

Учитывая теперь соотношения (14), (16), (17), (21), (23)–(26), получим, что при  $\theta \ll 1$  плотность распределения капитала фонда  $P(S)$  имеет вид (после перехода к старому началу координат)

$$P(S) = \begin{cases} \frac{1 - e^{-\theta\omega_0(S_2 - S_1)}}{2(S_2 - S_1)} e^{\theta\omega_0(S - S_1)} + o(\theta), & S < S_1, \\ \frac{2 - e^{-\theta\omega_0(S - S_1)} - e^{\theta\omega_0(S - S_2)}}{2(S_2 - S_1)} + o(\theta), & S_1 \leq S \leq S_2, \\ \frac{1 - e^{-\theta\omega_0(S_2 - S_1)}}{2(S_2 - S_1)} e^{\theta\omega_0(S - S_2)} + o(\theta), & S > S_2. \end{cases} \quad (28)$$

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Змеев О.А. Математическая модель фонда социального страхования с детерминированными расходами на социальные программы (диффузионное приближение) // Известия вузов. Физика. – 2003. – Т. 46. – № 3. – С. 83–87.
2. Лившиц К.И., Шифердекер И.Ю. Математическая модель деятельности некоммерческого фонда при релейном управлении капиталом // Вестник Томского государственного университета. Приложение. – 2006. – № 18. – С. 302–308.
3. Лившиц К.И., Шифердекер И.Ю. Диффузионная аппроксимация математической модели деятельности некоммерческого фонда при релейном управлении капиталом // Вестник Томского государственного университета. – 2006. – № 293. – С. 38–44.

Построенная аппроксимация (28) решения системы уравнений (2), (4)–(6) может быть улучшена за счет учета дополнительных членов разложения функций  $f_i(z, \theta)$  и  $\psi_i(z, \theta)$  в ряд по степеням  $\theta$ .

#### Заключение

Предложена и исследована математическая модель деятельности некоммерческого фонда при гистерезисном управлении его капиталом. Получены уравнения, определяющие плотность распределения капитала, найдено решение уравнений при экспоненциальном распределении поступающих в фонд премий и в случае малой нагрузки премии.

4. Лившиц К.И., Сухотина Л.Ю., Шифердекер И.Ю. Пуассоновская модель деятельности некоммерческого фонда при релейном управлении капиталом // Вестник Томского государственного университета. Приложение. – 2006. – № 19. – С. 302–312.
5. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. В 2 т. – М.: Мир, 1967. – Т. 1. – 498 с.
6. Глухова Е.В., Змеев О.А., Лившиц К.И. Математические модели страхования. – Томск: Изд-во ТГУ, 2004. – 180 с.

Поступила 26.10.2009 г.

УДК 65.012.122

## ОПТИМИЗАЦИЯ СИСТЕМЫ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ С ПЕРЕМЕННОЙ ИНТЕНСИВНОСТЬЮ, ЗАВИСЯЩЕЙ ОТ ВРЕМЕНИ ОЖИДАНИЯ

Л.И. Самочернова

Томский политехнический университет  
E-mail: am@am.tpu.ru

Изучена однолинейная система массового обслуживания с переменной интенсивностью обслуживания, зависящей от времени ожидания заявки, находящейся первой в очереди. Проведена оптимизация системы при учете потерь на ожидание и амортизацию.

#### Ключевые слова:

Система, обслуживание, время ожидания, амортизация, оптимальный момент.

#### Key words:

System, service, queuing time, depreciation, optimal moment.

#### Введение

Задача изучения управляемых систем массового обслуживания (СМО) является актуальной, поскольку функционирование многих реальных технических систем описывается с их помощью. Большое число работ посвящено изучению систем массового обслуживания, в которых интенсивность обслуживания, моменты включения и отключения резервных приборов, зависят от длины очереди или от

числа заявок в системе [1–5]. Класс СМО с управлением по времени ожидания является пока мало изученным, хотя именно такие системы являются наилучшими моделями многих реальных объектов, в частности, вычислительных систем, используемых для обработки медико-биологической информации, систем связи. Существуют лишь отдельные работы, например [6–9], в которых изучены СМО с управлением по времени ожидания.

В данной работе рассмотрена однолинейная система массового обслуживания, аналогичная описанной в [9], но с интенсивностью обслуживания, зависящей от текущего времени ожидания заявки, находящейся первой в очереди.

### 1. Описание системы

Рассмотрим однолинейную систему массового обслуживания с простейшим входящим потоком интенсивности  $\lambda$ . Если заявка, находящаяся в некоторый произвольный момент времени  $t$  первой в очереди поступила в систему в момент времени  $t_0$ , то величину  $s(t)=t-t_0$  будем называть текущим временем ожидания заявки, находящейся первой в очереди. Будем считать, что в интервале времени  $(t, t+\Delta t)$  обслуживание заявки закончится с вероятностью  $\mu(s)\Delta t+o(\Delta t)$  независимо от предыстории, то есть обслуживание предполагается марковским с интенсивностью  $\mu(s)$ , где  $\mu(s)$  – произвольная дифференцируемая функция. Таким образом, интенсивность обслуживания заявки, находящейся на приборе, меняется со временем и определяется временем ожидания заявки, которая по освобождении прибора поступит на обслуживание. Так как в простейшем потоке заявок отсутствует последствие, то  $s(t)$  будет марковским процессом с особыми состояниями  $v(t)=0$  и  $v(t)=1$ , где через  $v(t)$  обозначено число требований, находящихся на обслуживании в момент времени  $t$ , если очередь в этот момент пуста. Обозначим через  $p(s)$  финальную плотность вероятностей величины  $s$ , а через  $\pi(v)$  – финальную вероятность того, что в очереди заявок нет, а на приборе обслуживаются  $v$  заявок ( $v=0$  или  $1$ ). Рассматривая переходы за интервал времени  $\Delta t$ , рассуждениями, аналогичными приведенными в [9], получим условия в нуле

$$p(0) = \lambda \pi(1),$$

$$\left. \frac{dp(s)}{ds} \right|_{s=0} - \lambda p(0) = -\lambda^2 \pi(0)$$

и уравнение

$$p(s) = [1 - \mu(s - \Delta t)\Delta t]p(s - \Delta t) + \lambda \Delta t \int_0^\infty e^{-\lambda v} \mu(s + v) \cdot p(s + v) dv,$$

где  $v$  – значение интервала времени, через который поступило требование, следующее за находящимся в очереди первым. Это уравнение при  $\Delta t \rightarrow 0$  преобразуется к виду

$$\frac{d^2 p(s)}{ds^2} + [\mu(s) - \lambda] \frac{dp(s)}{ds} + \mu'(s)p(s) = 0.$$

Общее решение этого дифференциального уравнения имеет вид

$$p(s) = e^{\lambda s - m(s)} [c_1 + c_2 \int e^{m(s) - \lambda s} ds],$$

где  $m(s) = \int_0^s \mu(z) dz$ ,  $c_1, c_2$  – произвольные константы.

Для определения четырех неизвестных констант  $c_1, c_2, \pi(0), \pi(1)$  имеем два условия в нуле, условие нормировки

$$\pi(0) + \pi(1) + \int_0^\infty p(s) ds = 1$$

и естественное условие на бесконечности

$$\lim_{s \rightarrow \infty} p(s) = 0.$$

Находя константы  $\pi(0), \pi(1), c_1, c_2$ , получим

$$p(s) = \frac{\lambda^2 e^{\lambda s - m(s)}}{\lambda + \mu(0) + \lambda^2 \int_0^\infty e^{\lambda s - m(s)} ds}, \quad (1)$$

$$\pi(0) = \frac{\mu(0)}{\lambda + \mu(0) + \lambda^2 \int_0^\infty e^{\lambda s - m(s)} ds},$$

$$\pi(1) = \frac{\lambda}{\lambda + \mu(0) + \lambda^2 \int_0^\infty e^{\lambda s - m(s)} ds}. \quad (2)$$

Заметим, что для полученной финальной плотности вероятностей  $p(s)$  и финальных вероятностей  $\pi(0), \pi(1)$  условие нормировки выполняется, если

$$\int_0^\infty e^{\lambda s - m(s)} ds < \infty. \quad (3)$$

Условие (3) является достаточным условием существования стационарного режима работы системы. Если  $\int_0^\infty e^{\lambda s - m(s)} ds$  расходится, то финальное распределение вероятностей не существует.

### 2. Оптимизация системы

Рассмотрим случай, когда в описанной выше системе имеют место потери только двух видов.

А. Потери от ожидания заявок в очереди

Нахождение в очереди заявок, ожидающих обслуживания, приводит к потерям, которые будем называть *потерями от ожидания*. Пусть потери от ожидания определяются числом заявок  $i$ , находящихся в очереди. Будем считать, что если в очереди в течение единицы времени находится  $i$  заявок, то потери от ожидания в единицу времени равны  $F(i)$ . Найдем математическое ожидание  $MF(i)$  этих потерь. Пусть в какой-то момент времени заявка, находящаяся в очереди первой, ожидает обслуживания в течение времени  $s$ . За это время с вероятностью  $\frac{(\lambda s)^{i-1} e^{-\lambda s}}{(i-1)!}$

пришла еще  $i-1$  заявка. Таким образом, условное распределение числа заявок в очереди  $i$  есть

$$p(i/s) = \frac{(\lambda s)^{i-1} e^{-\lambda s}}{(i-1)!}, \quad i = 1, 2, \dots$$

В этом случае безусловное распределение  $p(i)$  числа заявок в очереди имеет вид

$$p(i) = \int_0^{\infty} p(i/s)p(s)ds = \int_0^{\infty} p(s) \frac{(\lambda s)^{i-1} e^{-\lambda s}}{(i-1)!} ds.$$

Тогда среднее значение потерь на ожидание  $L_1$  можно записать как

$$L_1 = MF(i) = \int_0^{\infty} \tilde{F}(s)p(s)ds,$$

где

$$\tilde{F}(s) = \sum_{i=1}^{\infty} F(i) \frac{(\lambda s)^{i-1} e^{-\lambda s}}{(i-1)!}. \quad (4)$$

В частности, если  $F(i)=c_1 i$ , то  $\tilde{F}(s)=c_1(\lambda s+1)$ , где  $c_1=\text{const}>0$ , имеющая смысл потерь от ожидания одной заявки в течение единицы времени.

Б. Потери на амортизацию обслуживающего устройства

Будем считать, что при работе прибора с интенсивностью  $\mu(s)$  в систему в единицу времени возникают *потери на амортизацию*, равные  $f(\mu(s))$ , где  $f(\mu)$  – монотонно возрастающая, трижды дифференцируемая функция. Тогда среднее значение потерь на амортизацию в единицу времени равно

$$L_2 = \int_0^{\infty} f(m'(s))p(s)ds + \pi(1)f(m'(0)),$$

где учтено, что  $\mu(s)=m'(s)$ .

Таким образом, средние суммарные потери системы в единицу времени равны

$$L = L_1 + L_2 = \int_0^{\infty} \tilde{F}(s)p(s)ds + \int_0^{\infty} f(m'(s))p(s)ds + \pi(1)f(m'(0)).$$

Тогда, учитывая (1), (2), получаем, что задача оптимизации СМО сводится к минимизации функционала

$$L(m(s)) = \frac{\int_0^{\infty} e^{\lambda s - m(s)} [\tilde{F}(s) + f(m'(s))] ds + f(m'(0)) / \lambda}{\int_0^{\infty} e^{\lambda s - m(s)} ds + m'(0) / \lambda^2 + 1 / \lambda} \quad (5)$$

с начальными условиями  $m(0)=0$ ,  $m'(s)=\mu_1$ .

Обозначим через  $m_{opt}(s)$  такую функцию  $m(s)$ , которая доставляет минимум функционалу (5). Значение знаменателя в (5) при  $m(s)=m_{opt}(s)$  будем обозначать через  $\alpha^*$ , т. е.

$$\alpha^* = \int_0^{\infty} e^{\lambda s - m_{opt}(s)} ds + (\lambda + \mu_1) / \lambda^2.$$

С учетом введенных обозначений задачу оптимизации функционала (5) можно сформулировать следующим образом. Найти минимум функционала

$$J[m(s)] = \int_0^{\infty} e^{\lambda s - m(s)} [\tilde{F}(s) + f(m'(s))] ds + \frac{f(\mu_1)}{\lambda}$$

при дополнительном ограничении

$$\int_0^{\infty} e^{\lambda s - m(s)} ds + \frac{(\lambda + \mu_1)}{\lambda^2} = \alpha^*. \quad (6)$$

Из вариационного исчисления известно, что для решения такой задачи надо написать уравнение Эйлера для вспомогательного функционала

$$V[m(s)] = \int_0^{\infty} e^{\lambda s - m(s)} [\tilde{F}(s) + f(m'(s)) - \alpha] ds + \frac{f(\mu_1)}{\lambda} - \frac{\alpha(\lambda + \mu_1)}{\lambda^2}, \quad (7)$$

где  $\alpha$  – множитель Лагранжа. Учитывая, что  $m'(s)=\mu(s)$ , уравнение Эйлера для функционала (7) запишем в виде

$$\mu'(s)f''(\mu) + (\lambda - \mu(s))f'(\mu) + f(\mu) + \tilde{F}(s) - \alpha = 0. \quad (8)$$

Граничное условие имеет вид  $\mu(0)=\mu_1$ .

Заметим, что  $\alpha^*$  заранее не известно и находится следующим образом. Полагая в (8)  $\alpha$  произвольным, но фиксированным, найдем  $\mu(s)$ , соответствующее этому значению  $\alpha$ . Подставив в (5) найденное  $\mu(s)$ , получим значение  $L$ , соответствующее этому  $\alpha$ . Рассматривая  $L$  как функцию  $\alpha$ , найдем такое значение  $\alpha=\alpha_{\min}^*$ , при котором функция  $L(\alpha)$  достигает минимума. Тогда  $\alpha^*$  определится из (6) при подстановке соответствующей  $\mu(s)$ . Аналитически решить уравнение (8) не удастся даже в случае, когда  $f(\mu)$  и  $\tilde{F}(s)$  достаточно простые функции. Эта задача решена численно.

Случай  $f(\mu)=c_2\mu$  ( $c_2=\text{const}>0$ ) является особым. При этом (8) вырождается в уравнение

$$\lambda c_2 - \alpha + \tilde{F}(s) = 0.$$

Это говорит о том, что решение вариационной задачи в этом случае находится в классе разрывных функций, для которых методика классического вариационного исчисления неприменима.

Этот особый случай рассмотрен с использованием принципа максимума Понтрягина [10]. Будем считать дополнительно, что  $\mu(s)$  удовлетворяет условию  $\mu_1 \leq \mu(s) \leq \mu_2$ , а  $\tilde{F}(s)$  является монотонно возрастающей функцией от  $s$ . Применяя методику принципа максимума, получаем, что решение имеет вид

$$\mu(s) = \begin{cases} \mu_1 & \text{при } s \leq s_0, \\ \mu_2 & \text{при } s > s_0, \end{cases}$$

т. е. оптимальной является двухуровневая СМО.

**Исследование двухуровневой СМО с интенсивностью обслуживания, зависящей от текущего времени ожидания заявки, находящейся первой в очереди**

Обозначим финальную плотность вероятностей  $p(s)$  в области  $0 \leq s \leq s_0$  через  $p_1(s)$ , а в области  $s \geq s_0$  через  $p_2(s)$ . Из (1) получим при  $\lambda \neq \mu_1$

$$p_1(s) = \frac{\lambda^2(\lambda - \mu_1)(\lambda - \mu_2) \exp[(\lambda - \mu_1)s]}{\lambda^2(\mu_1 - \mu_2) \exp[(\lambda - \mu_1)s_0] - \mu_1^2(\lambda - \mu_2)},$$

$$p_2(s) = \frac{\lambda^2(\lambda - \mu_1)(\lambda - \mu_2) \exp[(\lambda s - \mu_1 s_0 - \mu_2(s - s_0))]}{\lambda^2(\mu_1 - \mu_2) \exp[(\lambda - \mu_1)s_0] - \mu_1^2(\lambda - \mu_2)}. \quad (9)$$

При  $\lambda = \mu_1$ , формулы (9) не пригодны, т. к. имеется неопределенность, раскрывая которую, получим

$$p_1(s) = \frac{\lambda(\lambda - \mu_2)}{(\lambda - \mu_2)(1 + \lambda s_0) - \mu_2},$$

$$p_2(s) = \frac{\lambda(\lambda - \mu_2) \exp[(\lambda - \mu_2)(s - s_0)]}{(\lambda - \mu_2)(1 + \lambda s_0) - \mu_2}.$$

Если считать, что работа обслуживающего прибора с большей интенсивностью  $\mu_2$  вызывает в единицу времени потери, равные  $c_2$ , то функция потерь имеет вид

$$L(s_0) = \int_0^{s_0} \tilde{F}(s) p_1(s) ds + \int_{s_0}^{\infty} \tilde{F}(s) p_2(s) ds + c_2 \int_{s_0}^{\infty} p_2(s) ds. \quad (10)$$

Эти потери зависят от параметра  $s_0$ , и оптимизация такой системы сводится к нахождению такого момента включения большей интенсивности обслуживания, который минимизирует функцию потерь (10).

Уравнения для определения оптимального момента включения большей интенсивности обслуживания имеют вид при  $\rho_1 \neq 1$ :

$$c_2 = \frac{(\rho_1 - \rho_2)}{\rho_2^2(1 - \rho_1)} \left\{ \rho_1 \rho_2 (\rho_1 - 1) \int_0^{x_0} \tilde{F}\left(\frac{x}{\lambda}\right) e^{\frac{(\rho_1 - 1)x}{\rho_1}} dx + (\rho_2 - 1) \left( \rho_1^2 e^{\frac{(\rho_1 - 1)x_0}{\rho_1}} - 1 \right) e^{\frac{(1 - \rho_2)x_0}{\rho_2}} \int_{x_0}^{\infty} \tilde{F}\left(\frac{x}{\lambda}\right) e^{\frac{(\rho_2 - 1)x}{\rho_2}} dx \right\};$$

при  $\rho_1 = 1$ :

$$c_2 = \frac{(\rho_2 - 1)}{\rho_2^2} \left\{ \rho_2 \int_0^{x_0} \tilde{F}\left(\frac{x}{\lambda}\right) dx + (\rho_2 - 1)(2 + x_0) e^{\frac{(\rho_2 - 1)x_0}{\rho_2}} \int_{x_0}^{\infty} \tilde{F}\left(\frac{x}{\lambda}\right) e^{\frac{(\rho_2 - 1)x}{\rho_2}} dx \right\},$$

$$\text{где } \rho_i = \frac{\lambda}{\mu_i}, \quad (i = 1, 2), \quad x_0 = \lambda s_0.$$

Доказано, что если  $\tilde{F}(s)$  положительная монотонно возрастающая функция, то эти уравнения либо не имеют положительного корня, либо имеют единственный, положительный корень, в котором  $L(s_0)$  принимает свое минимальное значение. Отсутствие корня означает, что прибор должен все время работать с максимальной интенсивностью  $\mu_2$ .

**Пример.** Рассмотрим случай, когда потери от ожидания в очереди пропорциональны числу заявок, находящихся в очереди, т. е.  $F(i) = c_1 i$ , где  $c_1$  — положительная константа, имеющая смысл потерь от ожидания одной заявки в течение единицы времени. Тогда из (4) получим, что  $\tilde{F}(s) = c_1(\lambda s + 1)$ . В этом случае уравнения для определения оптимального момента включения большей интенсивности обслуживания  $\mu_2$  при  $\rho_1 \neq 1$  и  $\rho_1 = 1$  имеют соответственно вид:

$$\frac{c_1(\rho_1 - \rho_2)}{(\rho_1 - 1)(\rho_2 - 1)} \{ \rho_1^2(\rho_2 - 1) + (\rho_1 - 1) \times [(\rho_2 - 1)(x_0 + 1) - \rho_2] + \rho_1^2(\rho_1 - \rho_2) e^{\frac{(\rho_1 - 1)x_0}{\rho_1}} \} + c_2 \rho_2(\rho_1 - 1) = 0, \quad (11)$$

$$c_1 \{ 4 + x_0 [2 + (2 + x_0)(1 - \rho_2)] \} - 2 \rho_2 c_2 = 0. \quad (12)$$

Полагая в уравнениях (11), (12)  $x_0 = 0$  и выражая  $c_2/c_1$ , получим при  $\rho_1 \neq 1$ :

$$\frac{c_2}{c_1} = \frac{(1 + \rho_1)(\rho_1 - \rho_2)}{\rho_2(1 - \rho_2)},$$

а при  $\rho_1 = 1$ :

$$\frac{c_2}{c_1} = \frac{2}{\rho_2}.$$

Если при  $\rho_1 \neq 1$  выполняется неравенство

$$\frac{c_2}{c_1} \leq \frac{(1 + \rho_1)(\rho_1 - \rho_2)}{\rho_2(1 - \rho_2)}, \quad (13)$$

то уравнение (11) не имеет положительного корня. Это означает, что при выполнении неравенства (13) прибор все время должен работать с большей интенсивностью  $\mu_2$ . Если неравенство (13) не выполняется, то уравнение (11) имеет единственный, положительный корень. Аналитически найти оптимальный момент включения большей интенсивности не удается даже в частном случае, когда  $F(i) = c_1 i$ . Уравнение (11) решено численно.

Совершенно аналогичными рассуждениями при  $\rho_1 = 1$  получаем, что если

$$\frac{c_2}{c_1} \leq \frac{2}{\rho_2}, \quad (14)$$

то нужно сразу же включать большую интенсивность обслуживания  $\mu_2$ . В случае, когда неравенство (14) не выполняется, существует положительный оптимальный момент включения большей интенсивности обслуживания  $x_{opt}$ , который находится из квадратного уравнения (12) и имеет вид

$$x_{opt} = \frac{2 - \rho_2 - \sqrt{(2 - \rho_2)^2 + 2(1 - \rho_2)(\rho_2 c_2 / c_1 - 2)}}{\rho_2 - 1}.$$

Данная работа может быть полезна при оптимизации систем, где важна не длина очереди, а время ожидания заявок в очереди или время ожидания заявок в системе.

### Выводы

1. Получены явный вид финальной плотности вероятностей  $p(s)$  и финальные вероятности  $\pi(0)$ ,  $\pi(1)$  особых состояний системы, а также явный вид функционала потерь для рассматриваемой системы массового обслуживания с управлением по текущему времени ожидания при учете потерь на ожидание и амортизацию обслуживающего прибора.
2. Доказано, что оптимальной является двухуровневая система массового обслуживания, полу-

чены уравнения для нахождения оптимального момента включения большей интенсивности обслуживания.

3. Для частного случая, когда потери от ожидания в очереди пропорциональны числу заявок, находящихся в очереди, получен оптимальный момент включения большей интенсивности обслуживания при  $\rho_1=1$ . Для случая  $\rho_1 \neq 1$  выведено условие, когда прибор постоянно должен работать с большей интенсивностью обслуживания.

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Рыков В.В. Управляемые системы массового обслуживания // В кн.: Теория вероятностей. Математическая статистика. Теоретическая кибернетика. Итоги науки и техники. ВИНТИ АН СССР. – М., 1975. – Т. 12. – С. 43–153.
2. Соловьев А.Д. Задача об оптимальном обслуживании // Техническая кибернетика. – 1970. – № 5. – С. 40–49.
3. Коваленко И.Н. О СМО со скоростью обслуживания, зависящей от числа требований в системе и периодическим отключением каналов // Проблемы передачи информации. – 1971. – Т. 7. – № 2. – С. 106–111.
4. Горцев А.М., Назаров А.А., Терпугов А.Ф. Управление и адаптация в системах массового обслуживания. – Томск: Изд-во ТГУ, 1978. – 208 с.
5. Горцев А.М., Катаева С.С. Оптимизация гистерезисного управления резервным каналом в вычислительной системе с двумя ЭВМ // Техника средств связи. Серия системы связи. – 1990. – Вып. 7. – С. 3–8.
6. Либуря М. Об одноканальной системе обслуживания с простейшим входящим потоком и зависимостью времени обслуживания от времени ожидания в очереди // Проблемы передачи информации. – 1972. – Т. 8. – № 4. – С. 104–107.
7. Оптимизация СМО с симметричным резервным прибором / Самочернова Л.И., Храмова Ю.В.; Томск. политехн. ун-т. – Томск, 1996. – 8 с. – Рус. – Деп. в ВИНТИ 26.06.1996, № 2127 – В96.
8. Переходной режим работы СМО с гистерезисной стратегией управления однопоточным, симметричным резервным прибором / Самочернова Л.И., Назаренко Е.А.; Томск. политехн. ун-т. – Томск, 2000. – 10 с. – Рус. – Деп. в ВИНТИ 2.08.2000, № 2158 – В00.
9. Зиновьева Л.И., Терпугов А.Ф. Однолинейная система массового обслуживания с переменной интенсивностью, зависящей от времени ожидания // Автоматика и телемеханика. – 1981. – № 1. – С. 27–30.
10. Понтрягин Л.С., Болтянский В.Г., Гамкредидзе Р.В., Мищенко Е.Ф. Математическая теория оптимальных процессов. – М.: Наука, 1976. – 392 с.

Поступила 15.10.2009 г.