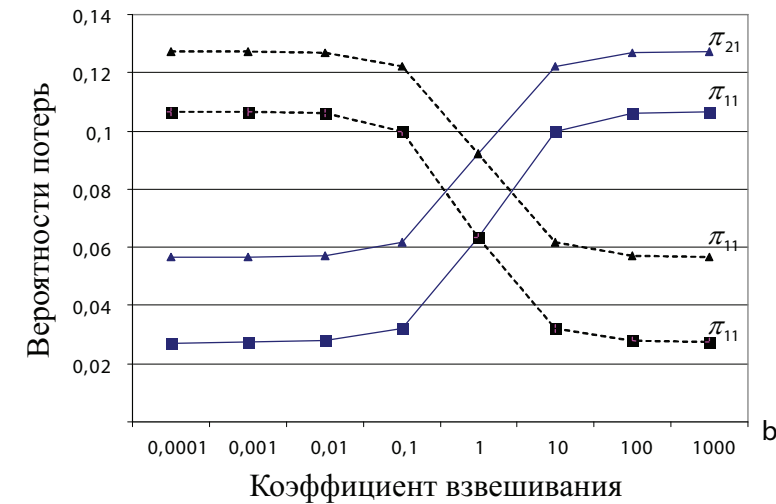


Рис. 3. График зависимости вероятностей блокировок вызовов от коэффициента взвешивания: $C = 30, g = 2, r_1 = 3, r_2 = 3, \rho_1 = 15, \rho_2 = 15, \rho_3 = 20, \frac{\nu_1}{\mu} = 1.5, \frac{\nu_2}{\mu} = 1.5$.

На рис. 4 представлен график зависимости вероятностей π_{11} и π_{21} блокировки 1-вызовов и 2-вызовов соответственно при входе в систему от значения коэффициента взвешивания при различных значениях ёмкости r_1 буфера накопителя для 1-вызовов.

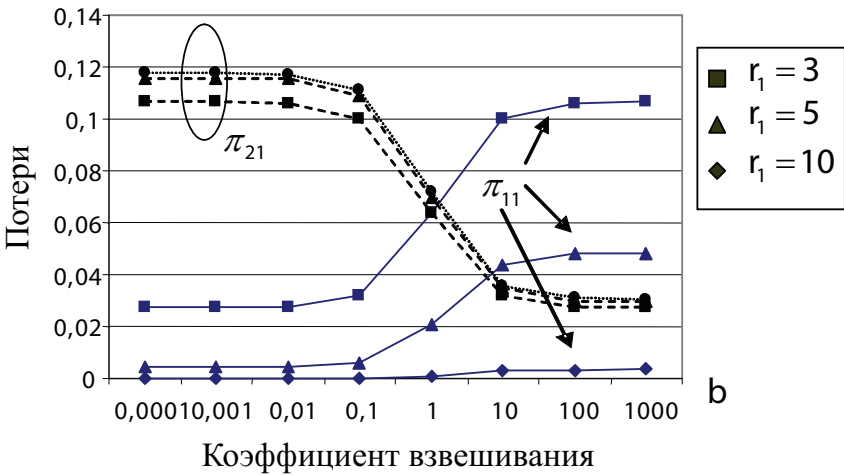


Рис. 4. График зависимости вероятностей потерь от коэффициента взвешивания при $r_1 = 3, 5, 10$: $C = 30, g = 2, r_2 = 3, \rho_1 = 15, \rho_2 = 15, \rho_3 = 20, \frac{\nu_1}{\mu} = 1.5, \frac{\nu_2}{\mu} = 1.5$.

На рис. 4 видно, что при увеличении ёмкости буфера для 1-вызовов вероятность π_{11} блокировки 1-вызовов сильно уменьшается. При $r_1 = 10$ её значение не превосходит 1% при любых значения коэффициента взвешивания b . Вероятность π_{21} блокировки 2-вызова при увеличении ёмкости буфера в диапазоне $r_1 = \overline{1,6}$

заметно увеличивается при изменении r_1 , однако при дальнейшем росте значений r_1 значения π_{21} практически стабилизируются.

Заметим также, что при $r_1 = 10$ $\pi_{11} < \pi_{21}$ для любых b . Таким образом увеличение ёмкости буфера может служить более радикальным методом уменьшения вероятности потерь экстренных вызовов, чем контроль доступа с помощью коэффициента взвешивания, однако организация буферов для ожидания в ССПС является сложной технической задачей.

Таким образом, после проведения численного анализа можно сделать вывод, что нельзя рассматривать каждый способ предоставления приоритета вызовам отдельно от других. Необходимо подбирать параметры системы так, чтобы при уменьшении вероятностей блокировок экстренных вызовов вероятности блокировок новых неэкстренных вызовов не принимали критических значений.

Заключение

В статье изучено функционирование одной соты ССПС с учётом поступающих в неё экстренных вызовов. Для обслуживания экстренных и хэндовер-вызовов вводятся резервные каналы и буферы для ожидания. Кроме того, вводится контроль доступа для гибкого регулирования приоритета между этими типами вызовов в обычных и чрезвычайных ситуациях. Для анализа параметров производительности разработана соответствующая математическая модель в виде трёхпоточной СМО с ожиданием. Предложен и реализован алгоритм решения СУГБ. Численный анализ показал, что комплекс предлагаемых методов позволяет обеспечить высокие показатели качества обслуживания для экстренных вызовов в период чрезвычайных ситуаций, а также улучшить обслуживание вызовов служб 01, 02, 03 в обычных ситуациях.

Литература

1. Handbook of wireless networks and mobile computing / Ed. by I. Stojmenovic. — NY: J. Wiley & sons, 2002. — 630 p.
2. Башарин Г. П. Лекции по математической теории телетрафика. — М.: Изд-во РУДН, 2004.
3. Величко В. В., Шахов В. В. Оценка живучести систем мобильной радиосвязи в условиях природных и техногенных катастроф // Мобильные системы. — № 10. — 2005. — С. 35–38.
4. Величко В. В., Юргенсон А. Н. Модели структурной надёжности в мобильных сетях передачи данных // Электросвязь. — № 3. — 2006. — С. 36–37.
5. Beard C., Zhou J. Weighted Earliest Deadline Scheduling and Its Analytical Solution for Admission Control in a Wireless Emergency Network // ITC19. — 2005. — Pp. 2229–2238.

UDC 621.39

Cell Resource Management in Ordinary and Emergency Situations

G. P. Basharin, S. N. Klapouschak

*Telecommunication Systems Department
Peoples' Friendship University of Russia
6, Miklukho-Maklaya str., Moscow, 117198, Russia*

A mobile network cell with emergency, handover and new arrival calls is investigated. A mathematical model with queuing and guard channels for handover and emergency call is developed. An admission control to cell resources for the above two types of calls is proposed that provides flexible priority to emergency calls in ordinary and emergency situations. The formulas for performance analysis are obtained and effective algorithm for solving system of balance equations is provided. This paper's results can be applied by cellular networks operators both in ordinary and emergency cases.