

ПРИБЛИЖЕННЫЙ АНАЛИЗ МОДЕЛЕЙ МОНОСЕРВИСНЫХ БЕСПРОВОДНЫХ СЕТЕЙ МИКРОСОТОВОЙ СТРУКТУРЫ

М.И. ФАТТАХОВА

Предлагаются формулы для приближенного расчета показателей качества обслуживания новых и хэндовер вызовов в беспроводных сетях связи микросотовой структуры, в которых разнотипные вызовы обоих типов образуют очередь неограниченной или ограниченной длины. Даны результаты численных экспериментов.

ВВЕДЕНИЕ

В беспроводных сетях связи для эффективного использования дефицитных частотных ресурсов существующие несущие частоты группируются, и число сот, в которых эта группа частот используется, определяет так называемый фактор повторения частот. В густонаселенных районах с большим количеством мобильных пользователей, следовательно, должны использоваться соты с небольшими геометрическими размерами (микросоты) из-за ограничений объемов и фактора повторения частот. В результате этого в сетях микросотовой структуры помимо новых вызовов (o -вызовы), которые порождаются пользователями данной соты, существует и хэндовер-вызовы (h -вызовы), т.е. активные пользователи, поступившие из соседних сот. Если в новой соте имеется хотя бы один свободный канал, то разговор h -вызова возобновляется для него незаметно; в противном случае происходит вынужденное прерывание разговора h -вызова. Поскольку h -вызовы являются более чувствительными к возможным потерям и задержкам, чем o -вызовы, то в доступной литературе предложены различные схемы приоритизации h -вызовов. Эти схемы подразумевают использование резервных каналов для h -вызовов и/или организацию их очереди в базовой станции (БС).

В настоящей работе решаются задачи расчета показателей качества обслуживания (Quality of Service — QoS) моделей беспроводных сетей связи микросотовой структуры. Подобные модели были исследованы в многочисленных работах, достаточно подробный обзор которых можно найти в [1]. Вкратце рассмотрим обзор работ, в которых исследованы модели, наиболее близкие к изучаемым здесь моделям. Так, модели изолированной соты лишь с очередями h -вызовов и резервными каналами для вызовов этого типа были исследованы в работах [2]–[4]. При этом в [2] получены аналитические результаты для расчета показателей QoS-модели с идентичными (по длительности занятия канала) вызовами и бесконечной очередью нетерпеливых h -вызовов. Численные результаты для аналогичных моделей с неидентичными (по длительности занятия канала) вызовами и конечными и бесконечными очередями терпеливых и/или нетерпеливых h -вызовов получены в работах [3] и [4], соответственно.

Модели лишь с очередями o -вызовов и резервными каналами для h -вызовов изучены в работах [5]–[7]. Предложенный в [5] подход приемлем лишь для моделей с классической схемой резервирования каналов. В [6] и [7] разработаны алгоритмы расчета подобных моделей с более сложными схемами резервирования каналов. При этом подход, предложенный в последних работах, оказывается более конструктивным и полученные там результаты в частных случаях полностью совпадают с результатами работы [5].

Модели с ограниченными очередями вызовов обоих типов и резервными каналами для h -вызовов исследованы в работе [8], в которой предложен подход, позволяющий вычислить показателей QoS изучаемых моделей лишь очень малой размерности. Иными словами, он не позволяет исследовать модели даже умеренной размерности буферов для ожидания разнотипных вызовов в очереди. Исходя из этого, в данной работе предлагается приближенный подход к исследованию моделей последнего типа. Основные достоинства предложенного подхода состоят в следующем. Во-первых, в отличие от подхода работы [8], он позволяет исследовать не только модели с ограниченными очередями, но и модели с бесконечными очередями, и, во-вторых, при использовании данного подхода удастся разработать простые аналитические формулы для расчета желаемых показателей QoS изучаемых сетей.

ОПИСАНИЕ МОДЕЛЕЙ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассмотрим модель соты моносервисной беспроводной сети связи, предложенной в работе [8]. Она содержит $N > 1$ радиоканалов. Предполагается, что o -вызовы (h -вызовы) поступают согласно закону Пуассона с интенсивностью λ_o (λ_h), а время занятия канала вызовами любого типа является экспоненциально распределенной случайной величиной со средним μ^{-1} . Если в период обслуживания вызова любого типа происходит процедура хэндовер, то время дообслуживания данного вызова в новой соте (уже в качестве h -вызова) также имеет место экспоненциальное распределение с тем же средним вследствие отсутствия памяти экспоненциального распределения.

Обслуживание вызовов в моменты их поступления осуществляется согласно схеме резервирования каналов, т.е. поступивший o -вызов принимается лишь тогда, когда число свободных каналов БС больше g , $0 \leq g \leq N - 1$; в противном случае o -вызов присоединяется к очереди. Хэндовер вызов принимается при наличии хотя бы одного свободного канала. Если все N каналы являются занятыми, то h -вызов присоединяется к очереди.

Из описания модели видно, что она является неконсервативной, т.е. в ней возможны простои каналов при наличии очереди o -вызовов. Иными словами, в момент освобождения канала выбор вызова из очереди для обслуживания осуществляется следующим образом: если в этот момент число свободных каналов БС равно g , то один o -вызов из очереди (если таковые имеются) выбирается для обслуживания, в противном случае освобожденный канал простаивает даже при наличии очереди o -вызовов. Простои каналов не допустимы при наличии в соте h -вызовов. Внутри каждого трафика

вызовов может быть использована любая дисциплина обслуживания, и для определенности изложения предположим, что используется наиболее справедливая дисциплина FCFS (первым пришел — первым обслужился).

В работе исследуются модели с ограниченными и неограниченными очередями, при этом предполагается, что новые вызовы в очереди являются весьма терпеливыми и потеря хэндовер-вызова из-за окончания интервала деградации является маловероятным событием. В моделях с ограниченными очередями имеются отдельные (ограниченные) буферные накопители для разнотипных вызовов, т.е. если поступивший вызов застаёт соответствующий буфер полностью заполненным, то он теряется. Однако в моделях с неограниченными очередями такие потери невозможны.

Цель работы — разработка эффективного метода расчета показателей QoS изучаемых моделей. При этом для моделей с неограниченными очередями под этими показателями понимаются средние длины очередей разнотипных вызовов и среднее число занятых каналов соты, а для моделей с ограниченными очередями еще требуется найти вероятности потери разнотипных вызовов из-за переполненности соответствующих буферных накопителей.

ПРИБЛИЖЕННЫЙ МЕТОД РАСЧЕТА МОДЕЛЕЙ

Сначала рассмотрим модель соты с неограниченными очередями. Для более детального описания ее работы используется двумерная цепь Маркова, т.е. состояние соты в произвольный момент времени задается вектором $\mathbf{k} = (k_1, k_2)$, где k_1 означает суммарное число занятых каналов и h -вызовов в очереди, а k_2 указывает число o -вызовов в очереди. Тогда множество всех возможных состояний системы определяется следующим образом:

$$S = \bigcup_{i=0}^{\infty} S_i, \quad (1)$$

где

$$S_0 := \{\mathbf{k} : k_1 = 0, 1, \dots; k_2 = 0\}; S_i := \{\mathbf{k} : k_1 = N - g, N - g + 1, \dots; k_2 = i\}, i \geq 1.$$

Исходя из описания модели приходим к выводу, что элементы производящей матрицы соответствующей цепи Маркова $q(\mathbf{k}, \mathbf{k}')$, $\mathbf{k}, \mathbf{k}' \in S$, определяются таким образом (рис. 1):

$$q(\mathbf{k}, \mathbf{k}') = \begin{cases} \lambda_o + \lambda_h, & \text{если } k_1 \leq N - g - 1, k_2 = 0, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_1, \\ \lambda_o, & \text{если } k_1 \geq N - g, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_2, \\ \lambda_h, & \text{если } k_1 \geq N - g, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_1, \\ f(k_1)\mu, & \text{если } \mathbf{k}' = \mathbf{k} - \mathbf{e}_1, \\ (N - g)\mu, & \text{если } k_1 = N - g, k_2 > 0, \mathbf{k}' = \mathbf{k} - \mathbf{e}_2, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (2)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения: $\mathbf{e}_1 = (1, 0)$, $\mathbf{e}_2 = (0, 1)$, $f(x) = \min(x, N)$. Стационарная вероятность состояния $\mathbf{k} \in S$

обозначается $p(\mathbf{k})$. Тогда среднее число o -вызовов (L_o) и h -вызовов (L_h) в очереди и среднее число занятых каналов соты (N_{av}) определяются через стационарное распределение вероятностей состояний модели:

$$L_o = \sum_{k_2=1}^{\infty} k_2 \sum_{k_1=N-g}^{\infty} p(k_1, k_2), \quad (3)$$

$$L_h = \sum_{k_1=N+1}^{\infty} (k_1 - N) \sum_{k_2=0}^{\infty} p(k_1, k_2), \quad (4)$$

$$N_{av} = \sum_{\mathbf{k} \in S} f(k_1) p(k_1, k_2). \quad (5)$$

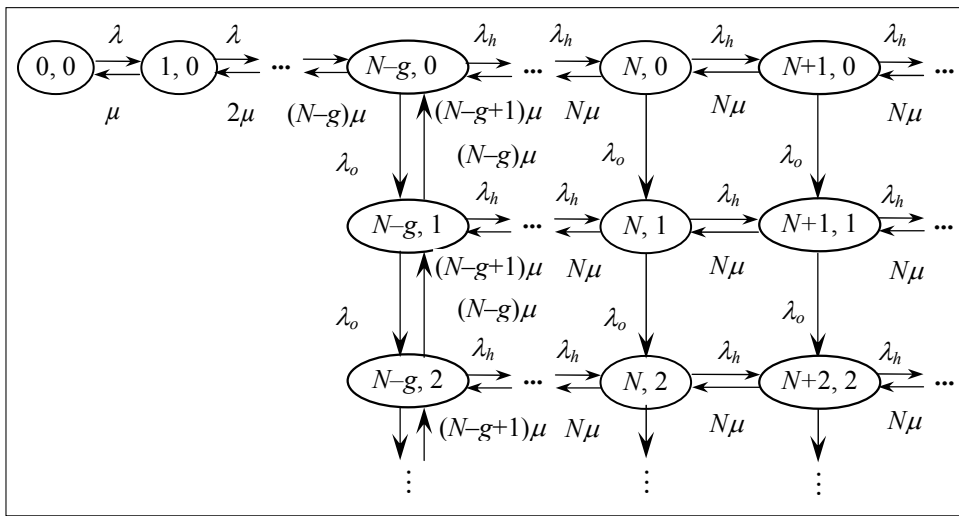


Рис. 1. Граф-схема модели

С использованием (4) и (5) из известной формулы Литтла находится среднее время ожидания разнотипных вызовов в системе. Следовательно, для нахождения характеристик (3)–(5) необходимо определить стационарное распределение вероятностей состояний модели из соответствующей системы уравнений равновесия (СУР). Она составляется на основе соотношений (2) и ввиду очевидности ее явный вид здесь не приводится.

Метод производящих функций для нахождения стационарного распределения оказывается весьма громоздким и неконструктивным. Поэтому в работе предлагается использовать приближенный метод расчета стационарного распределения данной модели, основанный на принципах фазового укрупнения состояний двумерных цепей Маркова [9]. Этот метод является приемлемым для исследования изучаемых здесь моделей микросот с небольшими геометрическими размерами, для которых интенсивность h -вызовов намного превосходит интенсивность o -вызовов и время разговора является коротким. Иными словами, предполагается, что $\lambda_h \gg \lambda_o \gg \mu$.

Замечание 1. Важно отметить, что последние допущения не являются чрезмерно тяжелыми, так как они выполняются во многих реальных сетях подобного типа [1]. Более того, как будет видно из дальнейшего изложения,

конечные результаты прямо не зависят от нагрузочных параметров входящих трафиков, а зависят лишь от их отношений $v_x := \lambda_x / \mu$, $x \in \{o, h\}$.

Очевидно, что в представлении (1) множества S_i , $i = 0, 1, 2, \dots$ не пересекаются, иными словами, оно является определенным расщеплением (по строкам) фазового пространства состояний модели (рис. 1). В силу принятых выше допущений относительно соотношений нагрузочных параметров разнотипных трафиков заключаем, что интенсивности переходов внутри каждого класса состояний S_i намного превосходит интенсивности переходов между ними. Поэтому, далее множества S_i объединяются в отдельные укрупненные состояния $\langle i \rangle$, и вводится функция укрупнения с областью определения (1):

$$U(\mathbf{k}) = \langle i \rangle, \text{ если } \mathbf{k} \in S_i \quad i = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

Функция укрупнения (6) определяет укрупненную модель, являющуюся бесконечной цепью Маркова с фазовым пространством состояний $\tilde{S} := \{\langle i \rangle : i = 0, 1, 2, \dots\}$.

Для нахождения стационарного распределения исходной модели требуется предварительное определение стационарных распределений расщепленной и укрупненной модели. Расщепленная модель с пространством состояний S_0 представляет собой одномерный процесс размножения и гибели, параметры которых определяются так (рис. 1):

$$\lambda_j = \begin{cases} \lambda_o + \lambda_h, & \text{если } j < N - g, \\ \lambda_h, & \text{если } j \geq N - g; \end{cases} \quad \mu_j = f(j)\mu.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний этой модели обозначается $\rho_0(i)$, $i = 0, 1, 2, \dots$. Оно определяется таким образом:

$$\rho_0(i) = \begin{cases} \frac{v^i}{i!} \rho_0(0), & 1 \leq i \leq N - g, \\ \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \frac{v_h^i}{i!} \rho_0(0), & N - g + 1 \leq i \leq N, \\ \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \tilde{v}_h^{i-N} \rho_0(0), & i \leq N + 1, \end{cases} \quad (7)$$

где

$$v := v_o + v_h, \quad \tilde{v}_h := v_h / N,$$

$$\rho_0(0) = \left(\sum_{i=0}^{N-g} \frac{v^i}{i!} + \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^i}{i!} + \frac{v^{N-g}}{N!} \frac{v_h^{g+1}}{N} \frac{1}{1 - \tilde{v}_h} \right)^{-1}.$$

Отсюда находим первое условие эргодичности исследуемой модели:

$$v_h < N. \quad (8)$$

Расщепленные модели с пространством состояний S_i представляют собой идентичные для всех $i \geq 1$ процессы размножения и гибели, в которых

интенсивность размножения является постоянной величиной и равна λ_h , а интенсивность гибели в состоянии j равна $f(j)\mu$, где $j \geq N - g$. Следовательно, после определенных алгебраических преобразований заключаем, что стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей с пространством состояний S_i , $i \geq 1$, обозначаемое $\rho_i(j)$, $j \geq N - g$ вычисляется следующим образом (поскольку все расщепленные модели с пространством состояний S_i , $i \geq 1$ имеют одинаковое распределение, то ниже индекс i в обозначении $\rho_i(j)$ опускается):

$$\rho(j) = \begin{cases} \frac{v_h^j (N-g)!}{j! v_h^{N-g}} \rho(N-g), & j = \overline{N-g+1, N}, \\ \frac{\tilde{v}_h^{j-N} v_h^g}{N!} \rho(N-g), & j \geq N+1, \end{cases} \quad (9)$$

где

$$\rho(N-g) = \left(1 + v_h^g (N-g)! \left(\sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^{i-N}}{i!} + \frac{1}{N!} \frac{\tilde{v}_h}{1-\tilde{v}_h} \right) \right)^{-1}.$$

Для нахождения стационарного распределения $\pi(\langle j \rangle)$, $\langle j \rangle \in \tilde{S}$ укрупненной модели достаточно определения элементов ее производящей матрицы. Обозначим их через $q(\langle j', \langle j'' \rangle)$, $\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle \in \tilde{S}$. Они определяются так:

$$q(\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle) = \sum_{\substack{k' \in S_{j'} \\ k'' \in S_{j''}}} \rho_{i'}(j') q(k', k''), \quad (10)$$

где $\mathbf{k}' = (i', j')$, $\mathbf{k}'' = (i'', j'')$.

Учитывая (2), (7) и (9) из (10) находим, что искомые величины определяются из следующих соотношений:

$$q(\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle) = \begin{cases} \tilde{\lambda}_0, & \text{если } j' = 0, j'' = j' + 1, \\ \lambda_0, & \text{если } j' > 0, j'' = j' + 1, \\ \tilde{\mu}, & \text{если } j'' = j' - 1, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (11)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения:

$$\tilde{\lambda}_0 := \lambda_0 \left(1 - \sum_{i=0}^{N-g-1} \rho_0(i) \right); \quad \tilde{\mu} := (N-g)\mu \rho(N-g).$$

Следовательно, стационарное распределение вероятностей состояний укрупненной модели определяется как стационарное распределение вероятностей состояний процесса размножения и гибели с интенсивностями, заданными соотношениями (11), т.е.

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{\tilde{\lambda}_0}{\tilde{\mu}} \tilde{v}_0^{j-1} \pi(\langle 0 \rangle), \quad j \geq 1, \quad (12)$$

где

$$\tilde{v}_o := \lambda_o / \tilde{\mu}, \quad \pi(<0>) = \left(1 + \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \frac{1}{1 - \tilde{v}_o}\right)^{-1}.$$

При выводе формул (12) находится второе условие эргодичности модели, которое легко проверяется:

$$v_o < (N - g)\rho(N - g). \quad (13)$$

Замечание 2. Условие (13) имеет простую вероятностную интерпретацию. Так, поскольку o -вызовы из очереди обслуживаются лишь тогда, когда число занятых каналов равно $N - g$, то их суммарная интенсивность обслуживания равна $\mu(N - g)\rho(N - g)$, где $\rho(N - g)$ определяет вероятность того, что число занятых каналов равно $N - g$ при наличии очереди o -вызовов. Для существования стационарного режима требуется, чтобы интенсивность входящего трафика o -вызовов (λ_o) была меньше суммарной интенсивности их обслуживания и, следовательно, отсюда находится условие (13).

При выполнении условий эргодичности (8) и (13) с использованием (7), (9) и (12) стационарное распределение исходной модели приближенно находится так:

$$p(0, k_2) \approx \rho_0(k_2)\pi(<0>),$$

$$p(k_1, k_2) \approx \rho(k_2)\pi(<k_1>), \quad k_1 \geq 1. \quad (14)$$

Тогда, с учетом (3) и (14) заключаем, что среднее число o -вызовов в очереди определяется следующим образом:

$$L_o \approx \sum_{i=1}^{\infty} i \sum_{j=N-g}^{\infty} \rho(j)\pi(<i>) = \sum_{i=1}^{\infty} i\pi(<i>) = \frac{1}{(1 - \tilde{v}_o)^2} \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \pi(<0>). \quad (15)$$

Среднее число h -вызовов в очереди определяется так (4):

$$\begin{aligned} L_h &\approx \left(\sum_{i=1}^{\infty} i\rho_0(N+i) \right) \pi(<0>) + \sum_{i=1}^{\infty} i \sum_{j=1}^{\infty} \rho(N+i)\pi(j) = \\ &= \pi(<0>) \sum_{i=1}^{\infty} i\rho_0(N+i) + (1 - \pi(<0>)) \sum_{i=1}^{\infty} i\rho(N+i) = \\ &= \frac{\tilde{v}_h}{(1 - \tilde{v}_h)^2} (a\pi(<0>) + b(1 - \pi(<0>))). \end{aligned} \quad (16)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения:

$$a := \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \rho_0(0), \quad b := \frac{(N-g)!}{N!} v_h^g \rho(N-g).$$

После выполнения определенных преобразований получаем следующее приближенное выражение для вычисления среднего числа занятых каналов соты (5):

$$N_{av} \approx A\pi(<0>) + B(1 - \pi(<0>)), \quad (17)$$

где

$$A := N \left(1 - \sum_{i=0}^{N-1} \rho_0(i) \right) + \sum_{i=1}^{N-1} i \rho_0(i), \quad B := N \left(1 - \sum_{i=N-g}^{N-1} \rho(i) \right) + \sum_{i=N-g}^{N-1} i \rho(i).$$

Далее рассмотрим модель с конечными очередями разнотипных вызовов при наличии резервных каналов для h -вызовов. В данной модели предполагается, что для ожидания в очереди o -вызовов (h -вызовов) имеется ограниченный буфер размером R_o (R_h), иными словами, вызовы каждого типа могут быть потеряны, если в моменты их поступления соответствующий буфер оказывается полностью заполненным.

Фазовое пространство состояний данной модели задается аналогично (1), но здесь множества S_i , $i = 0, 1, \dots, R_o$, определяются следующим образом:

$$S_0 := \{k : k_1 = 0, 1, \dots, N + R_h; k_2 = 0\},$$

$$S_i := \{k : k_1 = N - g, N - g + 1, \dots, N + R_h; k_2 = i\}, \quad i = 1, \dots, R_o.$$

Замечание 3. В целях упрощения изложения в данной модели используются прежние обозначения для ее пространства состояний и стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных и укрупненной моделей.

Элементы производящей матрицы соответствующей цепи Маркова определяются аналогично из (2). Среднее число разнотипных вызовов и занятых каналов в данной модели также определяются аналогично (3)–(5), однако здесь верхние пределы суммирования в формулах (3) и (4) заменяются соответствующими максимально возможными значениями параметров k_1 и k_2 (т.е. $N + R_h$ и $N + R_o$). Вместе с тем, для данной модели требуется определить также вероятности потери разнотипных вызовов. Так, эти вероятности потери, обозначаемые P_o и P_h , определяются следующим образом:

$$P_o = \sum_{k_1=N-g}^{N+R_h} p(k_1, R_o), \quad (18)$$

$$P_h = \sum_{k_2=0}^{R_o} p(N + R_h, k_2). \quad (19)$$

Стационарное распределение вероятностей состояний этой модели можно определить из соответствующей СУР [8]. Однако этот подход является эффективным лишь для моделей малой размерности, т.е. при малых значениях структурных параметров N , R_h и R_o . В связи с этим, здесь также используется описанный выше приближенный подход расчета стационарного распределения вероятностей состояний данной модели.

Не повторяя уже описанные выше процедуры, лишь отметим, что здесь также используется аналогичная (1) схема расщепления пространства состояний модели. Поскольку выбор схемы расщепления полностью определяет структуры расщепленных и укрупненной моделей, то ниже приводятся лишь краткие комментарии к предложенным формулам.

Отметим, что в данной модели не требуется выполнения условий эргодичности (8) и (13), т.е. при любых значениях нагрузочных и структурных параметров модели существует стационарный режим работы системы. Так, стационарное распределение вероятностей состояний расщепленной модели с пространством состояний S_o определяется как соответствующее распределение многоканальной системы обслуживания $M / MN / R_h$ с переменной интенсивностью поступления, в которой скорость обслуживания одного канала равна μ . Иными словами, искомые вероятности состояний определяются таким образом:

$$\rho_0(i) = \begin{cases} \frac{v^i}{i!} \rho_0(0), & 1 \leq i \leq N - g, \\ \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \frac{v_h^i}{i!} \rho_0(0), & N - g + 1 \leq i \leq N, \\ \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \tilde{v}_h^{i-N} \rho_0(0), & N + 1 \leq i \leq N + R_h, \end{cases} \quad (20)$$

где

$$\rho_0(0) = \left(\sum_{i=0}^{N-g} \frac{v^i}{i!} + \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^i}{i!} + \frac{v^{N-g}}{N!} \frac{v_h^{g+1}}{N} \frac{1 - \tilde{v}_h^{R_h}}{1 - \tilde{v}_h} \right)^{-1}.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей с пространством состояний S_i являются идентичными для всех $i \geq 1$, и они определяются аналогично (9):

$$\rho(j) = \begin{cases} \frac{v_h^j}{j!} \frac{(N-g)!}{v_h^{N-g}} \rho(N-g), & j = \overline{N-g+1, N}, \\ \tilde{v}_h^{j-N} v_h^g \frac{(N-g)!}{N!} \rho(N-g), & N+1 \leq j \leq N+R_h, \end{cases} \quad (21)$$

где

$$\rho(N-g) = \left(1 + v_h^g (N-g)! \left(\sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^{i-N}}{i!} + \frac{\tilde{v}_h}{N!} \frac{1 - \tilde{v}_h^{R_h}}{1 - \tilde{v}_h} \right) \right)^{-1}.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний укрупненной модели в данном случае определяется так:

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \tilde{v}_o^{j-1} \pi(\langle 0 \rangle), \quad 1 \leq j \leq R_o, \quad (22)$$

где

$$\pi(\langle 0 \rangle) = \left(1 + \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \frac{1 - \tilde{v}_o^{R_o}}{1 - \tilde{v}_o} \right)^{-1}.$$

Таким образом, с использованием (20)–(22) приближенно находим стационарное распределение вероятностей состояний исходной модели и,

после выполнения необходимых алгебраических преобразований, определяем следующие приближенные формулы для вычисления показателей QoS-модели с ограниченной очередью разнотипных вызовов:

$$L_o \approx \pi(< 0 >) \frac{\tilde{\lambda}_o}{\lambda_o} \sum_{i=1}^{R_o} i \tilde{V}_o^i, \quad (23)$$

$$L_h \approx (a\pi(< 0 >) + b(1 - \pi(< 0 >))) \sum_{i=1}^{R_h} i \tilde{V}_h^i, \quad (24)$$

$$P_o \approx \pi(< R_o >), \quad (25)$$

$$P_h \approx (a\pi(< 0 >) + b(1 - \pi(< 0 >))) \tilde{V}_h^{R_h}. \quad (26)$$

Среднее число занятых каналов соты для данной модели определяется аналогично (17). Здесь следует иметь ввиду, что при определении параметров a и b ((24), (26)) используется стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей, вычисляемых с помощью соотношений (20) и (21).

ЧИСЛЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Разработанные явные формулы расчета желаемых показателей QoS исследуемых моделей беспроводных сетей позволяют легко осуществить их анализ при любых значениях нагрузочных и структурных параметров сети. Для краткости изложения в работе приводятся лишь некоторые результаты численных экспериментов для модели с неограниченными очередями. При этом целью исследования является изучение поведения показателей QoS модели относительно параметра g (число резервных каналов для h -вызовов).

Исходные данные для гипотетической модели выбираются так: $N = 30$, $\lambda_h = 12$, $\mu = 1$. При $\lambda_o = 2$ условие эргодичности (13) удовлетворяется для значений $0 \leq g \leq 15$, а при $\lambda_o = 4$ оно удовлетворяется для значений $0 \leq g \leq 18$, и поэтому в графиках для соответствующих кривых указаны эти интервалы изменения параметра g (рис. 2–4).

Из рис. 2 видно, что увеличение значений параметра g приводит к возрастанию функции L_o , но при этом уменьшается функции L_h . Эти результаты имеют вполне логический смысл, так как с ростом числа резервных каналов увеличиваются шансы h -вызовов для прямого доступа в каналы, но при этом одновременно уменьшаются шансы o -вызовов для прямого доступа в каналы, и тем самым они присоединяются к очереди. Отметим, что среднее число o -вызовов в очереди растет с большой скоростью, чем среднее число h -вызовов в очереди (рис. 3). Также следует отметить, что рост интенсивности любого потока приводит к увеличению среднего числа занятых каналов (рис. 4). Из этих графиков видно, что для данной системы нет необходимости организации бесконечного буфера для ожидания разнотипных вызовов, так как средние длины очередей разнотипных вызовов являются достаточно короткими. Так, например, если в изучаемой гипотетиче-

ской сети для ожидания o -вызовов и h -вызовов в очереди организовать буферы соответственно объемом 5 и 3, то эти буферы окажутся достаточными для обработки разнотипных вызовов. При этом вероятность их потери находится в приемлемых границах. Иными словами, в каждом конкретном случае имеются возможности проведения исследования по выбору необходимых объемов буферных накопителей с целью удовлетворения заданных ограничений на показатели QoS сети.

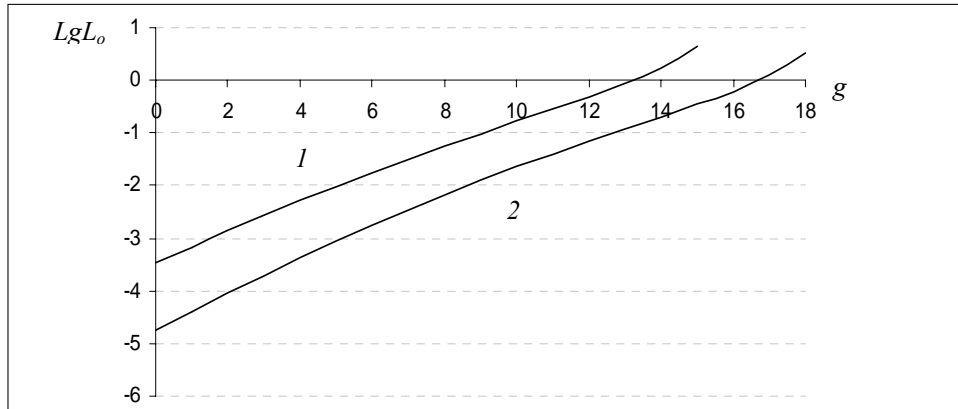


Рис. 2. Зависимость средней длины очереди o -вызовов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

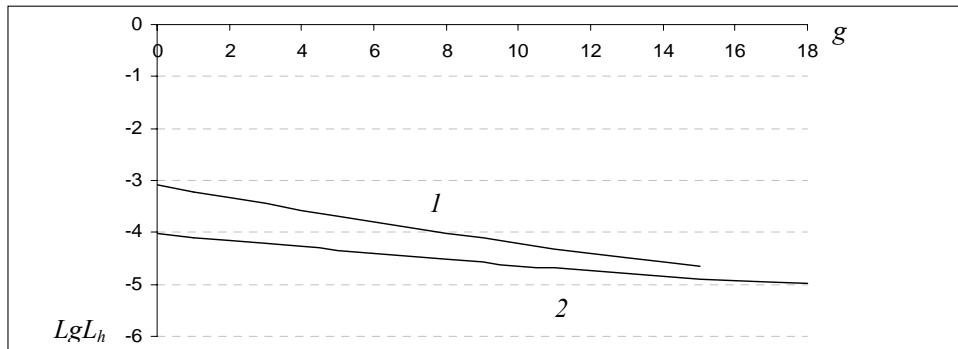


Рис. 3. Зависимость средней длины очереди h -вызовов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

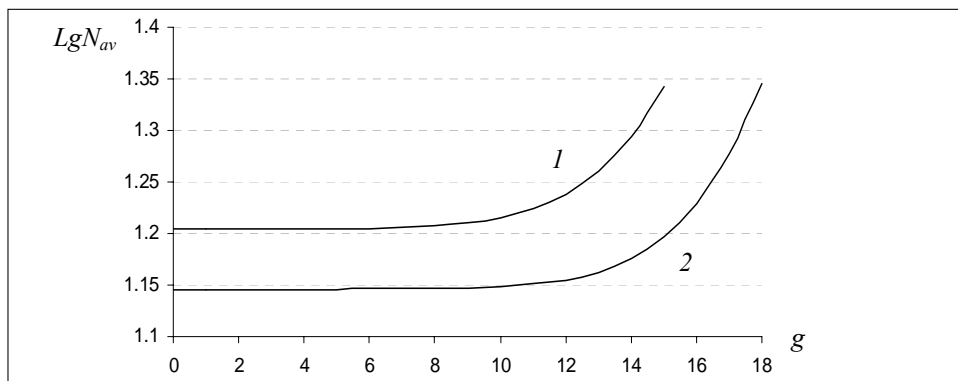


Рис. 4. Зависимость среднего числа занятых каналов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе предложены аналитические результаты для приближенного расчета показателей QoS моносервисных беспроводных сетей микросотовой структуры, в которых допускается конечной и/или бесконечной очереди новых и хэндовер вызовов. Разработанный метод может быть использован при исследовании моделей подобных сетей с конечным временем деградации хэндовер вызовов и/или нетерпеливыми новыми вызовами. Эти проблемы представляют собой предмет специальных исследований.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Das Bit S., Mitra S.* Challenges of computing in mobile cellular environment — a survey // *Computer Communications*. — 2003. — **26**. — P. 2090–2105.
2. *Hong D., Rapoport S.S.* Traffic model and performance analysis of cellular mobile radio telephones systems with prioritized and non-prioritized handoff procedures // *IEEE Transactions on Vehicular Technology*. — 1986. — **35**, № 3. — P. 77–92.
3. *Ponomarenko L.A., Melikov A.Z., Babaev A.T.* Investigation of cellular network characteristics with limited queue of impatient h-calls // *Journal of Automation and Information Sciences*. — 2006. — **38**, № 8. — P. 17–28.
4. *Kim C.S., Ponomarenko L.A., Melikov A.Z.* Two-dimensional models of wireless cellular networks with infinite queues of handover calls // *Journal of Automation and Information Sciences*. — 2007. — **39**, № 12. — P. 25–41.
5. *Guerin R.* Queuing-blocking system with two arrival streams and guard channels // *IEEE Transactions on Communications*. — 1988. — **36**, № 2. — P. 153–163.
6. *Меликов А.З., Велибеков А.М.* Расчет характеристик смешанной системы обслуживания с резервированием каналов // *Системні дослідження та інформаційні технології*. — 2008. — № 3. — С. 66–77.
7. *Меликов А.З., Велибеков А.М.* Численный метод анализа модели беспроводной сети связи со сложной схемой резервирования каналов и очередями // *Системні дослідження та інформаційні технології*. — 2009. — № 2. — С. 76–89.
8. *Chang C.J., Su T.T., Chiang Y.Y.* Analysis of a cutoff priority cellular radio system with finite queuing and reneging/dropping // *IEEE/ACM Transactions on Networking*. — 1994. — **2**, № 2. — P. 166–175.
9. *Меликов А.З., Пономаренко Л.А., Фаттахова М.И.* Управление мультисервисными сетями связи с буферными накопителями. — Киев: Изд. НАУ «НАУ-друк». — 2008. — 156 с.

Поступила 26.05.2009