

Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ТОМСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ (НИ ТГУ)
Институт прикладной математики и компьютерных наук
Кафедра прикладной информатики

ДОПУСТИТЬ К ЗАЩИТЕ В ГЭК

Зав.каф. прикладной информатики
д-р.физ.-мат.н., профессор
_____ Е.М. Семёнов
« ____ » _____ 2021 г.

БАКАЛАВРСКАЯ РАБОТА

ИССЛЕДОВАНИЕ ДВУМЕРНОГО ВЫХОДЯЩЕГО ПОТОКА МАРКОВСКОЙ МОДЕЛИ УЗЛА ОБРАБОТКИ ЗАПРОСОВ С ПОВТОРНЫМИ ОБРАЩЕНИЯМИ И ВЫЗЫВАЕМЫМИ ЗАЯВКАМИ

по основной образовательной программе подготовки бакалавров
направление подготовки
090303 - Прикладная информатика

Благинин Алексей Леонидович

Руководитель ВКР
доцент.каф. прикладной информатики
_____ И.Л. Лапатын
« ____ » _____ 2021 г.

Автор работы
студент группы № 931704
_____ А.Л. Благинин

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	3
1 Исследование систем с простейшим входящим потоком	5
1.1 RQ-система с суммарным выходящим потоком	5
1.1.1 Уравнения Колмогорова	6
1.1.2 Метод асимптотического анализа	8
1.1.3 Переход к явному распределению вероятности	11
1.2 RQ-система с двумерным выходящим потоком	13
1.2.1 Уравнения Колмогорова	13
1.2.2 Метод асимптотического анализа	14
1.2.3 Переход к явному распределению вероятности	18
1.2.4 Коэффициент корреляции	18
2 Исследование систем с ММРР-потоком	20
2.1 RQ-система с входящим ММРР-потоком и двумерным выходящим	20
2.1.1 Уравнения Колмогорова	20
2.1.2 Метод асимптотического анализа	22
3 Имитационное моделирование	25
3.1 Объектная модель предметной области	25
3.2 Процесс моделирования	27

Введение

Во многих жизненных ситуациях человек сталкивается с необходимостью получить доступ к различным распределенным ресурсам. Ресурсы могут быть разного вида и происхождения - касса в магазине, запись к врачу и многое другое. Помимо повседневной деятельности, такая необходимость в распределенных ресурсах возникает и в других более специализированных сферах жизнедеятельности и науке - протоколы множественного сетевого доступа, автоматизированное производство. Во всех данных ситуациях при доступе к ресурсу существует очередь, которая может быть упорядоченной, либо неупорядоченной.

Теория массового обслуживания занимается изучением и математическим моделированием различных способов организации доступа к распределенному ресурсу [2]. Своим возникновением теория массового обслуживания обязана А.К. Эрлангу, который получил ряд базовых формул для исследования этой области, решая практические задачи оптимизации систем телефонной связи [11]. Терминология, используемая в теории массового обслуживания также взяла свое начало в практических задачах Эрланга - заявка, прибор, требование, буфер и другие.

Классическими моделями массового обслуживания являются модели с очередью и модели с отказами. В моделях с очередью заявка (требование), которая обратилась к прибору (ресурсу) и застала его занятым, встает в очередь для ожидания обслуживания. В моделях с отказами заявка при невозможности получить обслуживание теряется. Существует достаточно много модификаций и комбинаций таких моделей. Во второй половине XX века происходит бурное развитие телекоммуникационных сетей, что приводит к необходимости моделировать и проектировать сети передачи данных различной структуры и назначения. Для этого стали применяться модели систем массового обслуживания с повторными вызовами. В системах такого типа заявка, которая не может получить доступ к ресурсу повторяет попытку захвата ресурса через случайную задержку, а не встает в очередь. В таком случае, в рамках теории массового обслуживания, говорят, что заявка находится на орбите. В англоязычной литературе такие модели называются *retrial queue (RQ)*, большой обзор работ по исследованию которых приведен в монографии [4]. Основные принципы функционирования моделей систем с повторными вызовами изложены в [5, 12]. Такие модели массового обслуживания возникают при стохастическом моделировании многих протоколов связи и локальных сетей. В частности, данные модели использовались при проектировании алгоритмов доступа и устранения заторов транспортных и канальных уровней модели OSI [7, 17, 1], так как позволяют моделировать поведение системы при различных дисциплинах обслуживания и параметрами.

Помимо повторных вызовов, существуют ситуации (например, сценарий call-центра), когда обслуживающие единицы имеют возможность делать исходящие запросы на обслуживание в тот период времени, когда они находятся в простое. Эта модель организации

известна как парная коммутация. В [13] получены интегральные формулы для частичных производящих функций и явные выражения для ожидаемого значения некоторых характеристик производительности системы с повторными вызовами и двухсторонней связью (парной коммутацией) в предположении, что длительности входящих и исходящих вызовов соответствуют одинаковому распределению времени обслуживания. Однако на практике это предположение носит ограничительный характер, поскольку разные типы клиентов обычно демонстрируют разное поведение и, следовательно, у них должны быть разные потребности в обслуживании. В [6] использовали метод анализа среднего значения для получения некоторых ожидаемых значений, связанных со временем ожидания в очереди на повторное обращение с двухсторонней связью и различным распределением времени обслуживания входящих и исходящих вызовов. (абзац полностью слезан со статьи Phung Duc Two way communication)

Особенность RQ-систем с повторными вызовами заключается в том, что в них представлены разные типы заявок, что порождает множество новых дисциплин обслуживания, что, в свою очередь, является мощным инструментом при проектировании и оптимизации систем с множественным случайным доступом к ресурсу.

Несмотря на большое количество исследований в рассматриваемой области, наименее изученной составляющей RQ-систем является выходящий поток заявок, иначе, - заявки, покидающие систему по завершении обслуживания. Сведения о выходящем потоке крайне важны, так как в целом характеризуют работу системы и являются показательными в задачах, связанных с оптимизацией обслуживания. Усложняют анализ выходящего потока наличие разных типов заявок - объем обслуженных заявок одного типа напрямую влияет на другой. При различных параметрах обслуживания результат работы системы и степень зависимости выходящих потоков заявок могут существенно различаться.

В данной работе будут рассматриваться несколько моделей RQ-систем - с суммарных выходящим потоком и двумерным, а так же модель системы, интенсивность поступления заявок в котором периодически меняется. В качестве основной цели исследования выступает изучение влияния параметров системы на корреляцию компонентов двумерного процесса выхода различных типов заявок.

1 Исследование систем с простейшим входящим потоком

В этом разделе предлагаются к рассмотрению системы с повторными вызовами и вызываемыми заявками, заявки в которые приходят посредством простейшего (Пуассоновского) потока.

Рассмотрим общий вид RQ-системы с простейшим входящим потоком:

На вход поступает простейший поток заявок с интенсивностью λ . Заявка входящего потока, поступая в систему и обнаруживая прибор свободным, занимает его. Прибор, в свою очередь, начинает обслуживание в течение случайного времени, распределенного экспоненциально с параметром μ_1 . Если же при поступлении в систему заявка обнаруживает прибор занятым, она мгновенно уходит на орбиту и осуществляет там случайную задержку в течение экспоненциально распределенного времени с параметром σ . В свободное от обслуживания заявок с входящего потока время прибор сам вызывает заявки с интенсивностью α и обслуживает их в течение экспоненциально-распределенного времени с параметром μ_2 .

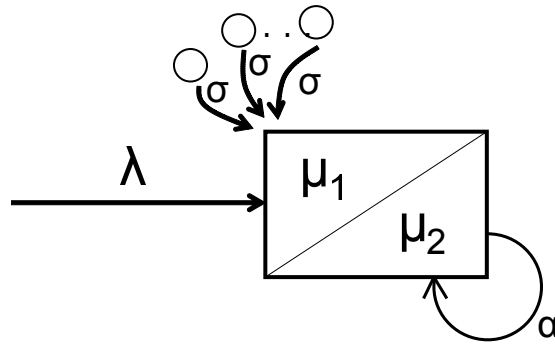


Рисунок 1 — Общий вид RQ-системы с простейшим входящим потоком

Введем следующие обозначения: $i(t)$ — число заявок на орбите в момент времени t , $k(t)$ — состояние прибора: 0 — прибор свободен, 1 — прибор занят обслуживанием заявки входящего потока, 2 — прибор занят обслуживанием вызванной заявки.

Поскольку, целью исследования является характеристика работы выходящего потока системы, будет рассмотрено два варианта предложенной модели - с суммарным и двумерным выходящими потоками.

1.1 RQ-система с суммарным выходящим потоком

Суммарный выходящий поток RQ-системы подразумевает, что приходящие заявки и заявки, вызываемые прибором самостоятельно, являются однородными, поэтому результат работы системы рассматривается как совокупность обслуженных заявок входящего потока и вызванных.

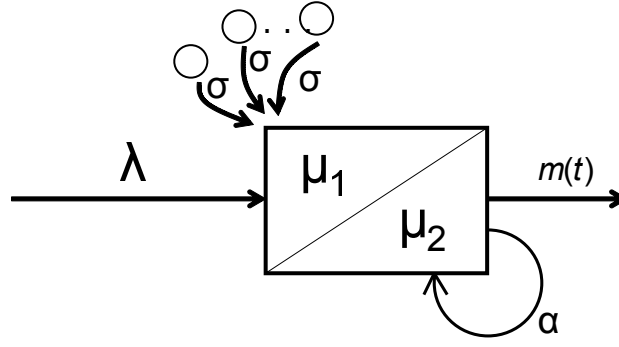


Рисунок 2 — Модель RQ-системы с суммарным выходящим потоком

Введем обозначение: $m(t)$ — число обслуженных заявок в момент времени t .

1.1.1 Уравнения Колмогорова

Итак, мы имеем три характеристики, определяющие результат функционирования системы за некоторое время t : состояние прибора — $k(t)$, количество заявок на орбите — $i(t)$ и количество обслуженных заявок — $m(t)$, что можно представить в виде трехмерного Марковского процесса

$$\{k(t), i(t), m(t)\}$$

Заметим, что именно такая комбинация характеристик будет являться Марковским процессом, так как даёт достаточно информации о том, какое состояние система примет в следующий момент времени. Для этого необходимо знать, в каком состоянии прибор был в предшествующий момент времени, и какое количество заявок находилось в источнике повторных вызовов. Следующее состояние, которое прибор может принять, зависит от состояния, в котором он находился прежде, то есть, каждое из трех состояний $k(t)$ принимается прибором с некоторыми вероятностями. Введем их в рассмотрение

$$P\{k(t) = 0, i(t) = i, m(t) = m\} = P_0(i, m, t)$$

$$P\{k(t) = 1, i(t) = i, m(t) = m\} = P_1(i, m, t)$$

$$P\{k(t) = 2, i(t) = i, m(t) = m\} = P_2(i, m, t)$$

Теперь, необходимо определить вероятность перехода в каждое из трех состояний. Для этого обратимся к модели и рассмотрим $k(t) = 0$, то есть, состояние, в котором прибор свободен. Чтобы в следующий момент времени $t + \Delta t$ прибор был свободен необходимо выполнение одного из следующих условий:

1. Прибор был свободным в момент времени t и к моменту времени $t + \Delta t$ прибор не вызвал заявку, не пришла заявка с входящего потока и не было обращений заявок с орбиты.
2. На момент времени $t + \Delta t$ прибор закончил обслуживание заявки с входящего потока.
3. На момент времени $t + \Delta t$ прибор закончил обслуживание вызываемой заявки.

Таким образом, применяя формулу полной вероятности, вероятность того, что прибор окажется свободен в момент времени $t + \Delta t$ равна сумме вероятностей наступления вышеперечисленных условий:

$$P_0(i, m, t + \Delta t) = P_0(i, m, t)(1 - \alpha\Delta t)(1 - i\sigma\Delta t)(1 - \lambda\Delta t) + P_1(i, m - 1, t)\mu_1\Delta t + P_2(i, m - 1, t)\mu_2\Delta t$$

Аналогично для принятия состояния, в котором прибор занят, необходимо выполнение одного из следующих условий:

1. Прибор был занят в момент времени t , и к моменту времени $t + \Delta t$ прибор не закончил обслуживание заявки, и не пришла заявка с входящего потока.
2. Прибор был свободен, и пришла заявка с входящего потока.
3. Прибор был свободен, и повторно обратилась заявка с орбиты.
4. Прибор был занят, и пришла заявка с входящего потока, сразу переместившись на орбиту.

В результате получим следующее равенство:

$$P_1(i, m, t + \Delta t) = P_1(i, m, t)(1 - \lambda\Delta t)(1 - \mu_1\lambda\Delta t) + P_0(i, m, t)\lambda\Delta t + P_0(i + 1, m, t)(i + 1)\sigma\Delta t + P_1(i - 1, m, t)\lambda\Delta t + o(t)$$

Вероятность принятия прибором состояния обслуживания вызываемой заявки является суммой следующих вероятностей:

1. Прибор обслуживал вызываемую заявку, и к моменту времени $t + \Delta t$ прибор не закончил обслуживание вызываемой заявки, и не пришла заявка с входящего потока.
2. Прибор обслуживал вызываемую заявку, и пришла заявка с входящего потока. Поскольку прибор занят, она ушла на орбиту.
3. Прибор был свободен, и он вызвал заявку.

Получим равенство:

$$P_2(i, m, t + \Delta t) = P_2(i, m, t)(1 - \alpha\Delta t)(1 - \lambda\Delta t)(1 - \mu_2\Delta t) + P_2(i - 1, m, t)\lambda\Delta t + P_0(i, m, t)\alpha\Delta t + o(t)$$

Запишем получившуюся систему уравнений

$$\begin{aligned} P_0(i, m, t + \Delta t) &= P_0(i, m, t)(1 - \alpha\Delta t)(1 - i\sigma\Delta t)(1 - \lambda\Delta t) + \\ &\quad + P_1(i, m - 1, t)\mu_1\Delta t + P_2(i, m - 1, t)\mu_2\Delta t, \\ P_1(i, m, t + \Delta t) &= P_1(i, m, t)(1 - \lambda\Delta t)(1 - \mu_1\lambda\Delta t) + P_0(i, m, t)\lambda\Delta t + \\ &\quad + P_0(i + 1, m, t)(i + 1)\sigma\Delta t + P_1(i - 1, m, t)\lambda\Delta t + o(t), \\ P_2(i, m, t + \Delta t) &= P_2(i, m, t)(1 - \alpha\Delta t)(1 - \lambda\Delta t)(1 - \mu_2\Delta t) + \\ &\quad + P_2(i - 1, m, t)\lambda\Delta t + P_0(i, m, t)\alpha\Delta t + o(t). \end{aligned}$$

Так как почти все слагаемые содержат Δt , разделим систему на Δt и сделаем предельный переход $\Delta t \rightarrow 0$

$$\begin{aligned}\frac{\partial P_0(i, m, t)}{\partial t} &= -(\lambda + i\sigma + \alpha)P_0(i, m, t) + P_1(i, m - 1, t)\mu_1 + P_2(i, m - 1, t)\mu_2, \\ \frac{\partial P_1(i, m, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)P_1(i, m, t) + (i + 1)\sigma P_0(i + 1, m, t) + \lambda P_0(i, m, t), \\ \frac{\partial P_2(i, m, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)P_2(i, m, t) + \lambda P_2(i - 1, m, t) + \alpha P_0(i, m, t).\end{aligned}\tag{1}$$

Полученная система уравнений – система дифференциальных уравнений Колмогорова, где в левой части каждого уравнения находится производная вероятности состояния рассматриваемого процесса, а в правой – сумма произведений вероятностей состояний, из которых прибор может принять это состояние, на интенсивности соответствующих потоков заявок. Решением данной системы будут являться вероятности всех состояний прибора в виде функций времени. Таким образом, задача сводится к решению данной системы дифференциальных уравнений. Решить данную систему аналитически не получится, так как это система бесконечного числа дифференциальных конечно-разностных уравнений с переменными коэффициентами. Для того, чтобы перейти к конечному числу уравнений, введем частные характеристические функции, обозначив $j = \sqrt{-1}$,

$$H_k(u_1, u, t) = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{m=0}^{\infty} e^{ju_1 i} e^{jum} P_k(i, m, t).$$

Тогда перепишем систему (1) в виде

$$\begin{aligned}\frac{\partial H_0(u_1, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)H_0(u_1, u, t) + j\sigma \frac{\partial H_0(u_1, u, t)}{\partial u_1} + \\ &\quad + \mu_1 e^{ju} H_1(u_1, u, t) + \mu_2 e^{ju} H_2(u_1, u, t), \\ \frac{\partial H_1(u_1, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)H_1(u_1, u, t) - j\sigma e^{-ju_1} \frac{\partial H_0(u_1, u, t)}{\partial u_1} + \\ &\quad + \lambda H_0(u_1, u, t) + \lambda e^{ju_1} H_1(u_1, u, t), \\ \frac{\partial H_2(u_1, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)H_2(u_1, u, t) + \lambda e^{ju_1} H_2(u_1, u, t) + \\ &\quad + \alpha H_0(u_1, u, t).\end{aligned}\tag{2}$$

Таким образом, мы получили ровно три дифференциальных уравнения в частных производных с переменными коэффициентами.

1.1.2 Метод асимптотического анализа

Полученную систему дифференциальных уравнений в частных производных (2) будем решать методом асимптотического анализа [23] в предельном условии большой задержки заявок на орбите ($\sigma \rightarrow 0$). Обозначим $\epsilon = \sigma$, $u_1 = \epsilon w$, $F_k(w, u, t, \epsilon) = H_k(u_1, u, t)$, тогда

система запишется в виде

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(w, u, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(w, u, t, \epsilon) + j\frac{\partial F_0(w, u, t, \epsilon)}{\partial w} + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju} F_1(w, u, t, \epsilon) + \mu_2 e^{ju} F_2(w, u, t, \epsilon), \\
\frac{\partial F_1(w, u, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(w, u, t, \epsilon) - j e^{-j\epsilon w} \frac{\partial F_0(w, u, t, \epsilon)}{\partial w} + \\
&\quad + \lambda F_0(w, u, t, \epsilon) + \lambda e^{j\epsilon w} F_1(w, u, t, \epsilon), \\
\frac{\partial F_2(w, u, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(w, u, t, \epsilon) + \lambda e^{j\epsilon w} F_2(w, u, t, \epsilon) + \\
&\quad + \alpha F_0(w, u, t, \epsilon).
\end{aligned} \tag{3}$$

Заметим, что с помощью введенных функций можно записать характеристическую функцию процесса $m(t)$ в следующем виде

$$M\{\exp(jum(t))\} = \sum_{k=0}^2 H_k(0, u_1, u_2, t) = \sum_{k=0}^2 F_k(0, u_1, u_2, t, \epsilon).$$

Теорема 1. *Асимптотическое приближение характеристической функции числа обслуженных заявок за некоторое время t имеет вид*

$$\begin{aligned}
\mathbf{F}(u, t) &= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} M\{\exp(jum(t))\} = \\
&= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \sum_{k=0}^2 F_k(0, u, t, \epsilon) = \mathbf{R} \cdot \exp\{G(u)t\} \cdot \mathbf{E}
\end{aligned}$$

где

$$\mathbf{G}(u) = \begin{bmatrix} -(\lambda + \alpha + \kappa) & \mu_1 e^{ju} & \mu_2 e^{ju} \\ \kappa + \lambda & -\mu_1 & 0 \\ \alpha & 0 & -\mu_2 \end{bmatrix}^T,$$

вектор-строка $\mathbf{R} = \{R_0, R_1, R_2\}$ - стационарное распределение вероятности состояния прибора

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\},$$

κ - нормированное среднее число заявок на орбите

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)},$$

а \mathbf{E} - единичный вектор-столбец соответствующей размерности.

Доказательство. Делая предельный переход $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} F_k(w, u, t, \epsilon) = F_k(w, u, t)$ в получен-

ной системе (3), система уравнений будет записана в виде

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(w, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(w, u, t) + j\frac{\partial F_0(w, u, t)}{\partial w} + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju} F_1(w, u, t) + \mu_2 e^{ju} F_2(w, u, t), \\
\frac{\partial F_1(w, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(w, u, t) - j\frac{\partial F_0(w, u, t)}{\partial w} + \\
&\quad + \lambda F_0(w, u, t) + \lambda F_1(w, u, t), \\
\frac{\partial F_2(w, u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(w, u, t) + \lambda F_2(w, u, t) + \\
&\quad + \alpha F_0(w, u, t).
\end{aligned} \tag{4}$$

Решение системы (4) будет получено в следующей форме

$$F_k(w, u, t) = \Phi(w) F_k(u, t). \tag{5}$$

$\Phi(w)$ - асимптотическое приближение характеристической функции числа заявок на орбите при условии большой задержки на орбите.

Подставив (5) в систему (4) и разделив обе части уравнений на $\Phi(w)$, получим

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(u, t) + j\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u, t) + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju} F_1(u, t) + \mu_2 e^{ju} F_2(u, t), \\
\frac{\partial F_1(u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(u, t) - j\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u, t) + \\
&\quad + \lambda F_0(u, t) + \lambda F_1(u, t), \\
\frac{\partial F_2(u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(u, t) + \lambda F_2(u, t) + \\
&\quad + \alpha F_0(u, t).
\end{aligned} \tag{6}$$

Заметим, что w содержится только в отношении $\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)}$, а остальные слагаемые и левые части уравнений не зависят от w . Это означает, что $\Phi(w)$ имеет вид экспоненты. Учитывая, что $\Phi(w)$ имеет смысл асимптотического приближения характеристической функции числа заявок на орбите, мы можем конкретизировать вид данной функции

$$\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} = \frac{e^{j\kappa w} j\kappa}{e^{j\kappa w}},$$

где κ - нормированное среднее число заявок на орбите, которое было получено в [23] и имеет вид

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}.$$

Исходя из этого, система (6) примет следующий вид

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(u, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha + \kappa)F_0(u, t) + \mu_1 e^{ju} F_1(u, t) + \mu_2 e^{ju} F_2(u, t), \\
\frac{\partial F_1(u, t)}{\partial t} &= (\lambda + \kappa)F_0(u, t) - \mu_1 F_1(u, t) + 0F_2(u, t), \\
\frac{\partial F_2(u, t)}{\partial t} &= \alpha F_0(u, t) + 0F_1(u, t) - \mu_2 F_2(u, t).
\end{aligned} \tag{7}$$

Введем следующие обозначения

$$\mathbf{F}(u, t) = \{F_0(u, t), F_1(u, t), F_1(u, t)\}$$

$$\mathbf{G}(u) = \begin{bmatrix} -(\lambda + \alpha + \kappa) & \mu_1 e^{ju} & \mu_2 e^{ju} \\ \kappa + \lambda & -\mu_1 & 0 \\ \alpha & 0 & -\mu_2 \end{bmatrix}^T,$$

$\mathbf{G}(u)$ - транспонированная матрица коэффициентов системы (6). Тогда получим следующее матричное уравнение

$$\frac{\partial \mathbf{F}(u, t)}{\partial t} = \mathbf{F}(u, t) \mathbf{G}(u),$$

общее решение которого имеет вид

$$\mathbf{F}(u, t) = \mathbf{C} e^{\mathbf{G}(u)t}. \quad (8)$$

Для того, чтобы получить единственное решение, которое соответствует поведению рассматриваемой системы, примем в рассмотрение начальное условие

$$\mathbf{F}(u, 0) = \mathbf{R}, \quad (9)$$

где вектор-строка \mathbf{R} - стационарное распределение вероятности состояния прибора, то есть процесса $k(t)$, которое имеет форму [23]

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\}.$$

Описав начальное условие, мы можем перейти к решению задачи Коши (8, 9).

Поскольку нас интересует распределение вероятностей количества заявок в выходном процессе, необходимо найти маргинальное распределение. Для этого суммируем компоненты вектор-строки $\mathbf{F}(u, t)$ по k и умножаем результат на единичный вектор-столбец \mathbf{E} . Получим

$$\mathbf{F}(u, t) \mathbf{E} = \mathbf{R} e^{\mathbf{G}(u)t} \mathbf{E}. \quad (10)$$

Эта формула позволяет найти асимптотическое приближение характеристической функции количества заявок, обслуженных системой к некоторому моменту времени t . Другими словами, формула (10) является решением рассматриваемой системы. \square

1.1.3 Переход к явному распределению вероятности

Полученная характеристическая функция (10) так же, как и распределение вероятности полностью описывает процесс $m(t)$, однако делает это в неявном виде. Поэтому, для использования полученной формулы для вычислений необходимо получить из нее распределение вероятности. Но прежде заметим, что в полученной формуле (10) содержится

матричная экспонента, вычислить которую в ее исходном виде не получится. Для преобразования экспоненты применим преобразование подобия [8], которое выглядит следующим образом

$$\mathbf{G}(u) = \mathbf{T}(u)\mathbf{GJ}(u)\mathbf{T}(u)^{-1},$$

где $\mathbf{T}(u)$ – матрица собственных векторов матрицы $\mathbf{G}(u)$, а $\mathbf{GJ}(u)$ – диагональная матрица, содержащая собственные числа матрицы $\mathbf{G}(u)$. Данное преобразование справедливо для любой степени m некоторой матрицы \mathbf{A}^m , из чего следует, что оно так же справедливо для матричной экспоненты [3]:

$$e^{\mathbf{G}(u)t} = \mathbf{T}(u) \cdot \begin{bmatrix} e^{t\Lambda_1(u)} & 0 & 0 \\ 0 & e^{t\Lambda_2(u)} & 0 \\ 0 & 0 & e^{t\Lambda_3(u)} \end{bmatrix} \cdot \mathbf{T}(u)^{-1},$$

где Λ_n – собственное число матрицы $\mathbf{G}(u)$. Тогда распределение примет следующий вид

$$\mathbf{F}(u, t) = \mathbf{R} \cdot \mathbf{T}(u) \cdot \begin{bmatrix} e^{t\Lambda_1(u)} & 0 & 0 \\ 0 & e^{t\Lambda_2(u)} & 0 \\ 0 & 0 & e^{t\Lambda_3(u)} \end{bmatrix} \cdot \mathbf{T}(u)^{-1} \cdot \mathbf{E}.$$

Для того, чтобы получить явное распределение числа обслуженных заявок, воспользуемся свойством характеристической функции, из которого следует, что распределение всегда восстанавливается по характеристической функции. Для обращения функции применим обратное преобразование Фурье для дискретных случайных величин

$$P(m, t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i \cdot u \cdot m} \mathbf{F}(u, t) du.$$

Полученное распределение характеризует вероятность обслуживания m заявок к моменту времени t в рассматриваемой системе.

1.2 RQ-система с двумерным выходящим потоком

В этом разделе будет рассмотрена общая модель системы, выходящий поток заявок которой, является двумерным. Другими словами, в системе обслуживаются два типа заявки - пришедшее извне и вызванные. Исходя из этого введем следующие обозначения: $m_1(t)$ — число обслуженных заявок входящего потока к моменту времени t , $m_2(t)$ — обслуженных вызванных заявок к моменту времени t .

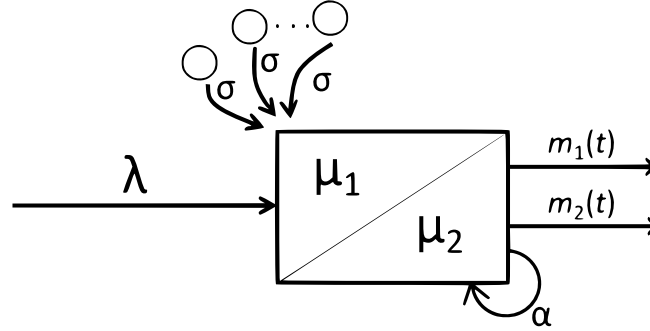


Рисунок 3 — Модель RQ-системы с двумерным выходящим потоком

1.2.1 Уравнения Колмогорова

В данном случае, мы имеем четыре характеристики, определяющие результат функционирования системы за некоторое время $i(t)$: состояние прибора — $k(t)$, количество заявок на орбите — $i(t)$, количество обслуженных заявок входящего потока — $m_1(t)$, количество обслуженных вызванных заявок — $m_2(t)$, что можно представить в виде четырех-мерного Марковского процесса

$$\{k(t), i(t), m_1(t), m_2(t)\}$$

Аналогично системе с суммарным выходящим потоком, следующее состояние зависит от предыдущего, вероятность принятия прибором одного из трех состояний задается, как

$$P\{k(t) = 0, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} = P_0(i, m_1, m_2, t)$$

$$P\{k(t) = 1, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} = P_1(i, m_1, m_2, t)$$

$$P\{k(t) = 2, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} = P_2(i, m_1, m_2, t)$$

Запишем систему уравнений Колмогорова, составленную на основе введенных вероятностей перехода

$$\begin{aligned}
\frac{\partial P_0(i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + i\sigma + \alpha)P_0(i, m_1, m_2, t) + P_1(i, m_1 - 1, m_2, t)\mu_1 + \\
&\quad + P_2(i, m_1, m_2 - 1, t)\mu_2, \\
\frac{\partial P_1(i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)P_1(i, m_1, m_2, t) + (i + 1)\sigma P_0(i + 1, m_1, m_2, t) + \\
&\quad + \lambda P_0(i, m_1, m_2, t), \\
\frac{\partial P_2(i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)P_2(i, m_1, m_2, t) + \lambda P_2(i - 1, m_1, m_2, t) + \\
&\quad + \alpha P_0(i, m_1, m_2, t).
\end{aligned} \tag{11}$$

Введем частные характеристические функции, обозначив $j = \sqrt{-1}$,

$$H_k(u, u_1, u_2, t) = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{m_1=0}^{\infty} \sum_{m_2=0}^{\infty} e^{jui} e^{ju_1 m_1} e^{ju_2 m_2} P_k(i, m_1, m_2, t).$$

Тогда перепишем систему (11) в виде

$$\begin{aligned}
\frac{\partial H_0(u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)H_0(u, u_1, u_2, t) + j\sigma \frac{\partial H_0(u, u_1, u_2, t)}{\partial u} + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} H_1(u, u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} H_2(u, u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial H_1(u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)H_1(u, u_1, u_2, t) - j\sigma e^{-ju} \frac{\partial H_0(u, u_1, u_2, t)}{\partial u} + \\
&\quad + \lambda H_0(u, u_1, u_2, t) + \lambda e^{ju} H_1(u, u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial H_2(u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)H_2(u, u_1, u_2, t) + \lambda e^{ju} H_2(u, u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \alpha H_0(u, u_1, u_2, t).
\end{aligned} \tag{12}$$

Бесконечное количество уравнений сведено к трем.

1.2.2 Метод асимптотического анализа

Полученную систему дифференциальных уравнений в частных производных (12) будем решать методом асимптотического анализа в предельном условии большой задержки заявок на орбите ($\sigma \rightarrow 0$).

Обозначим $\epsilon = \sigma$, $u = \epsilon w$, $F_k(w, u_1, u_2, t, \epsilon) = H_k(u, u_1, u_2, t)$, тогда система запишется в

виде

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon) + j\frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial w} + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(w, u_1, u_2, t, \epsilon), \\
\frac{\partial F_1(w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(w, u_1, u_2, t, \epsilon) - je^{-j\epsilon w} \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial w} + \\
&\quad + \lambda F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \lambda e^{j\epsilon w} F_1(w, u_1, u_2, t, \epsilon), \\
\frac{\partial F_2(w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \lambda e^{j\epsilon w} F_2(w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \\
&\quad + \alpha F_0(w, u_1, u_2, t, \epsilon).
\end{aligned} \tag{13}$$

Затем, что используя условие согласованности многомерных распределений, характеристическая функция процессов $m_1(t)$ и $m_2(t)$ будет записана в следующем виде с введенными функциями

$$M\{\exp(ju_1 m_1(t)) \exp(ju_2 m_2(t))\} = \sum_{k=0}^2 H_k(0, u_1, u_2, t) = \sum_{k=0}^2 F_k(0, u_1, u_2, t, \epsilon).$$

Теорема 2. Асимптотическое приближение двумерной характеристической функции числа обслуженных заявок входящего потока и числа обслуженных вызванных заявок за некоторое время t имеет вид

$$\begin{aligned}
\mathbf{F}(u_1, u_2, t) &= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} M\{\exp(ju_1 m_1(t)) \exp(ju_2 m_2(t))\} = \\
&= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \sum_{k=0}^2 F_k(0, u_1, u_2, t, \epsilon) = \mathbf{R} \cdot \exp\{G(u_1, u_2)t\} \cdot \mathbf{E}
\end{aligned}$$

где

$$\mathbf{G}(u_1, u_2) = \begin{bmatrix} -(\lambda + \alpha + \kappa) & \mu_1 e^{ju_1} & \mu_2 e^{ju_2} \\ \kappa + \lambda & -\mu_1 & 0 \\ \alpha & 0 & -\mu_2 \end{bmatrix}^T,$$

вектор-строка $\mathbf{R} = \{R_0, R_1, R_2\}$ - стационарное распределение вероятности состояния прибора

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\},$$

κ - нормированное среднее число заявок на орбите

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)},$$

а \mathbf{E} - единичный вектор-столбец соответствующей размерности.

Доказательство. Делая предельный переход $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} F_k(w, u_1, u_2, t, \epsilon) = F_k(w, u_1, u_2, t)$ в

полученной системе (13) , система уравнений будет записана в виде

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(w, u_1, u_2, t) + j \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial w} + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(w, u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(w, u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_1(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(w, u_1, u_2, t) - j \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial w} + \\
&\quad + \lambda F_0(w, u_1, u_2, t) + \lambda F_1(w, u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_2(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(w, u_1, u_2, t) + \lambda F_2(w, u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \alpha F_0(w, u_1, u_2, t).
\end{aligned} \tag{14}$$

Решение системы (14) будет получено в следующей форме

$$F_k(w, u_1, u_2, t) = \Phi(w) F_k(u_1, u_2, t). \tag{15}$$

$\Phi(w)$ - асимптотическое приближение характеристической функции числа заявок на орбите при условии большой задержки на орбите.

Подставив (15) в систему (14) и разделив обе части уравнений на $\Phi(w)$, получим

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(u_1, u_2, t) + j \frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_1(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(u_1, u_2, t) - j \frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \lambda F_0(u_1, u_2, t) + \lambda F_1(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_2(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(u_1, u_2, t) + \lambda F_2(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \alpha F_0(u_1, u_2, t).
\end{aligned} \tag{16}$$

Заметим, что w содержится только в отношении $\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)}$, а остальные слагаемые и левые части уравнений не зависят от w . Это означает, что $\Phi(w)$ имеет вид экспоненты. Учитывая, что $\Phi(w)$ имеет смысл асимптотического приближения характеристической функции числа заявок на орбите, мы можем конкретизировать вид данной функции

$$\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} = \frac{e^{j\kappa w} j\kappa}{e^{j\kappa w}},$$

где κ - нормированное среднее число заявок на орбите, которое было получено в [23] и имеет вид

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}.$$

Исходя из этого, система (16) примет следующий вид

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha + \kappa)F_0(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_1(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= (\lambda + \kappa)F_0(u_1, u_2, t) - \mu_1 F_1(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + 0F_2(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_2(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= \alpha F_0(u_1, u_2, t) + 0F_1(u_1, u_2, t) - \\
&\quad - \mu_2 F_2(u_1, u_2, t).
\end{aligned} \tag{17}$$

Введем следующие обозначения

$$\begin{aligned}
\mathbf{F}(u_1, u_2, t) &= \{F_0(u_1, u_2, t), F_1(u_1, u_2, t), F_2(u_1, u_2, t)\} \\
\mathbf{G}(u_1, u_2) &= \begin{bmatrix} -(\lambda + \alpha + \kappa) & \mu_1 e^{ju_1} & \mu_2 e^{ju_2} \\ \kappa + \lambda & -\mu_1 & 0 \\ \alpha & 0 & -\mu_2 \end{bmatrix}^T,
\end{aligned}$$

$\mathbf{G}(u_1, u_2)$ - транспонированная матрица коэффициентов системы (17). Тогда получим следующее матричное уравнение

$$\frac{\partial \mathbf{F}(u_1, u_2, t)}{\partial t} = \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \mathbf{G}(u_1, u_2),$$

общее решение которого имеет вид

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, t) = \mathbf{C} e^{\mathbf{G}(u_1, u_2)t}. \tag{18}$$

Для того, чтобы получить единственное решение, которое соответствует поведению рассматриваемой системы, примем в рассмотрение начальное условие

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, 0) = \mathbf{R}, \tag{19}$$

где вектор-строка \mathbf{R} - стационарное распределение вероятности состояния прибора, то есть процесса $k(t)$, которое имеет форму [23]

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\}.$$

Описав начальное условие, мы можем перейти к решению задачи Коши (18, 19).

Поскольку нас интересует распределение вероятностей количества заявок в выходных процессах, необходимо найти маргинальное распределение. Для этого суммируем компоненты вектор-строки $\mathbf{F}(u_1, u_2, t)$ по k и умножаем результат на единичный вектор-столбец \mathbf{E} . Получим

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, t) \mathbf{E} = \mathbf{R} e^{\mathbf{G}(u_1, u_2)t} \mathbf{E}. \tag{20}$$

Эта формула позволяет найти асимптотическое приближение характеристической функции количества вызванных и входящих заявок, обслуженных системой к некоторому моменту времени t . Другими словами, формула (20) является решением рассматриваемой системы. \square

1.2.3 Переход к явному распределению вероятности

Полученная характеристическая функция (20) так же, как и распределение вероятности, полностью описывает процессы $m_1(t)$ и $m_2(t)$, однако делает это в неявной форме. Поэтому, для использования полученной формулы для расчетов, необходимо получить из нее распределение вероятности. Но сначала заметим, что формула (20) содержит матричную экспоненту, которая не может быть вычислена в ее текущем виде. Для ее вычисления воспользуемся преобразованием подобия [8], которое имеет следующий вид

$$\mathbf{G}(u_1, u_2) = \mathbf{T}(u_1, u_2) \mathbf{GJ}(u_1, u_2) \mathbf{T}(u_1, u_2)^{-1},$$

где $\mathbf{T}(u_1, u_2)$ – матрицы собственных векторов матрицы $\mathbf{G}(u_1, u_2)$, а $\mathbf{GJ}(u_1, u_2)$ – диагональная матрица, содержащая собственные числа $\mathbf{G}(u_1, u_2)$. Данное преобразование справедливо для любой степени t некоторой матрицы \mathbf{A}^m , из чего следует, что оно так же справедливо для матричной экспоненты ??

$$e^{\mathbf{G}(u_1, u_2)t} = \mathbf{T}(u_1, u_2) \cdot \begin{bmatrix} e^{t\Lambda_1(u_1, u_2)} & 0 & 0 \\ 0 & e^{t\Lambda_2(u_1, u_2)} & 0 \\ 0 & 0 & e^{t\Lambda_3(u_1, u_2)} \end{bmatrix} \cdot \mathbf{T}(u_1, u_2)^{-1},$$

где Λ_n – собственное число матрицы $\mathbf{G}(u_1, u_2)$. Тогда распределение примет следующий вид

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, t) = \mathbf{R} \cdot \mathbf{T}(u_1, u_2) \cdot \begin{bmatrix} e^{t\Lambda_1(u_1, u_2)} & 0 & 0 \\ 0 & e^{t\Lambda_2(u_1, u_2)} & 0 \\ 0 & 0 & e^{t\Lambda_3(u_1, u_2)} \end{bmatrix} \cdot \mathbf{T}(u_1, u_2)^{-1} \cdot \mathbf{E}.$$

Для получения распределения воспользуемся свойством характеристической функции, из которого следует, что распределение всегда восстанавливается из характеристической функции. Для восстановления будем использовать обратное преобразование Фурье для дискретных величин

$$P(m_1, m_2, t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i \cdot u_1 \cdot m_1} e^{-i \cdot u_2 \cdot m_2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) du_2 du_1.$$

Полученная формула характеризует вероятность обслуживания m_1 входящих заявок и m_2 вызванных заявок к моменту времени t в рассматриваемой системе.

1.2.4 Коэффициент корреляции

Полученное асимптотическое приближение характеристической функции (20) позволяет нам подробнее изучить выходящие потоки рассматриваемой системы, а именно – найти корреляционную зависимость случайных процессов $m_1(t)$ и $m_2(t)$. Рассмотрим нахождение коэффициента корреляции, который будет зависеть от параметра t

$$r(t) = \frac{\text{cov}(m_1(t), m_2(t))}{\sqrt{D(m_1(t))} \sqrt{D(m_2(t))}}.$$

Воспользуемся свойством характеристической функции о существовании ее n -ой производной, соответствующей n -му начальному моменту случайной величины. Тогда ковариация и дисперсия будут вычисляться следующим образом

$$\begin{aligned}
\text{cov}(m_1(t), m_2(t)) &= M\{m_1(t)m_2(t)\} - M\{m_1(t)\}M\{m_2(t)\} = \frac{1}{j^2} \frac{\partial^2}{\partial u_1 \partial u_2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} - \\
&\quad - \frac{1}{j^2} \frac{\partial}{\partial u_1} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} \frac{\partial}{\partial u_2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}}, \\
D\{m_1(t)\} &= M^2\{m_1(t)\} - (M\{m_1(t)\})^2 = \frac{1}{j^2} \frac{\partial^2}{\partial u_1^2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} - \\
&\quad - \left(\frac{1}{j^2} \frac{\partial}{\partial u_1} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} \right)^2, \\
D\{m_2(t)\} &= M^2\{m_2(t)\} - (M\{m_2(t)\})^2 = \frac{1}{j^2} \frac{\partial^2}{\partial u_2^2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} - \\
&\quad - \left(\frac{1}{j^2} \frac{\partial}{\partial u_2} \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \Big|_{\substack{u_1=0 \\ u_2=0}} \right)^2.
\end{aligned}$$

Полученные формулы позволяют использовать нам численно исследовать поведение системы при разных параметрах.

2 Исследование систем с ММРР-потокком

В этом разделе предлагается к рассмотрению система обслуживания, в которой в качестве источника входящих заявок выступает ММРР-поток.

ММРР (Markov Modulated Poisson Process) представляет собой поток заявок, управляемый непрерывной цепью Маркова. Изменение состояния влечёт за собой изменение интенсивности прихода заявок. Данный тип входящего потока широко используется для моделирования телекоммуникационных сетей, поскольку он точно описывает изменяющуюся во времени скорость поступления заявок и фиксирует некоторые важные корреляции между временами прибытия, оставаясь при этом поддающимся анализу [14].

Для того, чтобы описать изменение состояние ММРР-потока во времени используются две матрицы.

Матрица инфинитезимальных характеристик Q . Величина q_{ij} определяет интенсивность перехода процесса из i -ого в j -ое состояние, а величина $-q_{ii}$ - интенсивность выхода из состояния i . Матрица Q имеет свойство - $\sum_j q_{ij} = 0$

$$Q = \begin{bmatrix} q_{11} & \dots & q_{1n} \\ \vdots & \ddots & \\ q_{n1} & & q_{nn} \end{bmatrix}$$

Диагональная матрица Λ задаёт интенсивность поступления заявок для каждого из состояний процесса.

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \dots & 0 \\ \vdots & \lambda_{22} & \\ & & \ddots \\ 0 & \dots & \lambda_{nn} \end{bmatrix}$$

2.1 RQ-система с входящим ММРР-потокком и двумерным выходом

В случае RQ-системы с ММРР-потокком, к описанной ранее общей модели добавляется так же процесс $n(t)$ - состояние входящего потока в момент времени t . Тогда, результат функционирования системы будет описываться пяти-мерным Марковским процессом

$$\{k(t), n(t), i(t), m_1(t), m_2(t)\}$$

2.1.1 Уравнения Колмогорова

Исходя из этого описанного Марковского процесса, вероятности того, что прибор будет находится в одном из трех состояний k , на орбите будет i заявок, m_1 заявок входящего потока и m_2 вызванных заявок будет обслужено, а управляющая ММРР-потокком цепь

Маркова будет находиться в состоянии n , будут иметь вид

$$\begin{aligned} P\{k(t) = 0, n(t) = n, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} &= P_0(n, i, m_1, m_2, t) \\ P\{k(t) = 1, n(t) = n, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} &= P_1(n, i, m_1, m_2, t) \\ P\{k(t) = 2, n(t) = n, i(t) = i, m_1(t) = m_1, m_2(t) = m_2\} &= P_2(n, i, m_1, m_2, t) \end{aligned}$$

На основе данных вероятностей запишем систему уравнений Колмогорова с учетом текущего состояния входящего потока

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_0(n, i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + i\sigma + \alpha)P_0(n, i, m_1, m_2, t) + P_1(n, i, m_1 - 1, m_2, t)\mu_1 + \\ &\quad + P_2(n, i, m_1, m_2 - 1, t)\mu_2 + \sum_{v=1}^N P_0(n, i, m_1, m_2, t)q_{vn}, \\ \frac{\partial P_1(n, i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + \mu_1)P_1(n, i, m_1, m_2, t) + (i + 1)\sigma P_0(n, i + 1, m_1, m_2, t) + \\ &\quad + \lambda_n P_0(i, m_1, m_2, t) + \sum_{v=1}^N P_1(n, i, m_1, m_2, t)q_{vn}, \\ \frac{\partial P_2(n, i, m_1, m_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + \mu_2)P_2(n, i, m_1, m_2, t) + \lambda_n P_2(n, i - 1, m_1, m_2, t) + \\ &\quad + \alpha P_0(n, i, m_1, m_2, t) + \sum_{v=1}^N P_2(n, i, m_1, m_2, t)q_{vn}. \end{aligned} \tag{21}$$

Аналогично процедуре решения вышеописанных систем, введем частные характеристические функции, обозначив $j = \sqrt{-1}$

$$H_k(n, u, u_1, u_2, t) = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{m_1=0}^{\infty} \sum_{m_2=0}^{\infty} e^{ju_i} e^{ju_1 m_1} e^{ju_2 m_2} P_k(n, i, m_1, m_2, t).$$

Перепишем систему (21) с учетом введенных частных характеристических функций

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + \alpha)H_0(n, u, u_1, u_2, t) + j\sigma \frac{\partial H_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial u} + \\ &\quad + \mu_1 e^{ju_1} H_1(n, u, u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} H_2(n, u, u_1, u_2, t) + \sum_{v=1}^N H_0(n, u, u_1, u_2, t)q_{vn}, \\ \frac{\partial H_1(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + \mu_1)H_1(n, u, u_1, u_2, t) - j\sigma e^{-ju} \frac{\partial H_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial u} + \\ &\quad + \lambda_n H_0(n, u, u_1, u_2, t) + \lambda_n e^{ju} H_1(n, u, u_1, u_2, t) + \sum_{v=1}^N H_1(n, u, u_1, u_2, t)q_{vn}, \\ \frac{\partial H_2(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda_n + \mu_2)H_2(n, u, u_1, u_2, t) + \lambda_n e^{ju} H_2(n, u, u_1, u_2, t) + \\ &\quad + \alpha H_0(n, u, u_1, u_2, t) + \sum_{v=1}^N H_2(n, u, u_1, u_2, t)q_{vn}. \end{aligned} \tag{22}$$

Для дальнейшего анализа введем следующие обозначения

$$\mathbf{H}_k(n, u, u_1, u_2, t) = \{H_k(1, u, u_1, u_2, t), H_k(2, u, u_1, u_2, t), \dots, H_k(N, u, u_1, u_2, t)\},$$

а так же единичную матрицу \mathbf{I} размера N . Тогда система 22 примет вид

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= (\mathbf{Q} - \mathbf{\Lambda} - \alpha \mathbf{I}) \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t) + \mu_1 e^{ju_1} \mathbf{H}_1(n, u, u_1, u_2, t) + \\ &+ \mu_2 e^{ju_2} \mathbf{H}_2(n, u, u_1, u_2, t) + j\sigma \frac{\partial \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial u}, \\ \frac{\partial \mathbf{H}_1(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= \mathbf{\Lambda} \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t) + (\mathbf{Q} + (e^{ju} - 1) \mathbf{\Lambda} - \mathbf{I} \mu_1) \mathbf{H}_1(n, u, u_1, u_2, t) - \\ &- j\sigma e^{-ju} \frac{\partial \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial u}, \\ \frac{\partial \mathbf{H}_2(n, u, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= \alpha \mathbf{H}_0(n, u, u_1, u_2, t) + (\mathbf{Q} + (e^{ju} - 1) \mathbf{\Lambda} - \mathbf{I} \mu_2) \mathbf{H}_2(n, u, u_1, u_2, t).\end{aligned}\quad (23)$$

2.1.2 Метод асимптотического анализа

Полученную систему дифференциальных уравнений (??) будем решать методом асимптотического анализа в предельном условии большой задержки заявок на орбите ($\sigma \rightarrow 0$).

Обозначим $\epsilon = \sigma$, $u = \epsilon w$, $F_k(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) = H_k(u, u_1, u_2, t)$, тогда система запишется в виде

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= (\mathbf{Q} - \mathbf{\Lambda} - \alpha \mathbf{I}) \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \mu_1 e^{ju_1} \mathbf{F}_1(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) + \\ &+ \mu_2 e^{ju_2} \mathbf{F}_2(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) + j\sigma \frac{\partial \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial w}, \\ \frac{\partial \mathbf{F}_1(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= \mathbf{\Lambda} \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) + (\mathbf{Q} + (e^{j\epsilon w} - 1) \mathbf{\Lambda} - \mathbf{I} \mu_1) \mathbf{F}_1(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) - \\ &- j\sigma e^{-j\epsilon w} \frac{\partial \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial w}, \\ \frac{\partial \mathbf{F}_2(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon)}{\partial t} &= \alpha \mathbf{F}_0(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon) + (\mathbf{Q} + (e^{j\epsilon w} - 1) \mathbf{\Lambda} - \mathbf{I} \mu_2) \mathbf{F}_2(n, w, u_1, u_2, t, \epsilon).\end{aligned}\quad (24)$$

Решение системы (24) будет сформулировано в теореме.

Теорема 3. Асимптотическое приближение двумерной характеристической функции числа обслуженных заявок входящего потока и числа обслуженных вызванных заявок за некоторое время t имеет вид

$$\lim_{\sigma \rightarrow 0} M\{\exp(ju_1 m_1(t)) \exp(ju_2 m_2(t))\} = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \left\{ \sum_{k=0}^2 F_k(0, u_1, u_2, t, \epsilon) \right\} e = \mathbf{R} \cdot \exp\{G(u_1, u_2)t\} e e,$$

где матрица $G(u_1, u_2)$ представима в виде

$$\mathbf{G}(u_1, u_2) = \begin{bmatrix} \mathbf{Q} - \mathbf{\Lambda} - (\alpha + \kappa) \mathbf{I} & \mu_1 e^{ju_1} \mathbf{I} & \mu_2 e^{ju_2} \mathbf{I} \\ \mathbf{\Lambda} + \kappa \mathbf{I} & \mathbf{Q} - \mu_1 \mathbf{I} & 0 \\ \alpha \mathbf{I} & 0 & \mathbf{Q} - \mu_2 \mathbf{I} \end{bmatrix}^T,$$

вектор-строка $\mathbf{R} = \{R_0, R_1, R_2\}$ - стационарное распределение вероятности случайного процесса $\{k(t), n(t)\}$, где, соответственно, \mathbf{R}_k имеет размерность N

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\},$$

κ - нормированное среднее число заявок на орбите

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)},$$

a и e - единичные вектор столбцы размерности N и $N \cdot K$ соответственно.

Доказательство. Делая предельный переход $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} F_k(w, u_1, u_2, t, \epsilon) = F_k(w, u_1, u_2, t)$ в полученной системе (24), система уравнений будет записана в виде

$$\begin{aligned} \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(w, u_1, u_2, t) + j \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial w} + \\ &\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(w, u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(w, u_1, u_2, t), \\ \frac{\partial F_1(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(w, u_1, u_2, t) - j \frac{\partial F_0(w, u_1, u_2, t)}{\partial w} + \\ &\quad + \lambda F_0(w, u_1, u_2, t) + \lambda F_1(w, u_1, u_2, t), \\ \frac{\partial F_2(w, u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(w, u_1, u_2, t) + \lambda F_2(w, u_1, u_2, t) + \\ &\quad + \alpha F_0(w, u_1, u_2, t). \end{aligned} \quad (25)$$

Решение системы (25) будет получено в следующей форме

$$F_k(w, u_1, u_2, t) = \Phi(w) F_k(u_1, u_2, t). \quad (26)$$

$\Phi(w)$ - асимптотическое приближение характеристической функции числа заявок на орбите при условии большой задержки на орбите.

Подставив (26) в систему (25) и разделив обе части уравнений на $\Phi(w)$, получим

$$\begin{aligned} \frac{\partial F_0(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha)F_0(u_1, u_2, t) + j \frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u_1, u_2, t) + \\ &\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(u_1, u_2, t), \\ \frac{\partial F_1(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_1)F_1(u_1, u_2, t) - j \frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} F_0(u_1, u_2, t) + \\ &\quad + \lambda F_0(u_1, u_2, t) + \lambda F_1(u_1, u_2, t), \\ \frac{\partial F_2(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \mu_2)F_2(u_1, u_2, t) + \lambda F_2(u_1, u_2, t) + \\ &\quad + \alpha F_0(u_1, u_2, t). \end{aligned} \quad (27)$$

Заметим, что w содержится только в отношении $\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)}$, а остальные слагаемые и левые части уравнений не зависят от w . Это означает, что $\Phi(w)$ имеет вид экспоненты. Учитывая, что $\Phi(w)$ имеет смысл асимптотического приближения характеристической функции числа заявок на орбите, мы можем конкретизировать вид данной функции

$$\frac{\Phi'(w)}{\Phi(w)} = \frac{e^{j\kappa w} j\kappa}{e^{j\kappa w}},$$

где κ - нормированное среднее число заявок на орбите, которое было получено в [23] и имеет вид

$$\kappa = \frac{\lambda(\lambda\mu_2 + \alpha\mu_1)}{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}.$$

Исходя из этого, система (27) примет следующий вид

$$\begin{aligned}
\frac{\partial F_0(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= -(\lambda + \alpha + \kappa)F_0(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + \mu_1 e^{ju_1} F_1(u_1, u_2, t) + \mu_2 e^{ju_2} F_2(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_1(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= (\lambda + \kappa)F_0(u_1, u_2, t) - \mu_1 F_1(u_1, u_2, t) + \\
&\quad + 0F_2(u_1, u_2, t), \\
\frac{\partial F_2(u_1, u_2, t)}{\partial t} &= \alpha F_0(u_1, u_2, t) + 0F_1(u_1, u_2, t) - \\
&\quad - \mu_2 F_2(u_1, u_2, t).
\end{aligned} \tag{28}$$

Введем следующие обозначения

$$\begin{aligned}
\mathbf{F}(u_1, u_2, t) &= \{F_0(u_1, u_2, t), F_1(u_1, u_2, t), F_2(u_1, u_2, t)\} \\
\mathbf{G}(u_1, u_2) &= \begin{bmatrix} -(\lambda + \alpha + \kappa) & \mu_1 e^{ju_1} & \mu_2 e^{ju_2} \\ \kappa + \lambda & -\mu_1 & 0 \\ \alpha & 0 & -\mu_2 \end{bmatrix}^T,
\end{aligned}$$

$\mathbf{G}(u_1, u_2)$ - транспонированная матрица коэффициентов системы (28). Тогда получим следующее матричное уравнение

$$\frac{\partial \mathbf{F}(u_1, u_2, t)}{\partial t} = \mathbf{F}(u_1, u_2, t) \mathbf{G}(u_1, u_2),$$

общее решение которого имеет вид

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, t) = \mathbf{C} e^{\mathbf{G}(u_1, u_2)t}. \tag{29}$$

Для того, чтобы получить единственное решение, которое соответствует поведению рассматриваемой системы, примем в рассмотрение начальное условие

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, 0) = \mathbf{R}, \tag{30}$$

где вектор-строка \mathbf{R} - стационарное распределение вероятности состояния прибора, то есть процесса $k(t)$, которое имеет форму [23]

$$\mathbf{R} = \left\{ \frac{\mu_2(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 - \alpha)}, \frac{\lambda}{\mu_1}, \frac{\alpha(\mu_1 - \lambda)}{\mu_1(\mu_2 + \alpha)} \right\}.$$

Описав начальное условие, мы можем перейти к решению задачи Коши (18, 30).

Поскольку нас интересует распределение вероятностей количества заявок в выходных процессах, необходимо найти маргинальное распределение. Для этого суммируем компоненты вектор-строки $\mathbf{F}(u_1, u_2, t)$ по k и умножаем результат на единичный вектор-столбец \mathbf{E} . Получим

$$\mathbf{F}(u_1, u_2, t) \mathbf{E} = \mathbf{R} e^{\mathbf{G}(u_1, u_2)t} \mathbf{E}. \tag{31}$$

Эта формула позволяет найти асимптотическое приближение характеристической функции количества вызванных и входящих заявок, обслуженных системой к некоторому моменту времени t . Другими словами, формула (31) является решением рассматриваемой системы. \square

3 Имитационное моделирование

В данной работе, для анализа полученных решений систем массового обслуживания с повторными вызовами и вызываемыми заявками используется имитационное моделирование. Построив имитационную модель системы, мы получаем возможность сравнить результаты ее работы с решением, что позволит оценить применимость полученных результатов, а так же облегчит получение численных характеристик, таких как коэффициент корреляции. Моделирование систем массового обслуживания сводится к генерированию случайных времен с соответствующим распределением вероятности, по прошествии которого в модели наступит некоторое событие - приход заявки, окончание обслуживания и т.д.

Реализованная имитационная модель, как программный продукт, разрабатывалась с возможностью расширения ее функционала для предоставления возможности тонко настраивать параметры моделирования и без препятствий извлекать полученные результаты в виде распределения вероятности для последующего анализа. В этих целях, программа реализована при помощи объектно ориентированного подхода, так как данный подход позволил выстроить работу программы на уровне абстракций, что и дает возможность легкого расширения функционала и реализации моделирования других систем массового обслуживания.

3.1 Объектная модель предметной области

Для того, чтобы построить объектную модель предметной области программы, рассмотрим объекты систем массового обслуживания, используемые в данной работе:

- Заявка - объект, который поступает в систему, перемещается по ней и, в конечном итоге, покидает систему в течение моделирования.
- Обслуживающий прибор - объект, принимающий на вход заявки и обслуживающий их. По окончании обслуживания заявки покидают прибор.
- Орбита - скопление заявок, ожидающих повторного обращения на обслуживающий прибор.
- Входящий поток - объект, генерирующий заявки, которые поступают в систему.

Поскольку, процесс работы модели заключается в перемещении заявок по системе, то в каждый момент времени моделирования T_{mod} местонахождение каждой заявки и ее свойства могут меняться. В таком случае, необходимо отслуживать время, оставшееся до изменения состояния каждой заявки - T_{del} . В момент времени, когда T_{del} достигает нуля, происходит смена состояния заявки, и T_{del} обновляется объектом системы массового обслуживания, в которой она на данный момент находится. Среди событий, при которых происходит обновление задержки до обновления состояния заявки, выделим следующие:

- Заявка покидает входящий поток - в данном случае в источнике генерируется новая заявка с задержкой, по истечении которой, она также покинет входящий поток.
- Заявка успешно поступила на прибор и начала обслуживаться - в этом случае обслуживающий прибор определяет заявки задержку, по истечении которой ее обслуживание закончится.
- При попытке поступить на прибор заявка застала его занятым обслуживанием другой заявки и отправилась на орбиту. По прибытии на орбиту, новая задержка заявки определяется как время, по истечении которого заявка покинет орбиту.

Исходя из вышеописанного, центральным объектом в предметной области является заявка.

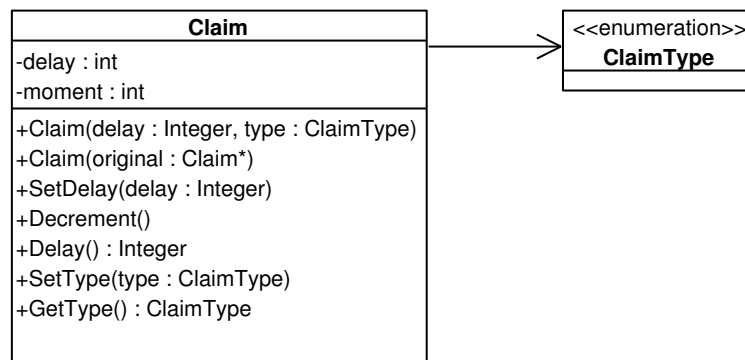


Рисунок 4 — Класс Claim

[Пояснение к Claim]

Для реализации подхода, базирующимся на постоянном обновлении состоянии заявок, находящихся в модели, предметная область базируется на общем интерфейсе, который реализуют все конкретные элементы рассматриваемых систем массового обслуживания. Его цель заключается в формализации изменения элемента с каждым дискретным моментом времени в течение моделирования. Поскольку, сам объект системы массового обслуживания реализует данный интерфейс, то возможно использовать ее как входящий поток для другой системы.

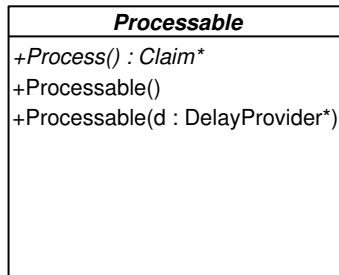


Рисунок 5 — Общий интерфейс Processable для всех элементов системы массового обслуживания

[Пояснение к Processable]

Для обеспечения среды, которой будет происходить моделирование, а именно - вестись подсчет прошедшего времени, вызов взаимодействия с реализацией интерфейса Processable и сбор статистики, введен глобальный объект Environment

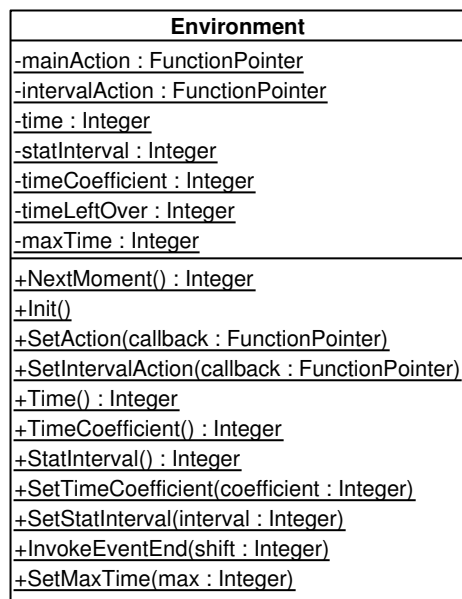


Рисунок 6 — Глобальный объект Environment

[Пояснение к Environment]

3.2 Процесс моделирования

Список литературы

- [1] Олифер, ..., Олифер, ...: Компьютерные сети. Принципы, технологии, протоколы. Питер (2010)

- [2] Назаров, .., Терпугов, .., et al.: Теория массового обслуживания: учебное пособие по специальностям 010200 (010501) "Прикладная математика и информатика 061800 (080116) "Математические методы в экономике" (2010)
- [3] Егоров, И.М.: Программирование: Учебное методическое пособие. Томск: Томский межвузовский центр дистанционного образования (2006)
- [4] Artalejo, J.R.: Accessible bibliography on retrial queues: progress in 2000–2009. *Mathematical and computer modelling* **51**(9-10), 1071–1081 (2010)
- [5] Artalejo, J.R., Gómez-Corral, A.: *Retrial Queueing Systems: A Computational Approach*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg (2008)
- [6] Artalejo, J.R., Resing, J.A.C.: Mean value analysis of single server retrial queues. *Asia-Pacific Journal of Operational Research* **27**(03), 335–345 (2010)
- [7] Bjørnstad, J.H.: Traffic characteristics and queueing theory: implications and applications to web server systems. Master's thesis (2006)
- [8] Bronson, R.: *Matrix methods: An introduction*. Gulf Professional Publishing (1991)
- [9] Burke, P.: The output process of a stationary m/m/s queueing system. *The Annals of Mathematical Statistics* **39**(4), 1144–1152 (1968)
- [10] Daley, D.: Queueing output processes. *Advances in Applied Probability* **8**(2), 395–415 (1976)
- [11] Erlang, A.K.: The theory of probabilities and telephone conversations. *Nyt. Tidsskr. Mat. Ser. B* **20**, 33–39 (1909)
- [12] Falin, G., Templeton, J.G.: *Retrial queues*, vol. 75. CRC Press (1997)
- [13] Falin, G.: Model of coupled switching in presence of recurrent calls. *Engineering Cybernetics* **17**(1), 53–59 (1979)
- [14] Fischer, W., Meier-Hellstern, K.: The markov-modulated poisson process (mmpp) cookbook. *Performance evaluation* **18**(2), 149–171 (1993)
- [15] Gharbi, N., Dutheillet, C.: An algorithmic approach for analysis of finite-source retrial systems with unreliable servers. *Computers & Mathematics with Applications* **62**(6), 2535–2546 (2011)
- [16] Kendall, D.G.: Stochastic processes occurring in the theory of queues and their analysis by the method of the imbedded markov chain. *The Annals of Mathematical Statistics* pp. 338–354 (1953)

- [17] Kritzing, P.: A performance model of the osi communication architecture. IEEE transactions on communications **34**(6), 554–563 (1986)
- [18] Kulkarni, V.G.: On queueing systems with retrials. Journal of Applied Probability pp. 380–389 (1983)
- [19] Lapatin, I., Nazarov, A.: Asymptotic analysis of the output process in retrial queue with markov-modulated poisson input under low rate of retrials condition. In: International Conference on Distributed Computer and Communication Networks. pp. 315–324. Springer (2019)
- [20] MEIER, K.: A statistical procedure for fitting markov-modulated poisson processes (applied probability). (1986)
- [21] Meier-Hellstern, K.S.: A fitting algorithm for markov-modulated poisson processes having two arrival rates. European Journal of Operational Research **29**(3), 370–377 (1987)
- [22] Mirasol, N.M.: The output of an $m/g/\infty$ queueing system is poisson. Operations Research **11**(2), 282–284 (1963)
- [23] Nazarov, A.A., Paul, S., Gudkova, I., et al.: Asymptotic analysis of markovian retrial queue with two-way communication under low rate of retrials condition (2017)
- [24] Paul, S., Phung-Duc, T.: Retrial queueing model with two-way communication, unreliable server and resume of interrupted call for cognitive radio networks. In: Information Technologies and Mathematical Modelling. Queueing Theory and Applications, pp. 213–224. Springer (2018)