

АНАЛИЗ МОДЕЛИ СОТОВОЙ СЕТИ СВЯЗИ С МНОГОПАРАМЕТРИЧЕСКИМИ СТРАТЕГИЯМИ ДОСТУПА В КАНАЛЫ И В ОЧЕРЕДЬ ВЫЗОВОВ ДАННЫХ¹

Ключевые слова: *сотовая сеть связи, модель обслуживания, многопараметрическая стратегия доступа, показатели качества обслуживания.*

ВВЕДЕНИЕ

В современных сотовых сетях связи (ССС) для эффективной организации обработки разнотипных вызовов реального (речевые сообщения) и нереального времени (данные) используются различные стратегии доступа (Call Admission Control, САС) в каналы и в буфер, который предназначен лишь для вызовов нереального времени. Это объясняется тем, что в них разнотипные вызовы предъявляют различные требования к показателям качества обслуживания (Quality of Service, QoS). К этим показателям, в первую очередь, относятся вероятности потери разнотипных вызовов и время задержки вызовов данных в буфере.

В ССС различают четыре типа вызовов: хэндовер речевые вызовы (*hv*-вызовы), новые речевые вызовы (*ov*-вызовы), хэндовер вызовы данных (*hd*-вызовы) и новые вызовы данных (*od*-вызовы). При этом речевые вызовы (*v*-вызовы) обслуживаются согласно схеме с чистыми потерями (т.е. вызовы, не принятые в момент поступления, теряются), а вызовы данных (*d*-вызовы) могут ожидать в очереди конечной или бесконечной длины. Наиболее изученными являются модели ССС без буферов. Обзор публикаций, посвященных различным аспектам анализа и оптимизации таких моделей ССС, приведен в [1–4]. Поэтому далее не будем останавливаться на перечислении известных результатов для моделей указанных сетей.

Вместе с тем модели ССС с очередями вызовов нереального времени недостаточно исследованы. В таких моделях наряду с САС в каналы необходимо также определить САС в буфер, что существенно усложняет математическую модель изучаемых сетей. Имеется небольшое количество работ, посвященных исследованию моделей ССС с очередями. Так, в [5, 6] описаны модели, в которых допускается буферизация только *hd*-вызовов, а в [7], кроме последних, допускается еще буферизация *od*-вызовов. При этом в [6, 7] САС в каналы базируется на схеме резервирования каналов, а в [5] САС использует схему отсечения вызовов. Поскольку в [5, 6] допускается буферизация только *hd*-вызовов, в них САС в буфер определяется следующим образом: при наличии свободных мест любой поступивший *hd*-вызов принимается в буфер. Однако в [7] САС в конечный буфер управляется с помощью схемы резервирования в нем мест для *hd*-вызовов. Отметим, что предложенный в [7] метод, основанный на использовании балансовых уравнений, эффективен лишь для моделей малой и умеренной размерности буфера и не может применяться для моделей большой размерности, тем более для моделей с бесконечной очередью. В списках литературы работ [5–7] содержится небольшое количество ссылок по моделям ССС с очередями.

В настоящей работе предложен численный метод для анализа модели ССС типа [7]. Однако в данной статье, в отличие от [7], САС в каналы базируется на

¹Работа поддержана исследовательским грантом Университета Санджи (Республика Корея) за 2012 г.

схеме отсечения вызовов, а САС в буфер, как и в [7], управляется схемой резервирования в нем мест для *hd*-вызовов. Его можно адаптировать и для модели ССС, изученной в [7]. Отметим, что данный метод можно использовать для моделей с любой размерностью буфера, в том числе и для моделей с бесконечной очередью, при этом он имеет низкую вычислительную сложность для моделей большой размерности. Разработанный далее приближенный метод основан на принципах фазового укрупнения состояний двухмерных цепей Маркова [8].

ОПИСАНИЕ МОДЕЛИ И ПРЕДЛОЖЕННОЙ СТРАТЕГИИ ДОСТУПА

Рассмотрим изолированную соту однородной мультисервисной ССС, в которой обрабатываются речевые вызовы и пакеты данных (далее вызовы данных). Однородность сети означает, что в ее различных сотах трафики являются статистически идентичными и поэтому правомочно исследование сети на уровне соты. Отметим, что в сетях микросотовой структуры (т.е. с относительно небольшими геометрическими размерами сот) допущение о статистической идентичности разнотипных трафиков почти всегда выполняется.

В сети используется фиксированная схема распределения каналов между ее сотами и каждая из них имеет $N > 1$ радиоканалов. Каналы используются совместно пуассоновскими потоками *hv*-, *ov*-, *hd*- и *od*-вызовов. Интенсивность *x*-вызовов обозначается λ_x , $x \in \{hv, ov, hd, od\}$. Предположим, что среднее время занятия канала для одного речевого вызова (нового или хэндовер) равно $1/\mu_v$, а соответствующий показатель для вызовов данных (новых или хэндовер) равен $1/\mu_d$.

Опишем стратегию доступа. Доступ *v*-вызовов осуществляется согласно следующей схеме:

- если в момент поступления *ov*-вызова общее число речевых вызовов меньше R_{ov} , $0 < R_{ov} < N$, то он принимается на обслуживание, в противном случае получает отказ;
- если в момент поступления *hv*-вызова общее число речевых вызовов меньше R_{hv} , $R_{ov} \leq R_{hv} < N$, то он принимается на обслуживание, в противном случае получает отказ.

Доступ буферируемых *d*-вызовов осуществляется следующим образом:

- если в момент поступления *d*-вызова любого типа имеется хотя бы один свободный канал системы, то такой вызов принимается на обслуживание;
- если поступивший вызов относится к классу *od*-вызовов и в момент его поступления все каналы заняты, то он принимается в буфер лишь тогда, когда общее количество вызовов в буфере меньше величины R_{od} , $1 < R_{od} \leq B$, где B — максимальный размер буфера (в случае модели с конечным буфером), в противном случае *od*-вызов теряется;
- если поступивший вызов относится к классу *hd*-вызовов и в момент его поступления все каналы заняты, то он принимается в буфер, если общее количество вызовов в буфере меньше B , в противном случае *hd*-вызов теряется.

В момент освобождения любого канала соты один *d*-вызов из буфера выбирается для передачи, при этом можно использовать любую консервативную дисциплину обслуживания очереди (напомним, что дисциплина называется консервативной, если она не допускает простоев каналов при наличии очереди). Поскольку в буфере не делается различия между типами *d*-вызовов, то здесь, исходя из важности *hd*-вызовов, можно использовать относительные приоритеты для вызовов данного типа.

Проблема состоит в нахождении показателей QoS данной системы — вероятностей потери вызовов каждого типа и среднего числа *d*-вызовов в очереди, а также их времени ожидания в очереди.

ПРИБЛИЖЕННЫЙ МЕТОД РАСЧЕТА ПОКАЗАТЕЛЕЙ QoS

Рассмотрим сначала модель соты с конечным размером буфера, т.е. предположим, что максимальный размер буфера для ожидания в очереди d -вызовов равен B , где $0 < B < \infty$.

В стационарном режиме состояние соты в произвольный момент времени описывается двумерным вектором $\mathbf{n} = (n_v, n_d)$, где n_v и n_d указывают количество речевых вызовов в каналах и суммарное число вызовов данных в системе соответственно. Поскольку речевые вызовы обслуживаются в режиме блокировки и система является консервативной (т.е. при наличии очереди d -вызовов простой каналов не допускаются), в любом возможном состоянии \mathbf{n} число d -вызовов в каналах n_d^s и в очереди n_d^q определяются так:

$$n_d^s = \min \{N - n_v, n_d\}, \quad n_d^q = (n_v + n_d - N)^+,$$

где $x^+ := \max(0, x)$. Здесь и далее запись $a := b$ означает, что a определяется выражением b . Следовательно, фазовое пространство состояний (ФПС) соответствующей двумерной цепи Маркова определяется так:

$$S := \{\mathbf{n} : n_v = 0, 1, \dots, R_{hv}, n_d = 0, 1, 2, \dots, N + B; n_v + n_d^s \leq N\}. \quad (1)$$

Согласно введенной стратегии доступа неотрицательные элементы Q -матрицы данной цепи $q(\mathbf{n}, \mathbf{n}')$, $\mathbf{n}, \mathbf{n}' \in S$, определяются из следующих соотношений:

$$q(\mathbf{n}, \mathbf{n}') = \begin{cases} \lambda_v, & \text{если } n_v \leq R_{ov} - 1, \mathbf{n}' = \mathbf{n} + \mathbf{e}_1, \\ \lambda_{hv}, & \text{если } R_{ov} \leq n_v \leq R_{hv} - 1, \mathbf{n}' = \mathbf{n} + \mathbf{e}_1, \\ \lambda_d, & \text{если } n_d^q < R_{od}, \mathbf{n}' = \mathbf{n} + \mathbf{e}_2, \\ \lambda_{hv}, & \text{если } n_d^q \geq R_{od}, \mathbf{n}' = \mathbf{n} + \mathbf{e}_2, \\ n_v \mu_v, & \text{если } \mathbf{n}' = \mathbf{n} - \mathbf{e}_1, \\ n_d^s \mu_d, & \text{если } \mathbf{n}' = \mathbf{n} - \mathbf{e}_2, \\ 0 & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad (2)$$

где $\lambda_d := \lambda_{od} + \lambda_{hd}$, $\lambda_v := \lambda_{ov} + \lambda_{hv}$, $\mathbf{e}_1 = (1, 0)$, $\mathbf{e}_2 = (0, 1)$.

Указанные выше показатели QoS данной системы определяются стационарным распределением вероятностей состояний модели. Пусть P_x означает стационарную вероятность потери вызовов типа x , $x \in \{hv, ov, hd, od\}$. Тогда, исходя из предложенной стратегии доступа, получаем, что эти величины определяются как соответствующие маргинальные распределения данной цепи Маркова. Действительно, потери hv -вызовов происходят при наступлении следующих событий:

- 1) в момент поступления hv -вызова число v -вызовов в каналах равно R_{hv} ;
- 2) в момент поступления hv -вызова все каналы заняты независимо от числа v -вызовов в системе.

Следовательно, вероятность потери hv -вызовов определяется так:

$$P_{hv} = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n})(\delta(n_v, R_{hv}) + (1 - \delta(n_v, R_{hv}))I(n_v + n_d^s \geq N)), \quad (3)$$

где $p(\mathbf{n})$ — стационарная вероятность состояния $\mathbf{n} \in S$, $\delta(i, j)$ — символы Кронекера, $I(A)$ — индикаторная функция события A . В формуле (3) первый член суммы определяет вероятность появления события 1, а второй — появления события 2.

Рассуждая аналогично, находим, что вероятность потери ov -вызовов определяется так:

$$P_{ov} = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n})(I(n_v \geq R_{ov}) + I(n_v < R_{ov})I(n_v + n_d^s \geq N)). \quad (4)$$

Вероятности потери разнотипных d -вызовов определяются из следующих соотношений:

$$P_{od} = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n}) I(n_d^q \geq R_{od}); \quad (5)$$

$$P_{hd} = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n}) \delta(n_d^q, B). \quad (6)$$

Среднее число d -вызовов в очереди L_d определяется так:

$$L_d = \sum_{k=1}^B k \xi(k), \quad (7)$$

где $\xi(k) = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n}) \delta(n_d^q, k)$.

С учетом (5)–(7) из известной формулы Литтла находится среднее время ожидания в очереди вызовов данных

$$W_d = \frac{L_d}{\sum_{x \in \{od, hd\}} \lambda_x (1 - P_x)}. \quad (8)$$

Следовательно, для нахождения искомого QoS с помощью выражений (3)–(8) потребуется вычисление стационарных вероятностей состояний системы $p(\mathbf{n})$, $\mathbf{n} \in S$, которые удовлетворяют соответствующей системе уравнений равновесия. Последняя имеет достаточно сложную матрицу, из-за чего не удастся найти ее аналитическое решение, т.е. для решения рассматриваемой проблемы необходимо использовать численные методы линейной алгебры, которые эффективны лишь для моделей умеренной размерности. В связи с этим далее предложен альтернативный подход, позволяющий разработать явные формулы для приближенного расчета показателей QoS данной модели ССС.

Разработанные алгоритмы имеют высокую точность для моделей, в которых параметры трафиков речи и данных существенно отличаются друг от друга. Последнее условие выполняется в современных ССС, так как в них среднее время передачи речевых вызовов измеряется несколькими минутами, в то время как время передачи пакетов вызовов данных составляет в среднем несколько микросекунд [7]. Кроме того, в указанных сетях вызовы данных составляют большую долю общего трафика, т.е. далее принимаются следующие допущения: $\lambda_d \gg \lambda_v$, $\mu_d \gg \mu_v$. Как будет видно из дальнейшего изложения, конечные результаты прямо не зависят от λ_v , λ_d , μ_v и μ_d , а лишь от их соотношений.

Рассмотрим следующее разбиение ФПС (1):

$$S = \bigcup_{k=0}^{R_{hv}} S_k, \quad S_k \cap S_{k'} = \emptyset, \quad k \neq k', \quad (9)$$

где $S_k := \{\mathbf{n} \in S : n_v = k\}$. Иными словами, проводится разбиение графа состояний модели по значению первой компоненты вектора состояний.

Замечание 1. При выполнении принятого выше допущения соблюдается основной принцип применимости алгоритмов фазового укрупнения [9]: с помощью разбиения (9) ФПС исходной модели разделено на такие классы, где вероятности переходов между состояниями внутри классов намного превосходят вероятности переходов между состояниями из различных классов.

Классы состояний S_k объединяются в отдельные укрупненные состояния (УС) k , и в исходном пространстве состояний S строится следующая функция укрупнения:

$$U(\mathbf{n}) = k, \quad \text{если } \mathbf{n} \in S_k, \quad k = 0, 1, \dots, R_{hv}. \quad (10)$$

Функция (10) определяет укрупненную модель (УМ), которая является одномерной цепью Маркова с фазовым пространством состояний $\tilde{S} := \{k : k = 0, 1, \dots, R_{hv}\}$. Тогда заключаем, что стационарные вероятности состояний исходной модели приближенно определяются так (см. приложение в [8]):

$$p(k, i) \approx \rho_k(i)\pi(k), \quad (k, i) \in S_k, \quad k = 0, 1, \dots, R_{hv}, \quad i = 0, 1, \dots, N - k + B, \quad (11)$$

где $\{\rho_k(i) : (k, i) \in S_k\}$ и $\{\pi(k) : k \in \tilde{S}\}$ — стационарные распределения вероятностей состояний внутри класса S_k и укрупненной модели соответственно.

Неотрицательные элементы Q-матрицы расщепленной модели (РМ) с ФПС S_k (далее — РМ- k) обозначаются $q_k(i, j)$. Исходя из (2) и (9), получаем, что эти параметры определяются из следующих соотношений:

$$q_k(i, j) = \begin{cases} \lambda_d, & \text{если } i < N - k + R_{od}, \quad j = i + 1, \\ \lambda_{hd}, & \text{если } i \geq N - k + R_{od}, \quad j = i + 1, \\ \min(i, N - k)\mu_d, & \text{если } j = i - 1, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (12)$$

Из формулы (12) видно, что стационарное распределение вероятностей состояний РМ- k совпадает со стационарным распределением вероятностей состояний модели $M / M / N - k / N - k + B$ с зависящими от состояний интенсивностями поступления вызовов и постоянной интенсивностью обслуживания одного канала, равной μ_d . При этом интенсивность поступления зависит от состояния i следующим образом:

$$\lambda_i = \begin{cases} \lambda_d, & \text{если } i < N - k + R_{od}, \\ \lambda_{hd}, & \text{если } i \geq N - k + R_{od}. \end{cases}$$

Следовательно, искомые параметры определяются так [10]:

$$\rho_k(i) = \begin{cases} \frac{v_d^i}{i!} \cdot \rho_k(0), & \text{если } 1 \leq i \leq N - k, \\ \frac{(N - k)^{N - k}}{(N - k)!} \cdot (v_d(k))^i \cdot \rho_k(0), & \text{если } N - k + 1 \leq i \leq \\ \leq N - k + R_{od}, & \\ \frac{v_d^{N - k}}{(N - k)!} \cdot (v_d(k))^{R_{od}} \cdot (v_{hd}(k))^{i - N + k - R_{od}} \cdot \rho_k(0), & \text{если } N - k + R_{od} + 1 \leq \\ \leq i \leq N - k + B, & \end{cases} \quad (13)$$

где $v_d := \lambda_d / \mu_d$, $v_{hd} := \lambda_{hd} / \mu_d$, $v_d(k) := v_d / (N - k)$, $v_{hd}(k) := v_{hd} / (N - k)$ и $\rho_k(0)$ находится из условия нормировки, т.е. из равенства $\sum_{i=0}^{N - k + B} \rho_k(i) = 1$.

Элементы Q-матрицы УМ $q(k, k')$, $k, k' \in \tilde{S}$, определяются следующим образом (см. приложение в [8]):

$$q(k, k') = \sum_{\substack{\mathbf{n} \in S_k \\ \mathbf{n}' \in S_{k'}}} q(\mathbf{n}, \mathbf{n}') p(\mathbf{n}). \quad (14)$$

Тогда с учетом (13) и (14) из (2) получаем такие соотношения для вычисления неотрицательных элементов Q-матрицы УМ (для краткости изложения здесь и далее соответствующие математические преобразования опускаются):

$$q(k, k') = \begin{cases} \lambda_v \alpha_k, & \text{если } 0 \leq k \leq R_{ov} - 1, k' = k + 1, \\ \lambda_{hw} \alpha_k, & \text{если } R_{ov} \leq k \leq R_{hw} - 1, k' = k + 1, \\ k \mu_v, & \text{если } k' = k - 1, \\ 0 & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad (15)$$

где $\alpha_k := \rho_k(0) \sum_{i=0}^{N-k-1} \frac{\nu^i}{i!}$, $k = 0, 1, \dots, R_{hw} - 1$.

Соотношения (15) позволяют определить стационарные вероятности состояний УМ, которая описывается одномерным процессом размножения и гибели. Следовательно, искомое распределение УМ находится следующим образом:

$$\pi(k) = \begin{cases} \frac{\nu^k}{k!} \cdot \prod_{i=0}^{k-1} \alpha_i \cdot \pi(\langle 0 \rangle), & \text{если } 1 \leq k \leq R_{ov}, \\ \left(\frac{\nu_v}{\nu_{hw}} \right)^{R_{ov}} \cdot \frac{\nu_{hw}^k}{k!} \cdot \prod_{i=0}^{k-1} \alpha_i \cdot \pi(\langle 0 \rangle), & \text{если } R_{ov} + 1 \leq k \leq R_{hw}, \end{cases} \quad (16)$$

где $\nu_v := \lambda_v / \mu_v$, $\nu_{hw} := \lambda_{hw} / \mu_v$ и $\pi(0)$ определяется из условия нормировки, т.е. $\sum_{i=0}^{R_{hw}} \pi(i) = 1$.

Окончательно с использованием (13)–(16) после некоторых преобразований получим следующие приближенные формулы для расчета показателей QoS из выражений (3)–(7):

$$P_{hw} = \sum_{\mathbf{n} \in S_{R_{hw}}} p(\mathbf{n}) + \sum_{k=0}^{R_{hw}-1} \sum_{\mathbf{n} \in S_k} p(\mathbf{n}) I(n_v + n_d^s \geq N) \approx \approx \pi(R_{hw}) + \sum_{k=0}^{R_{hw}-1} \pi(k) \left(1 - \sum_{i=0}^{N-k-1} \rho_k(i) \right); \quad (17)$$

$$P_{ov} = \sum_{k=R_{ov}}^{R_{hw}} \sum_{\mathbf{n} \in S_k} p(\mathbf{n}) + \sum_{k=0}^{R_{ov}-1} \sum_{\mathbf{n} \in S_k} p(\mathbf{n}) I(n_v + n_d^s \geq N) \approx \approx \sum_{k=R_{ov}}^{R_{hw}} \pi(k) + \sum_{k=0}^{R_{ov}-1} \pi(k) \left(1 - \sum_{i=0}^{N-k-1} \rho_k(i) \right); \quad (18)$$

$$P_{od} = \sum_{k=0}^{R_{hw}} \sum_{\mathbf{n} \in S_k} p(\mathbf{n}) I(n_d^q \geq R_{od}) \approx \sum_{k=0}^{R_{hw}} \pi(k) \sum_{i=N-k+B-R_{od}}^{N-k+B} \rho_k(i); \quad (19)$$

$$P_{hd} = \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n}) \delta(n_d^q, B) \approx \sum_{k=0}^{R_{hw}} \rho_k(N+B-k) \pi(k); \quad (20)$$

$$L_d = \sum_{k=1}^B k \sum_{\mathbf{n} \in S} p(\mathbf{n}) \delta(n_d^q, k) \approx \sum_{k=1}^B k \sum_{i=0}^{R_{hw}} \rho_i(N+k-i) \pi(\langle 0 \rangle). \quad (21)$$

Теперь рассмотрим важные частные случаи исследуемой стратегии доступа в каналы и в буфер. Пусть не делается различия между новыми и хэндовер вызовами речевого трафика, т.е. предполагается, что $R_{ov} = R_{hw}$. Иными словами, в предложенной стратегии доступа в каналы для речевых вызовов имеется лишь один пороговый параметр. Стационарное распределение вероятностей состояний

PM- k в данном случае определяется также с помощью соотношений (13). Однако вероятности состояний УМ в данном случае находятся следующим образом:

$$\pi(\langle k \rangle) = \frac{\nu_v^k}{k!} \cdot \prod_{i=0}^{k-1} \alpha_i \cdot \pi(\langle 0 \rangle), \quad k = 1, \dots, R_{hv},$$

где $\pi(\langle 0 \rangle) = \left(\sum_{k=0}^{R_{hv}} \frac{\nu_v^k}{k!} \cdot \prod_{i=1}^{k-1} \alpha_i \right)^{-1}$.

Для этого случая из (17) и (18) имеем

$$P_{ov} = P_{hv} \approx \pi(\langle R_{hv} \rangle) + \sum_{k=0}^{R_{hv}-1} \pi(\langle k \rangle) \left(1 - \sum_{i=0}^{N-k-1} \rho_k(i) \right).$$

Величины P_{od} и L_d определяются из (16) и (17) соответственно.

Другой важный частный случай состоит в том, что не делается различия между новыми и хэндовер вызовами данных, т.е. когда $R_{od} = B$. Иными словами, в предложенной стратегии доступа в буфер для вызовов данных также имеется лишь один пороговый параметр. Тогда стационарное распределение вероятностей состояний расщепленной модели определяется с помощью следующих соотношений:

$$\rho_k(i) = \begin{cases} \frac{\nu_d^i}{i!} \cdot \rho_k(0), & \text{если } 1 \leq i \leq N - k, \\ \frac{(N - k)^{N-k}}{(N - k)!} \cdot \left(\frac{\nu_d}{N - k} \right)^i \cdot \rho_k(0), & \text{если } N - k + 1 \leq i \leq N - k + B, \end{cases}$$

где $\rho_k(0)$ находится из условия нормировки. Стационарное распределение вероятностей состояний укрупненной модели также определяется с помощью соотношений (16). Для этого случая из (18) и (19) имеем

$$P_{hd} = P_{od} \approx \sum_{k=0}^{R_{yv}} \rho_k(N + B - k) \pi(k).$$

Можно также рассматривать комбинацию указанных двух частных случаев, т.е. в рамках единой модели предположить, что $R_{ov} = R_{hv}$ и $R_{od} = B$. Тогда соответствующие формулы еще больше упростятся.

Предложенный подход можно использовать и для изучения модели с бесконечным буфером, т.е. для случая $B = \infty$. В этой модели, как и ранее, если в момент поступления od -вызова все каналы заняты, то он принимается в буфер лишь тогда, когда общее количество вызовов в буфере будет меньше величины R_{od} , $1 < R_{od} < \infty$; если поступивший вызов относится к классу hd -вызовов и в момент его поступления все каналы заняты, то он всегда принимается в буфер.

Применяя описанную выше процедуру, получаем, что в данной модели стационарное распределение вероятностей состояний PM- k совпадает со стационарным распределением вероятностей состояний модели $M / M / N - k / \infty$ с постоянной интенсивностью обслуживания одного канала, равной μ_d , в которой интенсивность поступления вызовов зависит от состояния системы (см. описанную выше аналогичную модель с ограниченной очередью).

В PM- k стационарный режим существует, если выполняется условие эргодичности $\nu_{hd}(k) < 1$. Поскольку оно должно выполняться для каждого $k = 0, 1, \dots, R_{hv}$, условие эргодичности исходной модели имеет вид $\nu_{hd}(R_{hv}) < 1$.

Следовательно, при выполнении условия эргодичности вероятности состояний РМ- k определяются так:

$$\rho_k(i) = \begin{cases} \frac{v_d^i}{i!} \cdot \rho_k(0), & \text{если } 1 \leq i \leq N-k, \\ \frac{(N-k)^{N-k}}{(N-k)!} \cdot (v_d(k))^i \cdot \rho_k(0), & \text{если } N-k+1 \leq i \leq \\ & \leq N-k+R_{od}, \\ \frac{v_d^{N-k}}{(N-k)!} \cdot (v_d(k))^{R_{od}} \cdot (v_{hd}(k))^{i-N+k-R_{od}} \cdot \rho_k(0), & \text{если } i \geq N-k+R_{od}+1, \end{cases} \quad (22)$$

где $\rho_k(0)$, как и выше, находится из условия нормировки, т.е.

$$\rho_k(0) = \left(\sum_{i=0}^{N-k} \frac{v_d^i}{i!} + \frac{(N-k)^{N-k}}{(N-k)!} \cdot \sum_{i=N-k+1}^{N-k+R_{od}} (v_d(k))^i + \frac{v_d^{N-k}}{(N-k)!} \cdot (v_d(k))^{R_{od}} \cdot \frac{v_{hd}(k)}{1-v_{hd}(k)} \right)^{-1}. \quad (23)$$

Далее с помощью (15) и (16) определяется стационарное распределение УМ. Показатели P_{hv} и P_{ov} находятся с помощью формул (17) и (18) соответственно, а P_{od} вычисляется так (в данной модели $P_{hd} = 0$):

$$P_{od} \approx 1 - \sum_{k=0}^{R_{hv}} \sum_{i=0}^{N-k+R_{od}-1} \pi(k) \rho_k(i).$$

После достаточно сложных математических преобразований получим, что в данной модели средняя длина очереди определяется так:

$$L_d = \sum_{k=0}^{R_{hv}} \pi(k) L(M/M/N-k/\infty),$$

где $L(M/M/N-k/\infty)$ обозначает среднюю длину очереди в указанной выше системе $M/M/N-k/\infty$ с переменной интенсивностью поступления вызовов, т.е.

$$L(M/M/N-k/\infty) = \rho_k(0) \cdot \frac{v_d^{N-k}}{(N-k)!} \times \left(\sum_{i=1}^{R_{od}} i (v_d(k))^i + \left(\frac{v_d}{v_{hd}} \right)^{R_{od}} \cdot \left(\frac{v_{hd}(k)}{(1-v_{hd}(k))^2} - \sum_{i=1}^{R_{od}} i (v_{hd}(k))^i \right) \right).$$

ЧИСЛЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Приведем результаты численных экспериментов лишь для модели ССС с ограниченной очередью. При этом исходные данные модели выбирались так [7]: $\lambda_{ov} + \lambda_{hv} = 0.15$ вызов/с, $\lambda_{od} + \lambda_{hd} = 0.3$ вызов/с, $\mu_v^{-1} = 2$ с, $\mu_d^{-1} = 120$ с. При этом 30 % общей интенсивности речевых вызовов составляют hv -вызовы и 80 % общей интенсивности вызовов данных составляют od -вызовы.

При фиксированных значениях общего числа каналов ($N = 30$) и размера буфера ($B = 50$) можно изменять значения трех параметров введенной САС: R_{ov} , R_{hv} и R_{od} , иными словами, данная модель имеет три степени свободы. Поскольку при одновременном изменении всех трех параметров данной САС невозможно сделать аналитического заключения относительно поведения изучаемых показателей QoS, в описанных далее численных экспериментах параметр R_{hv} фиксируется и принимает наибольшее возможное значение, т.е. $R_{hv} = 29$.

Некоторые результаты численных экспериментов при $R_{od} = 45$ показаны на рис. 1–4.

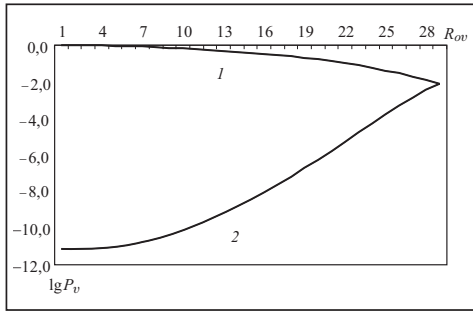


Рис. 1. Зависимость вероятности потери речевых вызовов от R_{ov} : 1 — P_{ov} ; 2 — P_{hv}

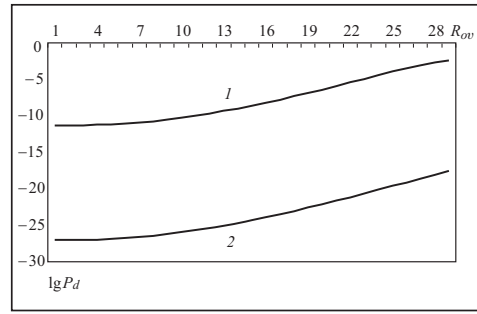


Рис. 2. Зависимость вероятности потери вызовов данных от R_{ov} : 1 — P_{od} ; 2 — P_{hd}

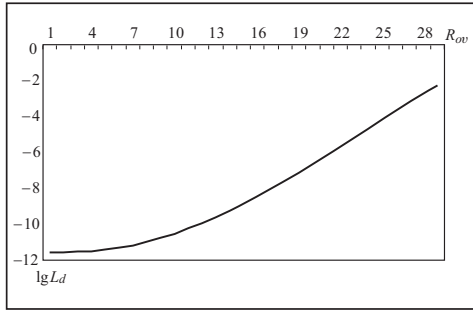


Рис. 3. Зависимость средней длины очереди вызовов данных от R_{ov}

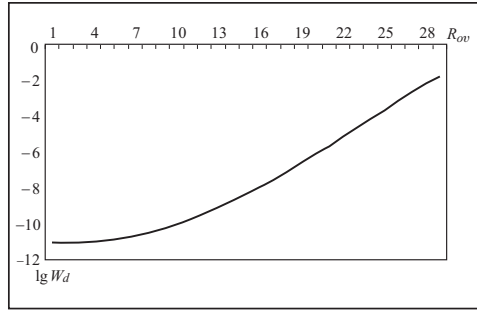


Рис. 4. Зависимость среднего времени ожидания в очереди вызовов данных от R_{ov}

Отметим, что увеличение значения одного из параметров (в допустимой области) благоприятно воздействует лишь на показатели QoS вызовов соответствующего типа. Так, в этих экспериментах увеличение значения порога R_{ov} приводит к уменьшению вероятности потери ov -вызовов, при этом увеличиваются остальные показатели QoS (т.е. P_{hv} , P_{od} , P_{hd} , L_{hd} , W_d); функция P_{ov} уменьшается с низкой скоростью (см. рис. 1), особенно при малых значениях R_{ov} , однако функция P_{hv} увеличивается с достаточно высокой скоростью и в точке $R_{ov} = R_{hv}$ значения функций P_{ov} и P_{hv} равны (этого следовало ожидать, см. формулы (3) и (4)). Отметим, что для избранных значений исходных данных увеличение значения параметра R_{od} от 5 до 50 почти не влияет ни на характер изменения указанных функций, ни на их абсолютные значения.

Характеристики изменения функций P_{od} и P_{hd} идентичны, однако их абсолютные значения изменяются в существенно различных диапазонах (см. рис. 2). Аналогичные заключения можно сделать для функций L_{hd} и W_d , однако в этом случае диапазоны изменения этих функций почти одинаковые (см. рис. 3 и 4).

Проведенные численные эксперименты позволяют также определить желаемые границы изменения параметров введенной САС с целью удовлетворения заданным ограничениям на показатели QoS разнотипных вызовов. Так, например, абсолютно справедливое обслуживание в смысле равенства вероятности потери разнотипных речевых вызовов наблюдается при $R_{ov} = R_{hv}$ (см. рис. 1). Однако на практике часто абсолютно справедливого обслуживания не требуется, и тогда можно ввести понятие ε -справедливого обслуживания, т.е. такого, при котором разница между вероятностями потери разнотипных речевых вызовов не превышает заданного значения $\varepsilon > 0$. С помощью проведенных численных экспериментов легко найти решение последней задачи.

Можно сформулировать и другие, более сложные и важные, задачи оптимизации изучаемой модели. Однако решение таких задач в общей постановке связано

с известными вычислительными трудностями из-за их комбинаторного характера. Подобные задачи и алгоритмы их решения изучены в работах [4–6, 8]. Также изучено поведение показателей QoS модели относительно изменения нагрузок трафиков. Анализ этих графиков показывает, что исследуемые функции плавно растут относительно увеличения нагрузки речевых вызовов. Аналогичные результаты получены относительно изменения нагрузки вызовов данных. Эти исследования очень важны с точки зрения определения чувствительности оптимальных (в определенном смысле) значений параметров используемой стратегии доступа относительно изменения параметров трафиков.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе предложены приближенные вычислительные процедуры для численного исследования модели мультисервисных ССС, в которых осуществляются обработка речевых вызовов и вызовов данных. В этой модели допускается образование очереди (конечной или бесконечной длины) вызовов данных обоих типов (новых и хэндовер вызовов), при этом доступ речевых вызовов управляется с помощью двухпараметрической стратегии доступа, которая ограничивает число новых и хэндовер вызовов в каналах. Доступ вызовов данных управляется с помощью стратегии резервирования мест для хэндовер вызовов данных. Рассмотрены задачи расчета показателей QoS изучаемых моделей ССС при заданных значениях числа каналов, нагрузок разнотипных вызовов и параметров введенной стратегии доступа. Результаты решения этой задачи можно использовать для выбора надлежащих значений параметров введенной стратегии доступа с целью удовлетворения заданных уровней QoS разнотипных вызовов. Следует также отметить, что предложенный метод можно использовать и для исследования моделей с нетерпеливыми *hd*-вызовами, а также для моделей с широкополосными вызовами данных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ahmed M. H. Call admission control in wireless networks: A comprehensive survey // IEEE Commun. Surveys & Tutorials. — 2005. — 7, N 1. — P. 50–69.
2. Ghaderi M., Boutaba R. Call admission control for voice/data integration in broadband wireless networks // IEEE Trans. Mobile Comput. — 2006. — 5, N 3. — P. 193–207.
3. Schneps-Schneppe M., Iversen V. B. Call admission control in cellular networks // Mobile Networks (Ed. J.H. Ortiz). Intech. — 2012. — P. 111–136.
4. Melikov A. Z., Ponomarenko L. A., Kim C. S. Numerical investigation of a multi-threshold access strategy in multiservice cellular wireless networks // Cybernetics and System Analysis. — 2009. — 45, N 5. — P. 680–691.
5. Melikov A. Z., Ponomarenko L. A., Kim C. S. Methods for analysis of multi-service wireless cellular communication networks with queues of non-real time calls. Part I. Cutoff strategy // J. Automat. and Inform. Sci. — 2011. — 43, N 7. — P. 46–60.
6. Melikov A. Z., Ponomarenko L. A., Kim C. S. Methods for analysis of multi-service wireless cellular communication networks with queues of non-real time calls. Part II. Guard channels strategy // Ibid. — 2011. — 43, N 10. — P. 19–28.
7. Performance analysis of multi-service wireless network: An approach integrating CAC, scheduling, and buffer management / G.H.S. Carvalho, V.S. Martins, C.R.L. Frances et al. // Comput. and Electr. Eng. — 2008. — 34. — P. 346–356.
8. Ponomarenko L., Kim C. S., Melikov A. Performance analysis and optimization of multi-traffic on communication networks. — Heidelberg; Dordrecht; London; New York: Springer, 2010. — 208 p.
9. Korolyuk V. S., Korolyuk V. V. Stochastic models of systems. — Boston: Kluwer Acad. Publ., 1999. — 189 p.
10. Гнеденко Б. В., Коваленко И. Н. Введение в теорию массового обслуживания. — М.: Комкнига, 2005. — 400 с.

Поступила 10.01.2013