

ЧИСЛЕННЫЙ АНАЛИЗ СИСТЕМЫ ОБСЛУЖИВАНИЯ С ОБРАТНОЙ СВЯЗЬЮ

Аннотация. Предложена математическая модель многоканальной системы массового обслуживания с обратной связью, в которой обратная связь с системой осуществляется благодаря возвращению части первичных вызовов для повторного обслуживания. При этом вероятность возврата зависит от текущего числа занятых каналов системы. Изучены модели с конечным и бесконечным размерами орбита для пребывания повторных вызовов. Разработаны точный и приближенный методы расчета характеристик рассматриваемой модели.

Ключевые слова: система массового обслуживания, обратная связь, численный анализ.

ВВЕДЕНИЕ

На практике часто встречаются системы массового обслуживания (СМО), в которых обслуженные вызовы требуют повторного обслуживания в зависимости от некоторых факторов (например, от качества обслуживания, от времени пребывания в системе и т.д.). Такие ситуации привычны в мультиагентных системах (МАС), где запросы, получившие удовлетворительное обслуживание, через некоторое время могут опять потребовать повторного обслуживания у этих агентов. Функционирование таких МАС достаточно точно описывается с помощью моделей СМО с обратной связью, точнее моделей СМО с повторными вызовами. Подробный список работ по данному направлению приведен в [1–3].

Вместе с тем, в отличие от известных моделей СМО с повторными вызовами, в моделях СМО с обратной связью, которые рассматриваются в настоящей статье, орбит (источник повторных вызовов) образуется не вновь поступившими вызовами, а обслуженными вызовами.

Теория СМО с повторными вызовами и вычислительные технологии для расчета их характеристик подробно описаны в [4]. Исчерпывающий список работ, посвященных СМО с повторными вызовами, приведен в [5].

Из анализа указанных публикаций следует, что для стационарного распределения вероятностей состояний СМО с повторными вызовами зачастую не удается получить явные расчетные формулы и даже разработать более или менее эффективные вычислительные технологии (например, в виде определенных рекурсивных алгоритмов) для систем с числом каналов больше двух. Поэтому разработка новых подходов для численного анализа многоканальных СМО с повторными вызовами и соответствующих методов и алгоритмов их расчета является актуальной проблемой.

Следует также отметить, что модели СМО с повторными вызовами, в которых орбит образуется вызовами, получившими обслуживание, в доступной литературе недостаточно исследованы [6]. В настоящей работе предлагаются точный и приближенный методы анализа характеристик модели СМО данного типа. Отличительная особенность приближенного метода заключается в том, что он позволяет разработать явные формулы для расчета характеристик изучаемой системы.

ОПИСАНИЕ МОДЕЛИ СИСТЕМЫ С ОБРАТНОЙ СВЯЗЬЮ

Схема изучаемой системы показана на рис. 1. На вход системы, содержащей $N > 1$ автономных и идентичных агентов (каналов), поступает пуассоновский поток вызовов с интенсивностью λ . Эти вызовы называются первичными вызовами. Времена обработки вызовов — независимые и одинаково распределенные случайные величины. Предположим, что функции распределения указанных случайных величин для всех вызовов являются экспоненциальными с общим средним $1/\mu$.

По окончании процесса обработки вызова (первичного или повторного) он с вероятностью σ_i требует повторной обработки; эта вероятность зависит от параметра i , который указывает число занятых каналов непосредственно перед моментом

© А.З. Меликов, Л.А. Пономаренко, Х.Н. Кулиева, 2015

ухода данного вызова, $i = 1, 2, \dots, N$; с дополнительной вероятностью $1 - \sigma_i$ первичный вызов окончательно покидает систему. При этом предполагается, что $\sigma_i > 0$ хотя бы для одного i , $i = 1, 2, \dots, N$.

Вызовы, требующие повторного обслуживания, организуют источник (орбит) повторных вызовов с максимальным размером R , $0 < R < \infty$. Ограниченность объема орбита означает, что вызов принимается тогда, когда в момент его поступления общее число повторных вызовов меньше R , иначе он покидает систему.

Вызовы из орбита (повторные вызовы) поступают через случайные моменты времени, которые подчиняются показательному закону распределения со средним $1/\eta$. Предположим, что повторные вызовы являются настойчивыми, т.е. если в момент поступления повторного вызова все каналы заняты, то он окончательно покидает систему с вероятностью α_j , а с дополнительной вероятностью $1 - \alpha_j$ возвращается в орбит, где j — текущее число вызовов в орбите, $j = 1, 2, \dots, R$.

Частные случаи. Можно рассматривать модели с постоянными параметрами σ_i , $i = 1, 2, \dots, N$, и α_j , $j = 1, 2, \dots, R$. Более интересными частными случаями являются модели, в которых эти параметры имеют пороговый (релейный) характер изменения, т.е. они определяются так:

$$\sigma_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i < n, \\ 0, & \text{если } i \geq n; \end{cases} \quad \alpha_j = \begin{cases} 1, & \text{если } j > r, \\ 0, & \text{если } j \leq r, \end{cases} \quad (1)$$

где n , $1 < n \leq N$, и r , $1 < r \leq R$, — известные величины.

Уравнения (1) описывают модели, в которых вызовы поступают в орбит лишь тогда, когда в момент их ухода из системы общее число вызовов в каналах меньше определенной величины n , $1 < n \leq N$, а повторные вызовы окончательно покидают систему (т.е. в дальнейшем не повторяют попыток получения обслуживания), если в моменты их генерации все каналы системы заняты и число вызовов в орбите больше некоторой величины r , $1 < r \leq R$. Эти схемы наиболее адекватно соответствуют реальному поведению вызовов в СМО с обратной связью.

Основные характеристики рассматриваемой системы — вероятности потери первичных (P_p) и повторных (P_r) вызовов, среднее число занятых каналов (N_{av}), а также повторных вызовов в орбите (L_0). Проблема состоит в определении указанных характеристик.

МЕТОДЫ РАСЧЕТА ХАРАКТЕРИСТИК СИСТЕМЫ

Состояние рассматриваемой системы в произвольный момент времени определяется двумерным вектором (i, j) , где i — суммарное число вызовов (первичных и повторных) в каналах, $i = 0, 1, \dots, N$, а j — число повторных вызовов в орбите, $j = 0, 1, \dots, R$. Исходя из вида функций распределения случайных величин, участвующих в формировании модели, определяем, что изучаемая система описывается двумерной цепью Маркова (ЦМ). Множество возможных состояний системы, т.е. фазовое пространство состояний (ФПС) указанной ЦМ, задается так:

$$S = \{(i, j) : i = 0, 1, \dots, N; j = 0, 1, \dots, R\}. \quad (2)$$

Интенсивность перехода из состояния (i, j) в состояние (m, n) обозначим $q((i, j), (m, n))$. Совокупность этих величин составляет производящую матрицу данной ЦМ. Интенсивности переходов определяются так (рис. 2).

Случай $0 \leq i \leq N - 1$:

$$q((i, j), (m, n)) = \begin{cases} \lambda, & \text{если } (m, n) = (i+1, j), \\ i\mu\sigma_i, & \text{если } (m, n) = (i-1, j+1), \\ j\eta, & \text{если } (m, n) = (i+1, j-1), \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (3)$$

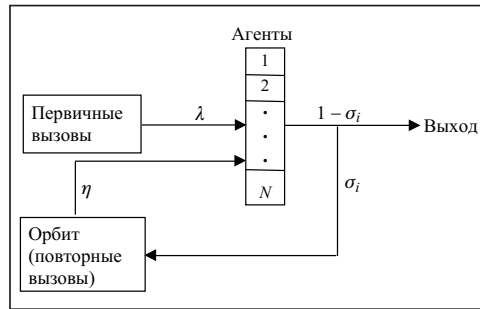


Рис. 1. Схема системы

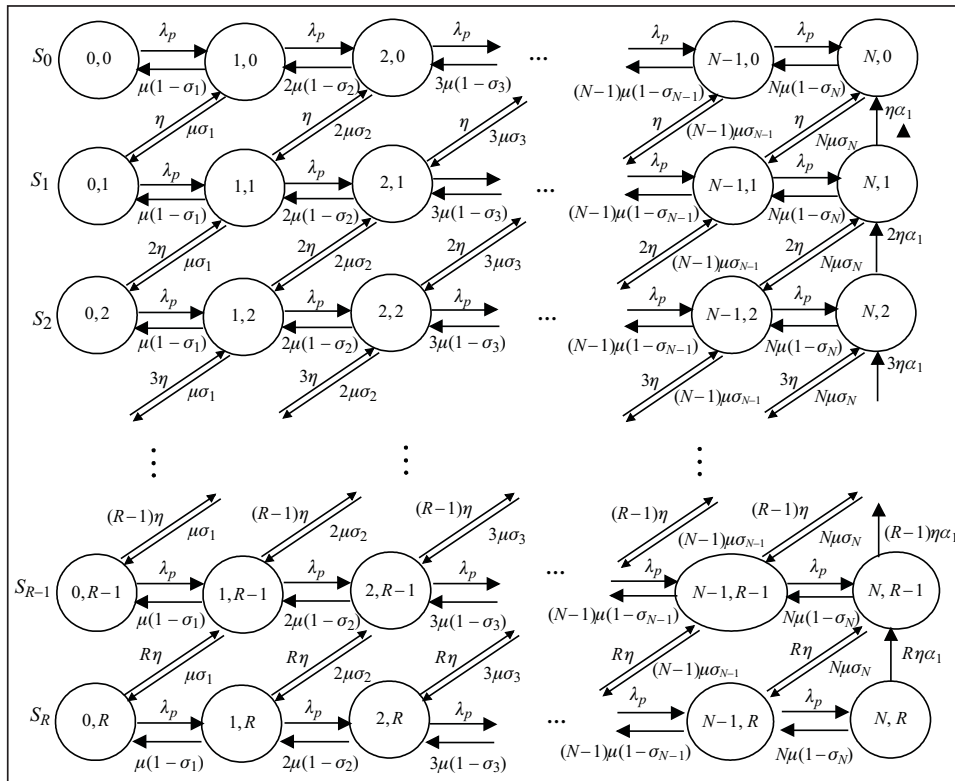


Рис. 2. Граф переходов

Случай $i = N$:

$$q((N, j), (m, n)) = \begin{cases} N\mu\sigma_N, & \text{если } (m, n) = (N-1, j+1), \\ j\eta\alpha_j, & \text{если } (m, n) = (N, j-1), \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (4)$$

Отметим, что данная конечномерная цепь является неприводимой, и поэтому в ней существует стационарный режим. Пусть $p(i, j)$ — стационарная вероятность состояния $(i, j) \in S$. Эти вероятности удовлетворяют соответствующей системе уравнений равновесия (СУР), которая составляется на основе соотношений (3), (4). Она имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} p(i, j)(\lambda I(i < N) + i\mu + j\eta) = & (j+1)\eta p(i-1, j+1)I(i > 0)I(j < R) + \\ & + (j+1)\eta\alpha_{j+1}p(N, j+1)\delta(i, N) + (i+1)\mu(1-\sigma_{i+1})p(i+1, j)I(i < N) + \\ & + \lambda p(i-1, j)I(i > 0) + (i+1)\mu\sigma_{i+1}p(i+1, j-1)I(j > 0), \end{aligned} \quad (5)$$

где $I(A)$ — индикаторная функция события A , $\delta(i, j)$ — символы Кронекера.

К этой СУР добавляется уравнение нормировки

$$\sum_{(i, j) \in S} p(i, j) = 1. \quad (6)$$

Размерность СУР (5), (6) определяется размерностью пространства состояний (2). К сожалению, не удается найти аналитического решения данной системы уравнений, поэтому для ее решения используются численные методы линейной алгебры, в частности известный метод Гаусса–Зейделя. После решения СУР характеристики изучаемой системы определяются как маргинальные распределения данной двумерной цепи. Указанные выше характеристики системы определяются так:

$$P_p = \sum_{j=0}^R p(N, j), \quad (7)$$

$$P_r = \sum_{i=1}^R p(N, i) \alpha_i, \quad (8)$$

$$N_{av} = \sum_{i=1}^N i \sum_{j=0}^R p(i, j), \quad (9)$$

$$L_o = \sum_{j=1}^R j \sum_{i=0}^N p(i, j). \quad (10)$$

Описанный выше точный метод позволяет изучить поведение показателей качества обслуживания (Quality of Service — QoS) (7)–(10) относительно изменения структурных и нагрузочных параметров моделей умеренной размерности. С ростом размерности ФПС (2) этот метод может испытывать некоторые вычислительные трудности. Для их устранения можно использовать метод приближенного расчета стационарного распределения двумерных цепей Маркова (см. Приложение в [7]).

Для корректного применения указанного метода предположим, что интенсивность первичных вызовов существенно превышает интенсивности повторных вызовов, т.е. принимается, что $\lambda \gg \eta$. Важно отметить, что интенсивность повторных вызовов не так мала, чтобы ею можно было пренебречь, иначе ее можно просто добавить к первичной интенсивности и далее исследовать модель без повторных вызовов.

В силу указанного допущения получаем, что интенсивности переходов между состояниями внутри строк в диаграмме переходов модели намного превышают интенсивности переходов между ними (см. рис. 2). Тогда можно рассматривать следующее расщепление ФПС (2):

$$S = \bigcup_{j=0}^R S_j, \quad S_i \cap S_j = \emptyset, \quad \text{если } i \neq j, \quad (11)$$

где $S_j = \{(i, j) \in S : i = 0, 1, \dots, N\}$, $j = 0, 1, \dots, R$. Иными словами, рассматривается расслоение диаграммы переходов по строкам (см. рис. 2).

Вводимая в ФПС (2) функция укрупнения определяется на основе расщепления (11) следующим образом:

$$U((i, j)) = \langle j \rangle, \quad (12)$$

где $\langle j \rangle$ — укрупненное состояние, которое включает все состояния из класса S_j . Обозначим $\Omega = \{\langle j \rangle : j = 0, 1, R\}$.

Согласно известному алгоритму приближенного расчета стационарного распределения двумерных цепей Маркова находим, что вероятности состояний исходной модели определяются следующим образом:

$$p(i, j) \approx \rho_j(i) \pi(\langle j \rangle), \quad (13)$$

где $\rho_j(i)$ — вероятность состояния (i, j) внутри расщепленной модели с пространством состояний S_j , а $\pi(\langle j \rangle)$ — вероятность укрупненного состояния $\langle j \rangle \in \Omega$.

Из схемы разбиения (11) видно, что все расщепленные модели представляют собой идентичные одномерные процессы размножения и гибели, так как в классе состояний S_j вторая компонента постоянная. Поэтому при изучении расщепленной модели с ФПС S_j микросостояние $(i, j) \in S$ исходной модели может быть задано лишь одной компонентой i , $i = 0, 1, \dots, N$. Интенсивность перехода между состояниями i и k расщепленной модели с ФПС S_j обозначается $q(i, k)$, $i, k = 0, 1, \dots, N$. Из соотношений (3), (4) получаем, что эти параметры для всех расщепленных моделей определяются так (см. также рис. 2):

$$q(i, j) = \begin{cases} \lambda, & \text{если } j = i + 1, \\ \mu(1 - \sigma_i), & \text{если } j = i - 1, \\ 0 & \end{cases} \quad (14)$$

Итак, стационарные распределения вероятностей состояний внутри расщепленных моделей совпадают, т.е. из соотношений (14) получаем, что вероятности состояний всех расщепленных моделей определяются следующим образом:

$$\rho(i) = \frac{\nu^i}{i!} \prod_{k=1}^i (1 - \sigma_k) \rho(0), \quad i=1, 2, \dots, N, \quad (15)$$

где $\nu = \lambda / \mu$, $\rho(0)$ находится из условия нормировки, т.е. $\sum_{i=0}^N \rho(i) = 1$.

Интенсивность перехода из укрупненного состояния $\langle i \rangle$ в другое укрупненное состояние $\langle j \rangle$ обозначим $q(\langle i \rangle, \langle j \rangle)$, $\langle i \rangle, \langle j \rangle \in \Omega$. Эти величины определяются так:

$$q(\langle i \rangle, \langle j \rangle) = \sum_{\substack{(k,i) \in S_i \\ (l,j) \in S_j}} q((k,i), (l,j)) \rho(k). \quad (16)$$

Тогда с учетом (3), (4), (15) и (16) после определенных математических преобразований получаем

$$q(\langle i \rangle, \langle j \rangle) = \begin{cases} \Lambda, & \text{если } j = i+1, \\ i\Psi_i, & \text{если } j = i-1, \\ 0 & \text{в остальных случаях,} \end{cases} \quad (17)$$

где $\Lambda = \mu \sum_{k=1}^N k \sigma_k \rho(k)$, $\Psi_i = \eta(1 - (1 - \alpha_i) \rho(N))$.

Из соотношений (17) видно, что вероятности укрупненных состояний $\pi(\langle j \rangle), \langle j \rangle \in \Omega$, вычисляются как вероятности состояний одномерного процесса размножения и гибели. Иными словами,

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{\Lambda^j}{j! \prod_{i=1}^j \Psi_i} \pi(\langle 0 \rangle), \quad j=1, \dots, R, \quad (18)$$

где $\pi(\langle 0 \rangle)$ находится из условия нормировки, т.е. $\sum_{j=0}^R \pi(\langle j \rangle) = 1$.

С учетом соотношений (7)–(10) после определенных математических преобразований получим следующие простые приближенные формулы для расчета искомых характеристик исследуемой системы:

$$P_p \approx \rho(N), \quad (19)$$

$$P_r \approx \rho(N) \sum_{i=1}^R \alpha_i \pi(\langle i \rangle), \quad (20)$$

$$N_{av} \approx \sum_{i=1}^N i \rho(i), \quad (21)$$

$$L_o \approx \sum_{i=1}^R i \pi(\langle i \rangle). \quad (22)$$

Из формулы (19) видно, что вероятность потери первичных вызовов не зависит от интенсивности поступления повторных вызовов из орбита (т.е. от η), а также от размера орбита (т.е. от R). Эти факты объясняются тем, что приближенные формулы основаны на допущении о том, что интенсивность первичных вызовов существенно превышает интенсивности повторных вызовов (т.е. выше было принято, что $\lambda \gg \eta$). Вместе с тем указанная вероятность зависит от параметра σ_i — вероятности поступления первичных вызовов в орбит после завершения обслуживания. Иными словами, отмеченная характеристика косвенным образом зависит от параметров орбита R и η . Аналогично объясняется формула (21).

Отметим, что в случае $\alpha_i = \alpha$ для всех $i=1, \dots, R$ формулы (18)–(22) упрощаются еще больше. В этом случае вероятности состояний внутри расщепленных моделей определяются также по формулам (15), и, следовательно, вероятность потери первичных вызовов и среднее число занятых каналов определяются из формул (19) и (21) соответственно. Вместе с тем в этом случае вероятности

укрупненных состояний определяются так:

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{(\Lambda / \Psi)^j}{j!} \pi(\langle 0 \rangle), \quad j = 0, 1, \dots, R, \quad (23)$$

где $\Psi = \eta(1 - (1 - \alpha)\rho(N))$.

Таким образом, в этом случае вероятность потери повторных вызовов и среднее число повторных вызовов в орбите имеют следующий вид:

$$P_r \approx \alpha\rho(N)(1 - \pi(\langle 0 \rangle)), \quad (24)$$

$$L_r \approx \pi(\langle 0 \rangle) \sum_{i=1}^R \frac{(\Lambda / \Psi)^i}{(i-1)!}. \quad (25)$$

Более того, в этом случае удастся получить явные формулы и для модели с бесконечным размером буфера, т.е. если $R = \infty$, то из соотношений (23) находим, что $\pi(\langle 0 \rangle) = e^{-\Lambda/\Psi}$. Следовательно, в модели с бесконечным размером буфера указанные выше параметры определяются из следующих простых формул:

$$P_r \approx \alpha\rho(N)(1 - e^{-\Lambda/\Psi}); \quad L_r \approx \Lambda / \Psi.$$

РЕЗУЛЬТАТЫ ЧИСЛЕННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Рассмотрим некоторые результаты численных экспериментов, выполненных с применением приближенного метода. Цель выполнения этих экспериментов — изучение поведения характеристик системы относительно изменения как структурных параметров модели (т.е. N и R), так и законов (схем) изменения вероятностей возвращения первичных вызовов в орбит (т.е. $\sigma_i, i = 1, \dots, N$), а также ухода повторных вызовов из орбиты в случае занятости всех каналов системы в моменты их поступления (т.е. $\alpha_j, j = 1, \dots, R$).

Вначале изучим поведение характеристик системы относительно изменения вероятностей возвращения первичных вызовов в орбит при его фиксированных размерах. При этом рассмотрим две схемы изменения указанных вероятностей: в первой схеме они убывают относительно числа занятых каналов, а во второй, наоборот, возрастают с ростом числа занятых каналов.

Для определенности изложения предположим, что в первой схеме $\sigma_i = 1/(i+1)$, а во второй $\sigma_i = i/(i+1)$, $i = 1, \dots, N$. Нагрузочные параметры гипотетической модели выбраны так: $\lambda = 20$, $\mu = 1$, $\eta = 1$. Размер буфера фиксируется, т.е. принимается, что $R = 20$, а также предполагается, что вероятности уходов повторных вызовов из орбиты не зависят от числа находящихся там вызовов, т.е. принимается, что $\alpha_i = 0.3$ для всех $i = 1, 2, \dots, R$.

Соответствующие результаты показаны на рис. 3–6 (на этих графиках цифры 1 и 2 соответственно обозначают кривые, полученные при использовании первой и второй схем изменения параметров $\sigma_i, i = 1, \dots, N$). Из рис. 3 видно, что для вероятности потери первичных вызовов благоприятной является вторая схема изменения вероятностей возвращения первичных вызовов в орбит. При этом значения этого показателя в различных схемах существенно отличаются, особенно при больших значениях числа каналов системы. Аналогичная ситуация наблюдается и для вероятности потери повторных вызовов (рис. 4). Вместе с тем для среднего числа занятых каналов благоприятна первая схема изменения вероятностей возвращения первичных вызовов в орбит, при этом каналы системы лучше используются при первой схеме (рис. 5). Несколько неожиданным оказывается поведение среднего числа вызовов в орбите (рис. 6). Так, при использовании второй схемы этот показатель растет с ростом общего числа каналов системы, в то время как при первой схеме он растет лишь при малых значениях числа каналов, а с их ростом убывает.

Теперь рассмотрим поведение характеристик системы относительно изменения вероятностей ухода повторных вызовов из орбиты в случае занятости всех каналов системы в моменты их поступления. При этом, как и выше, рассмотрим две схемы изменения указанных вероятностей: в первой схеме они возрастают относительно числа вызовов в орбите, а во второй, наоборот, убывают с ростом числа вызовов в орбите.

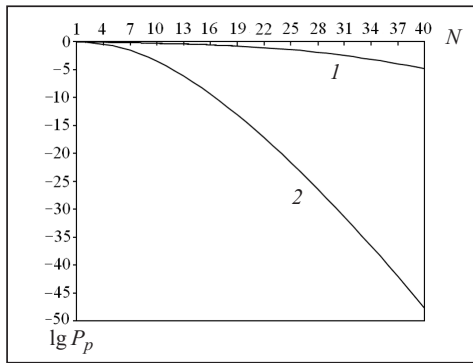


Рис. 3. Зависимость вероятности потери первичных вызовов от общего числа каналов

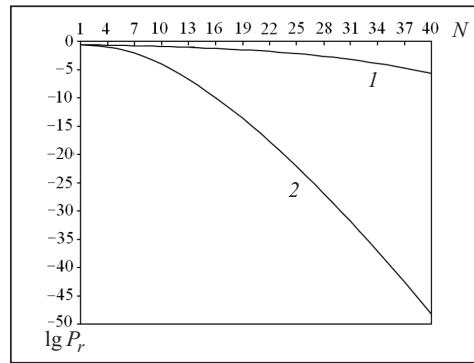


Рис. 4. Зависимость вероятности потери повторных вызовов от общего числа каналов

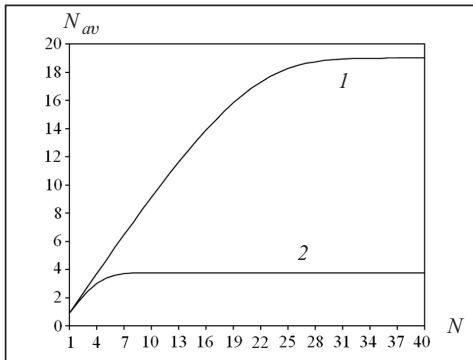


Рис. 5. Зависимость среднего числа занятых каналов от общего числа каналов

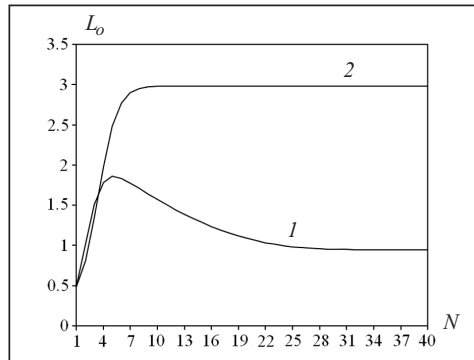


Рис. 6. Зависимость среднего числа вызовов в орбите от общего числа каналов

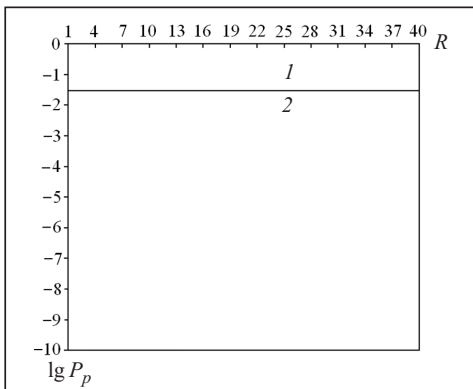


Рис. 7. Зависимость вероятности потери первичных вызовов от размера орбита

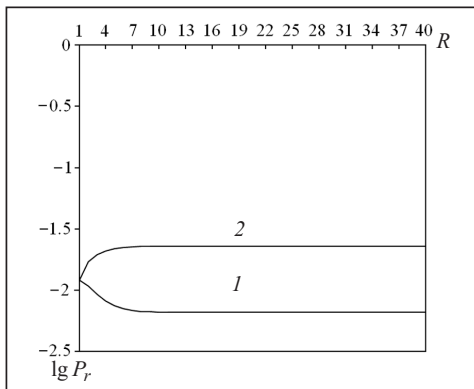


Рис. 8. Зависимость вероятности потери повторных вызовов от размера орбита

Как и выше, здесь для определенности изложения также предположим, что в первой схеме $\alpha_j = 1/(j+1)$, а во второй $\alpha_j = j/(j+1)$, $j = 1, \dots, R$. Нагрузочные параметры гипотетической модели остаются неизменными. Здесь число каналов фиксируется, т.е. принимается, что $N = 20$, а также предполагается, что вероятности возвращения первичных вызовов в орбит не зависят от числа занятых каналов, т.е. принимается, что $\sigma_i = 0.3$ для всех $i = 1, 2, \dots, N$.

Соответствующие результаты показаны на рис. 7–10 (на этих графиках цифры 1 и 2 соответственно указывают кривые, полученные при использовании первой и второй схем изменения параметров α_j , $j = 1, \dots, N$). Из рис. 7 видно, что вероятности потери первичных вызовов одинаковы при обеих схемах, т.е. закон

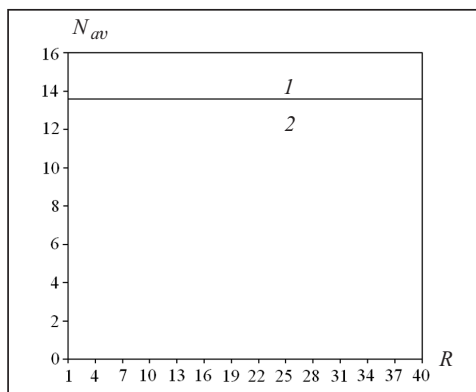


Рис. 9. Зависимость среднего числа занятых каналов от размера орбита

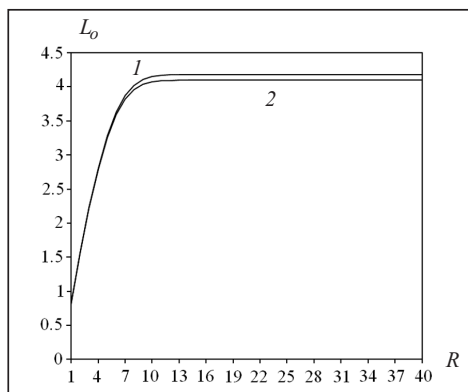


Рис. 10. Зависимость среднего числа вызовов в орбите от размера орбита

изменения повторных вызовов, поступающих из орбита, почти не влияет на указанный параметр. Это объясняется тем, что интенсивность поступления повторных вызовов из орбита существенно меньше, чем интенсивность первичных вызовов. Вместе с тем для вероятности потери повторных вызовов благоприятной является первая схема, при этом показатель в обеих схемах почти не изменяется с ростом размера орбита (см. рис. 8). Ситуация, аналогичная показанной на рис. 7, наблюдается для среднего числа занятых каналов, так как для выбранных исходных данных указанный показатель почти не изменяется в различных схемах (см. рис. 9). Почти одинаковыми в различных схемах также являются значения показателя, который указывает число вызовов в орбите (см. рис. 10).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей работе предложена математическая модель многоканальной СМО с обратной связью, в которой эта обратная связь с системой осуществляется посредством возвращения части первичных вызовов для получения повторно-го обслуживания, при этом вероятность возвращения зависит от текущего числа занятых каналов системы. Изучены модели с конечными и бесконечными размерами орбита для пребывания повторных вызовов. Разработаны точный и приближенный методы расчета характеристик рассмотренной модели.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Reliable MAS performance prediction using queueing models / N. Gnanasambandam, S. Lee, N. Gautam, S.R.T. Kumara, W. Peng, V. Manikonda, M. Brinn, M. Greaves // IEEE 1st Symposium on Multi-Agent Security and Survivability. — 2004. — P. 55–64.
2. Gnanasambandam N., Lee S., Kumara S.R.T. An autonomous performance control framework for distributed multi-agent systems: A queueing theory based approach // AAMAS'05. — July 25–29, 2005. — Utrecht, Netherlands. — P. 1313–1314.
3. Queueing model of a single-level single-mediator with cooperation of the agents / M.H. Lee, A. Birukou, A.N. Dudin, V.I. Klimenok, O. Kostyukova, C-H. Choe // Agent and Multi-agent Systems: Technology and Applications (Nguyen N.T., Ed). — Berlin; Heidelberg: Springer, 2007. — P. 447–455.
4. Artalejo J.R., Gomez-Corral A. Retrial queueing. A computational approach. — Berlin; Heidelberg: Springer, 2008. — 318 p.
5. Artalejo J.R. Accessible bibliography on retrial queues: Progress in 2000–2009 // Mathematical and Computer Modeling. — 2011. — 51. — P. 1071–1081.
6. The queueing model MAP/PH/1/N with feedback operating in a Markovian random environment / A.N. Dudin, A.V. Kazimirsky, V.I. Klimenok, L. Breuer, U. Krieger // Austrian Journal of Statistics. — 2005. — 34, N 2. — P. 101–110.
7. 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.

Поступила 01.12.2014