

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ И НАУКИ  
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ  
ТОМСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ

**МАТЕРИАЛЫ**  
**II Всероссийской молодежной**  
**научной конференции**  
**«МАТЕМАТИЧЕСКОЕ**  
**И ПРОГРАММНОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ**  
**ИНФОРМАЦИОННЫХ,**  
**ТЕХНИЧЕСКИХ**  
**И ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ»**

**Томск, 16–17 мая 2014 г.**

*Под общей редакцией  
кандидата технических наук И.С. Шмырина*

Томск  
Издательский Дом Томского государственного университета  
2014

$\kappa_1$  является решением уравнения

$$\lambda = (\lambda + \kappa_1) \int_0^{\infty} e^{-(\lambda + \kappa_1)x} dB(x),$$

величины  $R_0$ ,  $R_1(z)$ ,  $R_1$ ,  $R_1^*(\lambda + \kappa_1)$  удовлетворяют следующим выражениям

$$R_0 = \int_0^{\infty} e^{-(\lambda + \kappa_1)z} dB(z) = B^*(\lambda + \kappa_1),$$

$$R_1(z) = e^{(\lambda + \kappa_1)z} (\lambda + \kappa_1) \int_0^z e^{-(\lambda + \kappa_1)x} (R_0 - B(x)) dx,$$

$$R_1 = 1 - R_0,$$

$$R_1^*(\lambda + \kappa_1) = \int_0^{\infty} z e^{-(\lambda + \kappa_1)z} dB(z).$$

Найдем характеристическую функцию  $h(u)$  числа заявок в ИПВ. Выполнив обратные к (8) замены, получим

$$h(u) = \exp \left\{ ju \frac{\kappa_1}{\sigma} + \frac{(ju)^2}{2} \frac{\kappa_2}{\sigma} + \frac{(ju)^3}{6} \frac{\kappa_3}{\sigma} \right\}.$$

### Выводы

В работе найдена асимптотика третьего порядка характеристической функции числа заявок в ИПВ. Данная функция определяется одним параметром  $\sigma$  и тремя асимптотическими семиинвариантами  $\kappa_1$ ,  $\kappa_2$ ,  $\kappa_3$ . В дальнейшем планируется выполнить исследование рассматриваемой RQ-системы, когда не существует стационарного режима.

### ЛИТЕРАТУРА

1. *Falin G. I., Templeton J. G. C.* Retrial queues. – London : Chapman & Hall, 1997.
2. *Falin G. I.* Asymptotic investigation of fully available switching systems with high repetition intensity of blocked calls // Moscow University Mathematics Bulletin. – 1984. – Vol. 39, № 6. – P. 72–77.
3. *Falin G. I.* A Survey of Retrial Queues // Queuing Systems. – 1990. – Vol. 7. – P. 127–167.
4. *Artalejo J. R., Gomez-Coral A.* Retrial queueing systems: A computational approach. – Berlin : Springer, 2008.
5. *Artalejo J. R., Joshua V. C., Krishnamoorthy A.* An M/G/1 retrial queue with orbital search by the server, Advances in Stochastic Modeling / J.R. Artalejo, A. Krishnamoorthy (Eds). – New Jersey : Notable publications, 2002. – P. 41–54.
6. *Назаров А. А., Судыко Е. А.* Метод асимптотических семиинвариантов для исследования математической модели сети случайного доступа // Проблемы передачи информации. – 2010. – № 1. – С. 94–111.
7. *Назаров А. А., Мусеева С. П.* Методы асимптотического анализа в теории массового обслуживания. – Томск : Изд-во НТЛ, 2006. – 112 с.
8. *Боровков А. А.* Асимптотические методы в теории массового обслуживания. – М. : Наука, 1980. – 381 с.

## ИССЛЕДОВАНИЕ RQ-СИСТЕМЫ ММРР|М|1 С ФАЗОВЫМ РАСПРЕДЕЛЕНИЕМ ПОВТОРНОГО ВРЕМЕНИ

**А. А. Назаров, Н. И. Яковлев**

*Томский государственный университет*

E-mail: yakovlev\_steppy@mail.ru

В работе рассмотрена RQ-система (Retrial Queueing System) с фазовым распределением повторного времени.

Первая международная научная конференция по RQ-системам состоялась в Мадриде в 1998 году. К настоящему времени по этой тематике опубликованы сотни научных работ, в том числе ряд монографий, одной из первых среди которых является книга

G. I. Falin, G. C. Tempelton [6]. В монографии J. R. Artalejo, A. Gomez-Corral [3] список публикаций содержит более 700 наименований.

Актуальность этих исследований определяется фундаментальной ролью повторного обращения заявок к обслуживающему прибору в таких реальных обслуживающих системах как: классические телефонные системы [8, 9], коллцентры [10], мобильные телефонные системы [11], локальные компьютерные сети, управляемые протоколами случайного множественного доступа [12] и других коммуникационных систем [13, 14].

Исследование RQ-систем с неэкспоненциальным повторным временем мотивировано реальными компьютерными и телекоммуникационными сетями, в которых повторное время вряд ли экспоненциально.

## 1. Математическая модель

В качестве математической модели RQ-системы рассмотрим марковскую однолинейную систему массового обслуживания. Имеется прибор, обслуживающий случайное время, распределенное по экспоненциальному закону с параметром  $\mu$ . На вход системы поступает ММРР поток с матрицей интенсивности  $\lambda$ , управляемый цепью Маркова с матрицей инфинитезимальных характеристик  $Q$ . Заявка, придя из потока, осуществляет попытку захвата прибора. Если прибор свободен, то попытка считается удачной и заявка встает на обслуживание. Если же прибор занят, то заявка отправляется в источник повторных вызовов, где получает случайное время задержки, распределенное согласно РН-закону с параметрами  $(V, \theta)$  по истечении которого она опять осуществляет попытку захвата прибора. Подробное описание распределения фазового типа см. [4].

Пусть  $i_n(t)$  – число заявок на  $n$ -ой фазе РН-распределения,  $n = 1, 2, \dots, N$ ,  $k(t)$  определяет состояние управляющей потоком цепи Маркова,  $k = 1, 2, \dots, K$ , а  $s(t)$  определяет состояние прибора как

$$s(t) = \begin{cases} 0, & \text{если прибор свободен,} \\ 1, & \text{если прибор занят.} \end{cases}$$

Обозначим

$$P\{s(t) = s, k(t) = k, i_1(t) = i_1, i_2(t) = i_2, \dots, i_N(t) = i_N\} = P_s(i_1, i_2, \dots, i_N, t) = P_s(i, k, t), \\ s = 0, 1, \quad k = 0, 1, \dots, K$$

вероятность того, что в момент времени  $t$  прибор находится в состоянии  $k$  и в источнике повторных вызовов находится  $i$  заявок на каждой из фаз РН-распределения, где  $i = \{i_1, i_2, \dots, i_N\}$ . Процесс  $\{s(t), k(t), i(t)\}$  изменений во времени состояний рассматриваемой системы ММРР|M|1 является  $(N + 1)$ -мерной цепью Маркова, в которой лишь одна компонента  $k(t)$  принимает конечное число значений, а остальные  $N$  компонент имеют счетное множество значений.

Требуется найти распределение вероятностей значений процесса  $\sum i_k$  – числа заявок в ИПВ. Этот процесс является немарковским, поэтому его исследование выполним методом введения дополнительных компонент, рассматривая  $(N + 1)$ -мерную цепь Маркова  $\{s(t), k(t), i(t)\}$ , для стационарного распределения вероятностей  $P_s(i, k, t) = P_s(i, k)$  которой запишем систему уравнений Колмогорова для  $l$ -ого ( $l = 1, 2, \dots, K$ ) состояния управляющей цепи:

$$\left\{ \begin{aligned} & -(\lambda_l + \sum_{k=1}^N \theta_{k,0} i_k + \sum_{k=1}^N \sum_{v \neq k} \theta_{k,v} i_k) P_0(i, l) + \sum_{k=1}^N (i_k + 1) \sum_{v \neq k} \theta_{k,v} P_0(i + e_k - e_v, l) + \\ & \qquad \qquad \qquad + \mu P_1(i, l) + \sum_{k=1}^K P_0(i, k) q_{k,l} = 0, \\ & - \left[ \lambda_l + \mu + \sum_{k=1}^N i_k \sum_{v \neq k} (\theta_{k,v} V + \theta_{k,v}) \right] P_1(i, l) + \sum_{k=1}^N (i + 1) \theta_{k,0} P_0(i + e_k, l) + \\ & + \sum_{k=1}^K P_1(i, k) q_{k,l} + \lambda_l P_0(i, l) + \sum_{k=1}^N (i_k + 1) \sum_{v \neq k} (\theta_{k,0} V_v + \theta_{k,v}) P_1(i + e_k - e_v, l) + \\ & \qquad \qquad \qquad + \lambda_l \sum_{k=1}^N V_k P_1(i - e_k, l) = 0. \end{aligned} \right. \quad (1)$$

## 2. Характеристическая функция распределения вероятностей состояний системы

Применяя систему уравнений Колмогорова (1), составим систему уравнений для определения частных характеристических функций

$$H_s(u) = \sum_i P_s(i, k) \exp \left\{ j \sum_{n=1}^N u_n i_n \right\}, \quad s = 0, 1, \quad k = 0, 1, \dots, K,$$

где  $u$  является вектором с компонентами  $u_1, u_2, \dots, u_N$ , а  $j = \sqrt{-1}$  — мнимая единица. Из (1) получим

$$\left\{ \begin{aligned} & -\lambda_l H_0(u, l) + \mu H_1(u, l) + j \sum_{k=1}^N \frac{\partial H_0(u, l)}{\partial u_k} \theta_{k,0} + j \sum_{k=1}^N \frac{\partial H_0}{\partial u_k} \sum_{v \neq k} \theta_{k,v} (1 - \exp(j(u_v - u_k))) + \\ & \qquad \qquad \qquad + \sum_{k=1}^K H_0(i, k) q_{k,l} = 0, \\ & -\lambda_l H_1(u, l) - \mu H_1(u, l) + \lambda_l H_0(u, l) - j \sum_{k=1}^N \frac{\partial H_0(u, l)}{\partial u_k} \theta_{k,0} \exp(-j u_k) + \\ & \lambda_l H_1(u, l) \sum_{k=1}^N V_k \exp(j u_k) + j \sum_{k=1}^N \frac{\partial H_1(u, l)}{\partial u_k} \sum_{v \neq k} (\theta_{k,v} + \theta_{k,0} V_v) (1 - \exp(j(u_v - u_k))) + \\ & \qquad \qquad \qquad \sum_{k=1}^K H_1(i, k) q_{k,l} = 0. \end{aligned} \right.$$

Уравнения в скалярной форме записи в дальнейшем приводят к довольно громоздким выкладкам. Поэтому осуществим переход к матричной форме записи системы уравнений (2).

Для этого введем ряд обозначений. Диагональная матрица:

$$U = \begin{bmatrix} u_1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & u_N \end{bmatrix}.$$

Характеристическая функция в векторном виде:

$$H_s(u) = [H_s(u, 1) \ H_s(u, 2) \ \dots \ H_s(u, K)], \quad s = 0, 1.$$

Матрица частных производных:

$$\frac{\partial H_s(u)}{\partial u} = \left[ \frac{\partial H_s(u, k)}{\partial u_i} \right], \quad s = 0, 1, \quad k = 1, 2, \dots, K, \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

Диагональная матричная экспонента:

$$\exp(jU) = \left[ \begin{array}{c|c|c} \exp ju_1 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ \hline 0 & \dots & \exp ju_N \end{array} \right].$$

Вектор-столбец начального распределения:

$$V = [V_1 \quad \dots \quad V_N]^T.$$

Единичный вектор-столбец:

$$E = [1 \quad \dots \quad 1]^T.$$

Матрица  $\theta$  – неполная матрица инфинитезимальных характеристик. Вектор  $(-\theta E)$  имеет смысл интенсивностей обращений заявок к прибору с соответствующей фазы РН-распределения.

С учетом матричных обозначений, перепишем систему (2) в виде

$$\left\{ \begin{array}{l} -\lambda H_0(u) + \mu H_1(u) - j \frac{\partial H_0(u)}{\partial u} \exp\{-jU\} \theta \exp(jU) E + Q^T H_0(u) = 0, \\ -\mu H_1(u) + \lambda H_0(u) + \lambda H_1(u) (V^T \exp\{jU\} - 1) + j \frac{\partial H_0(u)}{\partial u} \exp\{-jU\} \theta E + \\ + j \frac{\partial H_1(u)}{\partial u} \exp\{-jU\} (\theta E V^T - \theta) \exp\{jU\} E + Q^T H_1(u) = 0. \end{array} \right. \quad (2)$$

Система уравнений (3) служит основой для исследования рассматриваемой RQ-системы методом асимптотического анализа. В качестве предельного условия для использования этого метода выбрано условие неограниченно растущего повторного времени. Применение метода асимптотического анализа разбивается на две части – асимптотик первого и второго порядков. Результатом асимптотики первого порядка является вектор средних значений числа заявок в ИПВ на каждой фазе, а результатом асимптотики второго порядка – доказательство того факта, что асимптотическое распределение вероятностей является многомерным гауссовским и выводится уравнение, определяющее его матрицу ковариаций.

### 3. Асимптотика первого порядка

В системе (3) обозначим  $\theta = \theta'$  и будем полагать, что матрица  $\theta'$  имеет вид  $\theta = \frac{\theta'}{T}$ ,

где  $T$  – большой параметр,  $T \rightarrow \infty$ . Обозначим далее  $\frac{1}{T} = \varepsilon$  и выполним следующие замены:

$u = \varepsilon w$ ,  $H_s(u) = F_s(w, \varepsilon)$ ,  $s = 0, 1$ . С учетом этого, перепишем систему уравнений (2) в условиях растущего повторного времени:

$$\left\{ \begin{array}{l} -\lambda F_0(w, \varepsilon) + \mu F_1(w, \varepsilon) - j \frac{\partial F_0(w, \varepsilon)}{\partial w} \exp\{-j\varepsilon W\} \theta \exp(j\varepsilon W) E + Q^T F_0(w, \varepsilon) = 0, \\ -\mu F_1(w, \varepsilon) + \lambda F_0(w, \varepsilon) + \lambda F_1(w, \varepsilon) (V^T \exp\{j\varepsilon W\} - 1) + j \frac{\partial F_0(w, \varepsilon)}{\partial w} \exp\{-j\varepsilon W\} \theta E + \\ + j \frac{\partial F_1(w, \varepsilon)}{\partial w} \exp\{-j\varepsilon W\} (\theta E V^T - \theta) \exp\{j\varepsilon W\} E + Q^T F_1(w, \varepsilon) = 0. \end{array} \right. \quad (3)$$

Можно доказать следующее утверждение.

**Теорема 1.** Предельные значения  $F_s(w)$  решений  $F_s(w, \varepsilon)$  системы уравнений (4) при  $\varepsilon \rightarrow 0$  определяются как

$$F_s(w) = R_s \exp(jaw).$$

При этом верно:

$$a = -\frac{E^T \lambda R_1}{E^T R_0} V^T \theta^{-1}, \quad (4)$$

$R_1 = \left( I - \frac{Q^T}{\mu} \right)^{-1} \frac{\lambda \pi}{\mu}$ ,  $E^T (R_0 + R_1) = 1$ , где  $\pi$  – стационарное распределение вероятностей управляющей входящим потоком цепи Маркова.

#### 4. Асимптотика второго порядка

В системе (2) обозначим  $\theta = \theta'$  и будем полагать, что матрица  $\theta'$  имеет вид  $\theta' = \frac{1}{T} \theta$ , где  $T$  – большой параметр,  $T \rightarrow \infty$ . Теперь обозначим  $\frac{1}{T} = \varepsilon^2$  и выполним следующие замены:

$$H_s(u) = H_s^{(2)}(u) \exp\{jau\}, \quad s = 0, 1.$$

Тогда система (2) примет вид:

$$\left\{ \begin{array}{l} -\lambda H_0^{(2)}(u) + \mu H_1^{(2)}(u) - j \left[ \frac{\partial H_0^{(2)}(u)}{\partial u} + ja H_0^{(2)}(u) \right] \exp\{-jU\} \theta \exp(jU) E + Q^T H_0(u) = 0, \\ -\mu H_1^{(2)}(u) + \lambda H_0^{(2)}(u) + \lambda H_1^{(2)}(u) (V^T \exp\{jU\} - 1) + Q^T H_1(u) + \\ + j \left[ \frac{\partial H_0^{(2)}(u)}{\partial u} + ja H_0^{(2)}(u) \right] \exp\{-jU\} \theta E + \\ + j \left[ \frac{\partial H_1^{(2)}(u)}{\partial u} + ja H_1^{(2)}(u) \right] \exp\{-jU\} (\theta E V^T - \theta) \exp\{jU\} E = 0. \end{array} \right.$$

Введя замены  $u = \varepsilon w$ ,  $H_k^{(2)}(u) = F_k(w, \varepsilon)$ ,  $k = 0, 1$  и подставляя их в последнюю систему, получим:

$$\left\{ \begin{array}{l} -\lambda F_0(w, \varepsilon) + \frac{\partial F_1(w, \varepsilon)}{\partial z} - j \left[ \frac{\partial F_0(w, \varepsilon)}{\partial w} \varepsilon + ja F_0(w, \varepsilon) \right] \exp\{-j\varepsilon W\} \theta \exp(j\varepsilon W) E + Q^T F_0(w, \varepsilon) = 0, \\ -\mu F_1(w, \varepsilon) + \lambda F_0(w, \varepsilon) + \lambda F_1(w, \varepsilon) (V^T \exp\{j\varepsilon W\} - 1) + Q^T F_0(w, \varepsilon) + \\ + j \left[ \frac{\partial F_0}{\partial w} \varepsilon + ja F_0(w, \varepsilon) \right] \exp\{-j\varepsilon W\} \theta E + \\ + j \left[ \frac{\partial F_1}{\partial w} \varepsilon + ja F_1(w, \varepsilon) \right] \exp\{-j\varepsilon W\} (\theta E V^T - \theta) \exp\{j\varepsilon W\} E = 0. \end{array} \right. \quad (5)$$

**Теорема 2.** Предельные значения  $F_k(w)$  решений  $F_k(w, \varepsilon)$  в системе уравнений (6) при  $\varepsilon \rightarrow 0$  определяются как

$$F_s(w) = R_s \exp\left\{ -\frac{1}{2} E^T W K W E \right\}, \quad s = 0, 1.$$

При этом матрица ковариаций  $K$  является решением обратного матричного уравнения Ляпунова (см. [15]):

$$(K - \text{diag}(a))A + A^T(K - \text{diag}(a)) + 2B = 0, \quad (6)$$

где

$$A = \theta \left[ EV^T \left( \frac{E^T R_1}{\mu} - 2E^T R_1 \right) + I \right], \quad B = \frac{VV^T}{E^T R_0} \left[ -\frac{(E^T \lambda R_1)^2}{\mu} + E^T R_1 E^T R_1 \right].$$

Результаты теорем 1, 2 показывают возможность аппроксимации распределения вероятностей числа заявок в источнике повторных вызовов многомерным гауссовским распределением и устанавливают его параметры — вектор средних (4) и ковариационную матрицу (6).

### 5. Сравнение с имитационным подходом

Для рассматриваемой RQ-системы реализована имитационная модель. С ее помощью численно получено распределение вероятностей числа заявок в источнике повторных вызовов.

Определим исходные параметры системы следующим образом:

$$\lambda = \begin{bmatrix} 0.30 & 0 & 0 \\ 0 & 0.50 & 0 \\ 0 & 0 & 0.70 \end{bmatrix}, \quad \mu = 1, \quad V^T = [0.40 \ 0.25 \ 0.35], \quad \theta = \varepsilon \begin{bmatrix} -0.30 & 0.10 & 0.10 \\ 0.10 & -0.20 & 0.05 \\ 0.15 & 0.15 & -0.60 \end{bmatrix},$$

$$Q = \begin{bmatrix} -0.40 & 0.20 & 0.20 \\ 0.10 & -0.20 & 0.15 \\ 0.15 & 0.45 & -0.60 \end{bmatrix}, \quad \varepsilon = \{0.2, 0.1, 0.05, 0.01\}.$$

Для заданного набора параметров с помощью имитационной модели получены ряды распределения вероятностей числа заявок в источнике повторных вызовов. Для сравнения с асимптотическими результатами, определяемыми формулами (5) и (7), установим критерий сравнения — расстояние Колмогорова

$$d = \max_{1 \leq m < \infty} \left| \sum_{i=1}^m P(i) - \sum_{i=1}^m G(i) \right|.$$

Здесь  $P(i)$  есть ряд распределения вероятностей, полученный подстановкой целых значений в функцию плотности вероятности нормального распределения, которое получено путем суммирования всех компонент вектора многомерного нормального распределения, а  $G(i)$  есть ряд распределения вероятностей, полученный с помощью имитационного моделирования.

На графиках ниже приведены гистограммы рядов распределения вероятностей числа заявок в ИПВ, полученных асимптотически (сплошная линия) и имитационно (пунктирная линия) при значениях вышеуказанных параметров:

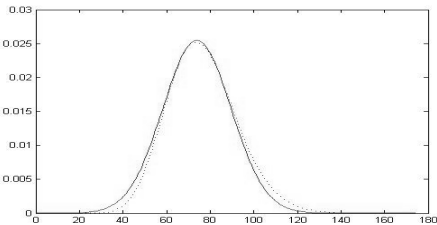


Рис. 1. Гистограмма рядов распределения вероятностей числа заявок в ИПВ при  $\varepsilon = 0.1$

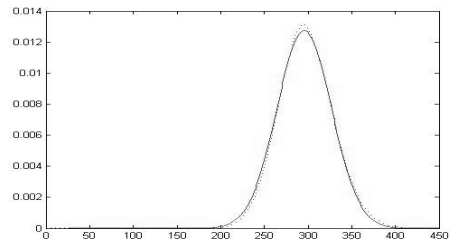


Рис. 2. Гистограмма рядов распределения вероятностей числа заявок в ИПВ при  $\varepsilon = 0.2$

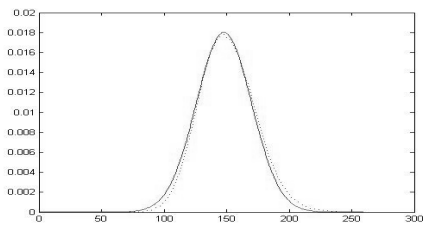


Рис. 3. Гистограмма рядов распределения вероятностей числа заявок в ИПВ при  $\varepsilon = 0.05$

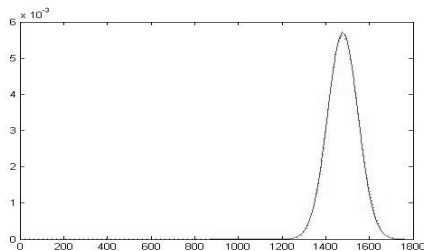


Рис. 4. Гистограмма рядов распределения вероятностей числа заявок в ИПВ при  $\varepsilon = 0.01$

Приведем таблицу расстояний Колмогорова для тех же параметров системы, которые соответствуют графикам на рис. 1–4.

Т а б л и ц а 1

$\varepsilon$	$d$
0.20	0.059
0.10	0.039
0.05	0.030
0.01	0.012

Данные табл. 1 указывают на то, что при уменьшении параметра  $\varepsilon$  расстояние между асимптотическим и имитационным распределениями вероятностей уменьшается. Полагая допустимым погрешность в 0.05, можно считать, что допустимым применение асимптотических результатов при значении  $\varepsilon$  менее 0.1.

### З а к л ю ч е н и е

В работе показана возможность гауссовской аппроксимации распределения вероятностей числа заявок в источнике повторных вызовов и получены параметры для данного приближения. Построены графики асимптотического и имитационного распределений вероятностей состояний системы. Приведены табличные данные расстояния Колмогорова между имитационным и асимптотическим распределениями вероятностей в условии неограниченно растущего повторного времени. Сделан вывод о том, что при увеличении повторного времени расстояние между распределениями вероятностей сокращается. Установлена область применимости гауссовской аппроксимации.

### Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Хинчин А. Я. Работы по математической теории массового обслуживания М. : Физматгиз, 1963. 15 с.
2. Назаров А. А., Моисеева С. П. Метод асимптотического анализа в теории массового обслуживания. Томск : Изд-во НТЛ, 2006. 112 с.
3. Jesus R. Artalejo, Antonio Gomez-Corral Retrial Queue Systems. A computational approach, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2008.
4. Бочаров П. П., Печинкин А. В. Теория массового обслуживания. М. : Издательство РУДН, 1995. С. 98–108.
5. Назаров А. А., Терпугов А. Ф. Теория вероятностей и случайных процессов. Томск : Издательство НТЛ, 2006. С. 131–134.
6. Falin G. I., J. G. C. Templeton Retrial queues. Chapman & Hall, 1997.
7. T. Yang, M. J. M. Posner, J. G. C. Templeton, H. Li An approximation methods for M/G/1 retrial queue with general retrial times, European Journal of Operational Research 76, 552–562.
8. Elldin A., Lind G. Elementary telephone traffic theory, Ericson Public Telecommunications. 1967.
9. Syski R. Introduction to congestion theory in telephone systems. Amsterdam : ElsevierSciencePublisher, 1968.
10. Stollz R. Performance analysis and optimization of Inbound Call Centers. Berlin : Springer, 2003.
11. Wesolowski K. Mobile communication systems. New York : John Wiley & Sons, 2002.
12. G. Giambene Queueing Theory and telecommunications: Networks and Applications. New York : Springer, 2005.
13. J. L. Hammond, P. J. P. O'Reilly. Performance analysis of local computer networks. Massachusetts : Addison-Wesley, 1998.
14. H. Bruneel, B. G. Kim. Discrete-Time models for communication systems including ATM. Boston : Kluwer Academic Publishers, 1993.
15. Параев Ю. И. Уравнения Ляпунова и Риккати. – Томск : Изд-во Том. ун-та, 1989. – 168 с.