

# **ОБРАБОТКА ДАННЫХ И УПРАВЛЕНИЕ В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ**



**ВЫПУСК 6**

Филиал Кемеровского государственного университета  
в г. Анжеро-Судженске

**ОБРАБОТКА ДАННЫХ  
И УПРАВЛЕНИЕ  
В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ**

Выпуск 6

Под редакцией профессора А. Ф. Терпугова

Издательство Томского университета

2004

УДК 519.2

ББК 22.17

О24

**Обработка данных и управление в сложных системах: Сборник статей**

О24 / Под ред. А.Ф. Терпугова. – Томск: Изд-во Том. уи-та, 2004. – Вып. 6.  
– 198 с.

ISBN 5-7511-1804-9

Сборник содержит статьи сотрудников и аспирантов факультета информатики, экономики и математики филиала Кемеровского государственного университета в г. Анжеро-Судженске, посвященные статистической обработке временных рядов, актуарной математике, а также вопросам управления в системах массового обслуживания и измерительных системах.

Для студентов, аспирантов, научных работников, занимающихся вопросами анализа временных рядов, управления в измерительных системах, имитационного моделирования и разработки информационных систем.

УДК 519.2

ББК 22.17

ISBN 5-7511-1804-9

©Филиал Кемеровского государственного  
университета в г. Анжеро-Судженске, 2004

## СОДЕРЖАНИЕ

Астафьева Е.В., Терпугов А.Ф. Модель рекламной кампании, когда цена продажи товара зависит от рекламы © . . . . .	3
Вавилов В.А., Назаров А.А. Исследование средних характеристик неустойчивых сетей множественного доступа в случайной среде © . . . . .	14
Войтиков К.Ю., Моисеев А.Н. Основные функциональные требования к системе «Портал» в рамках Унифицированного процесса разработки программного обеспечения © . . . . .	25
Гарайшина И.Р. Математические модели процесса изменения накопленного капитала пенсионного фонда © . . . . .	39
Глухова Е.В., Лезарев А.В. Средняя длительность периода занятости системы массового обслуживания с вытеснением заявки при дважды стохастическом входящем потоке © . . . . .	49
Егоров М.Н., Якупов Р.Т. О многоэтапных алгоритмах фильтрации состояний линейных динамических систем © . . . . .	60
Змеев О.А., Новицкая Е.В. Вероятностные характеристики длительности торговой сессии и оценка ее параметров © . . . . .	66
Змеев О.А., Приступа А.В. Диаграммы состояния UML как способ представления графа событий имитационной модели дискретной системы массового обслуживания © . . . . .	76
Змеев О.А., Шубин А.Н. Модель варианта использования «Участники–интересы» с точки зрения анализа предметной области © . . . . .	82
Калашникова Т.В. Определение оптимальной тарифной ставки при имущественном страховании © . . . . .	88
Китаева А.В., Новицкая Е.В., Терпугов А.Ф. Оптимизация продажи скоропортящейся продукции © . . . . .	95
Лавров В.А. Векторно-растровый формат хранения видеоизображений © . . . . .	106
Лившиц К.И., Сухотина Л.Ю. Математическая модель страховой компании с учетом сезонных изменений © . . . . .	118

Моисеев А.Н., Якушев А.А. Архитектура компонента «Сервер» системы «Брокер объектных запросов» © . . . . .	127
Моисеева С.П., Шайдеман Д.Г., Якупов Р.Т. Субоптимальное динамическое взвешивание выходов модулей фильтрации вектора состояния дискретной динамической системы © . . . . .	137
Назаров А.А., Семёнова Т.Г. Исследование односторонних торгов на покупку ценных бумаг © . . . . .	143
Назаров А.А., Цой С.А. Исследование явления трехстабильности в двухканальных сетях связи с примитивным входящим потоком © . . . . .	149
Поддубный В.В. Оптимальная стабилизация рынка, описываемого модифицированной моделью Вальраса–Маршалла © . . . . .	161
Шкуркин А.С. Характеристики периода занятости в однолинейной СМО с вытеснением заявок © . . . . .	172
Янковский Б.Е. Оценка энтропии дискретных случайных величин © . . . . .	181
Капустин Е.В. Расчет вероятности разорения для модели страховой компании, учитывающей возможность одновременного наступления нескольких страховых случаев . . . . .	188

## ИССЛЕДОВАНИЕ ЯВЛЕНИЯ ТРЕХСТАБИЛЬНОСТИ В ДВУХКАНАЛЬНЫХ СЕТЯХ СВЯЗИ С ПРИМИТИВНЫМ ВХОДЯЩИМ ПОТОКОМ

А. А. НАЗАРОВ, С. А. ЦОЙ

### Введение

В наше время сети связи нашли широкое применение во многих отраслях человеческой деятельности, немалую долю из них образуют сети с протоколом случайного множественного доступа. Вместе с ростом применения таких сетей растет и актуальность их исследования [1]. Достаточно удобным и распространенным методом таких исследований является метод математического моделирования, который позволяет эффективно исследовать довольно сложные реальные системы. Подобный подход был применен в работах [2,3].

В этих работах рассмотрены математические модели сетей связи в виде однолинейных систем массового обслуживания с повторными требованиями. При некоторых параметрах в описанных сетях связи возникает так называемое явление бистабильности [3], которое является краеугольным камнем данных исследований. Исследование вероятностно-временных характеристик бистабильных сетей имеет важное практическое значение.

Аналогичный подход использован в данной работе. При технической реализации сетей с протоколом случайного множественного доступа, помимо основного канала связи, прокладывается также резервный, который используется в исключительных случаях, путем переключения абонентских станций на резервный канал. Несомненно, представляют интерес теоретические исследования возможностей совместного использования двух каналов одновременно в сетях случайного доступа. В таких сетях при некоторых параметрах возникает явление трехста-

бильности, исследование которого имеет как практический, так и научный интерес. Данная работа посвящена изучению двухканальных сетей связи и явлению трехстабильности, возникающему в таких сетях. При рассмотрении был использован общий подход к исследованию марковских моделей сетей случайного доступа с применением аппарата асимптотического анализа [4].

### **Математическая модель двухканальной сети случайного доступа с конечным числом абонентских станций**

Сеть связи объединяет конечное  $N$  число абонентских станций общим ресурсом, в качестве которого может быть моноканал в сетях шинной топологии или пассивный центральный узел в звездообразных сетях. В нашем случае в качестве ресурса выступают два канала передачи данных, к которым каждый из абонентов имеет доступ. Доступ к каналу реализуется протоколом случайного множественного доступа с оповещением о конфликте, то есть любая абонентская станция, сформировав сообщение для передачи, немедленно отправляет его в один из каналов связи. Если ресурс свободен, начинается осуществление передачи сообщения, которая считается успешной, если в это время не поступали другие сообщения. Если во время передачи одного сообщения поступает другое, то происходит наложение передающих сигналов и сообщения искажаются, говорят, что возникает конфликт. От момента возникновения конфликта рассылается сигнал оповещения о конфликте. Сообщения, попавшие в конфликт, а также поступившие на этапе оповещения о конфликте, считаются искаженными и подлежат повторной передаче после случайной задержки, говорят, что они переходят в источник повторных вызовов (ИПВ). Далее процедура повторяется.

Рассмотрим в качестве математической модели двухканальной сети связи с конечным числом станций, управляемой протоколом случайного множественного доступа, двулинейную систему массового обслуживания (СМО) с источником повторных вызовов. Будем считать, что обращения от каждой абонентской станции к приборам происходят через случайный интервал времени, распределенный по

экспоненциальному закону с одинаковым для всех станций параметром  $\lambda/N$ , где  $N$  – число абонентских станций. Данный параметр имеет смысл величины, обратной среднему значению длины промежутка времени между генерациями заявок от каждой абонентской станции. Таким образом, суммарный поток на входе системы является примитивным [5]. Распределение заявок между приборами может осуществляться с использованием различных протоколов, в данной работе рассмотрим случай, когда заявки распределяются по биномиальной схеме. С вероятностью  $r$  поступившая заявка обращается к первому, а с вероятностью  $(1-r)$  – ко второму прибору. Если соответствующий прибор занят обслуживанием другой заявки, то обе попадают в конфликт и переходят в ИПВ. С этого момента в канале начинает распространяться сигнал оповещения о конфликте случайной продолжительности, имеющей экспоненциальное распределение с параметрами  $1/a_1$  и  $1/a_2$  для первого и второго каналов соответственно, где  $a_1$  и  $a_2$  – средние значения времени распространения сигнала оповещения. При этом возможны две ситуации:

1. Сигналы оповещения о конфликтах на первом и втором приборах неразличимы.

2. Сигналы оповещения о конфликтах на первом и втором приборах различимы физически или информационно.

Естественно, что во втором случае поступившая заявка обращается к тому прибору, для которого отсутствует сигнал оповещения о конфликте.

В данной работе рассмотрим ситуацию, когда сигналы оповещения о конфликтах неразличимы. Тогда  $a_1 = a_2$ . Заявки, обратившиеся к прибору во время распространения сигнала оповещения, переходят в ИПВ. Если заявка принята к обслуживанию и в течение этого времени другие заявки к данному прибору не обращались, то обслуженная заявка покидает систему. Будем полагать, что время обслуживания имеет экспоненциальное распределение с параметром  $\mu_1$  для первого и  $\mu_2$  – для второго прибора. Параметры  $\mu_1$  и  $\mu_2$  имеют смысл величин, об-



ратных среднему значению времени передачи сообщения в первом и втором каналах соответственно. После задержки в ИПВ время задержки случайно и распределено по экспоненциальному закону с параметром  $\sigma/N$ , заявка вновь обращается к одному из приборов по вышеописанной схеме с повторной попыткой успешного обслуживания. Состояние полученной системы определяется вектором  $(k_1, k_2, i)$ , где  $k_1$  и  $k_2$  описывают состояние приборов,  $k_j = 0$ , если прибор свободен,  $k_j = 1$ , если в нем обслуживается заявка, и  $k_j = 2$ , если на приборе реализуется сигнал оповещения о конфликте, а величина  $i$  описывает число заявок в ИПВ. Процесс  $\{k_1(t), k_2(t), i(t)\}$  изменения во времени состояний описанной системы является марковским, для его исследования обозначим  $P_{k_1 k_2}(i, t) = P\{k_1(t) = k_1, k_2(t) = k_2, i(t) = i\}$ . Выпишем систему дифференциальных уравнений Колмогорова, определяющую распределение вероятностей  $P_{k_1 k_2}(i, t)$  состояний сети  $\{k_1(t), k_2(t), i(t)\}$ :

$$\frac{\partial P_{00}(i, t)}{\partial t} = - \left[ \lambda \left( 1 - \frac{i}{N} \right) + \sigma \frac{i}{N} \right] P_{00}(i, t) + \mu_2 P_{01}(i, t) + \frac{1}{a_2} P_{02}(i, t) + \mu_1 P_{10}(i, t) + \frac{1}{a_1} P_{20}(i, t),$$

$$\frac{\partial P_{01}(i, t)}{\partial t} = \lambda \left( 1 - \frac{i}{N} \right) (1-r) P_{00}(i, t) + \sigma \frac{i+1}{N} (1-r) P_{00}(i+1, t) - \left[ \lambda \left( 1 - \frac{i+1}{N} \right) + \sigma \frac{i}{N} + \mu_2 \right] P_{01}(i, t) + \mu_1 P_{11}(i, t) + \frac{1}{a_1} P_{21}(i, t),$$

$$\frac{\partial P_{02}(i, t)}{\partial t} = \lambda \left( 1 - \frac{i-1}{N} \right) (1-r) P_{01}(i-2, t) - \left[ \lambda \left( 1 - \frac{i}{N} \right) + \sigma \frac{i}{N} r + \frac{1}{a_2} \right] P_{02}(i, t) + \sigma \frac{i-1}{N} (1-r) P_{01}(i-1, t) + \lambda \left( 1 - \frac{i-1}{N} \right) (1-r) P_{02}(i-1, t) + \mu_1 P_{12}(i, t) + \frac{1}{a_1} P_{22}(i, t),$$

$$\frac{\partial P_{10}(i, t)}{\partial t} = \lambda \left( 1 - \frac{i}{N} \right) r P_{00}(i, t) + \sigma \frac{i+1}{N} r P_{00}(i+1, t) - \left[ \lambda \left( 1 - \frac{i+1}{N} \right) + \sigma \frac{i}{N} + \mu_1 \right] P_{10}(i, t) + \mu_1 P_{11}(i, t) + \frac{1}{a_2} P_{12}(i, t),$$

$$\frac{\partial P_{11}(i,t)}{\partial t} = \lambda \left(1 - \frac{i+1}{N}\right) r P_{01}(i,t) + \sigma \frac{i+1}{N} r P_{01}(i+1,t) + \lambda \left(1 - \frac{i+1}{N}\right) (1-r) P_{10}(i,t) + \sigma \frac{i+1}{N} (1-r) P_{10}(i,t) - \left[ \lambda \left(1 - \frac{i+2}{N}\right) + \sigma \frac{i}{N} + \mu_1 + \mu_2 \right] P_{11}(i,t), \quad (1)$$

$$\frac{\partial P_{12}(i,t)}{\partial t} = \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) r P_{02}(i,t) + \sigma \frac{i+1}{N} r P_{02}(i+1,t) + \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) (1-r) P_{11}(i-2,t) + \sigma \frac{i-1}{N} (1-r) P_{11}(i-1,t) - \left[ \lambda \left(1 - \frac{i+1}{N}\right) + \sigma \frac{i}{N} r + \frac{1}{a_2} + \mu_1 \right] P_{12}(i,t) + \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) (1-r) P_{12}(i-1,t),$$

$$\frac{\partial P_{20}(i,t)}{\partial t} = \lambda \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) r P_{10}(i-2,t) - \left[ \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) + \sigma \frac{i}{N} + \frac{1}{a_1} \right] P_{20}(i,t) + \sigma \frac{i-1}{N} r P_{10}(i-1,t) + \lambda \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) r P_{20}(i-1,t) + \mu_2 P_{21}(i,t) + \frac{1}{a_2} P_{22}(i,t),$$

$$\frac{\partial P_{21}(i,t)}{\partial t} = \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) r P_{11}(i-2,t) + \sigma \frac{i-1}{N} r P_{11}(i-1,t) + \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) (1-r) P_{20}(i,t) + \sigma \frac{i+1}{N} (1-r) P_{20}(i+1,t) - \left[ \lambda \left(1 - \frac{i+1}{N}\right) + \sigma \frac{i}{N} (1-r) + \mu_2 + \frac{1}{a_1} \right] P_{21}(i,t) + \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) r P_{21}(i-1,t),$$

$$\frac{\partial P_{22}(i,t)}{\partial t} = \lambda \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) r P_{12}(i-2,t) + \sigma \frac{i-1}{N} r P_{12}(i-1,t) + \lambda \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) (1-r) P_{21}(i-2,t) + \sigma \frac{i-1}{N} (1-r) P_{21}(i-1,t) - \left[ \lambda \left(1 - \frac{i}{N}\right) + \frac{1}{a_1} + \frac{1}{a_2} \right] P_{22}(i,t) + \lambda \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) P_{22}(i-1,t).$$

**Общий подход к исследованию марковских моделей сетей случайного доступа**

При исследовании одноканальных сетей случайного доступа, функционирующих в стационарном режиме, были получены аналогичные системы уравнений. Для их решения применялся модифицированный метод асимптотического анализа марковизируемых систем [4]. Использование этого метода для системы

(1) приводит к громоздким записям, работа с которыми очень затруднительна, поэтому, переходя к векторной форме, обозначим вектор-столбец

$$P(i, t) = \{P_{00}(i, t), P_{01}(i, t), P_{02}(i, t), P_{10}(i, t), P_{11}(i, t), P_{12}(i, t), P_{20}(i, t), P_{21}(i, t), P_{22}(i, t)\}^T \quad (2)$$

и матрицы  $A_0(i/N)$ ,  $A_1(i/N)$ ,  $A_2(i/N)$ ,  $A_3(i/N)$ ,  $A_4(i/N)$ ,  $A_5(i/N)$ ,  $A_6(i/N)$ ,  $A_7(i/N)$  определим таким образом, что систему (1) представим в виде

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(i, t)}{\partial t} = & A_0\left(\frac{i+2}{N}\right)P(i, t) + A_1\left(\frac{i}{N}\right)P(i-2, t) + A_2\left(\frac{i+1}{N}\right)P(i, t) + A_3\left(\frac{i}{N}\right)P(i-1, t) + \\ & + A_4\left(\frac{i-1}{N}\right)P(i-2, t) + A_5\left(\frac{i-1}{N}\right)P(i-1, t) + A_6\left(\frac{i}{N}\right)P(i, t) + A_7\left(\frac{i+1}{N}\right)P(i+1, t). \end{aligned} \quad (3)$$

Отметим, что аналогично (3) можно записать соответствующие системы уравнений, определяющих функционирование математических моделей и других сетей связи случайного доступа, поэтому нижеприведенный подход к исследованию математических моделей сетей случайного доступа имеет достаточно общий характер. Для исследования данной системы уравнения проведем ряд несложных преобразований. Получим

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(i, t)}{\partial t} = & A_0\left(\frac{i}{N} + \frac{2}{N}\right)P(i, t) + A_1\left(\frac{i-2}{N} + \frac{2}{N}\right)P(i-2, t) + A_2\left(\frac{i}{N} + \frac{1}{N}\right)P(i, t) + \\ & + A_3\left(\frac{i-1}{N} + \frac{1}{N}\right)P(i-1, t) + A_4\left(\frac{i-2}{N} + \frac{1}{N}\right)P(i-2, t) + A_5\left(\frac{i-1}{N}\right)P(i-1, t) + \\ & + A_6\left(\frac{i}{N}\right)P(i, t) + A_7\left(\frac{i+1}{N}\right)P(i+1, t), \end{aligned} \quad (4)$$

Обозначим  $1/N = \epsilon^2$ ,  $\epsilon^2 t = \tau$  и покажем, что процесс

$$x(\tau) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon^2 i(\tau/\epsilon^2) \quad (5)$$

является детерминированной функцией.

Для получения указанного результата в системе (4) выполним замену

$$\epsilon^2 t = \tau, \quad \epsilon^2 i = x(\tau) + \epsilon y, \quad \frac{1}{\epsilon} P(i, t) = H(y, \tau, \epsilon), \quad (6)$$

где  $x(\tau)$  – некоторая функция, вид которой будет определен ниже, тогда систему

(4) перепишем следующим образом:

$$\begin{aligned} \varepsilon^2 \frac{\partial H(y, \tau, \varepsilon)}{\partial \tau} - \varepsilon x'(\tau) \frac{\partial H(y, \tau, \varepsilon)}{\partial y} = & A_0(x + \varepsilon y + 2\varepsilon^2)H(y, \tau, \varepsilon) + \\ & + A_1(x + \varepsilon(y - 2\varepsilon) + 2\varepsilon^2)H(y - 2\varepsilon, \tau, \varepsilon) + A_2(x + \varepsilon y + \varepsilon^2)H(y, \tau, \varepsilon) + \\ & + A_3(x + \varepsilon(y - \varepsilon) + \varepsilon^2)H(y - \varepsilon, \tau, \varepsilon) + A_4(x + \varepsilon(y - 2\varepsilon) + \varepsilon^2)H(y - 2\varepsilon, \tau, \varepsilon) + \\ & + A_5(x + \varepsilon(y - \varepsilon))H(y - \varepsilon, \tau, \varepsilon) + A_6(x + \varepsilon y)H(y, \tau, \varepsilon) + A_7(x + \varepsilon(y + \varepsilon))H(y + \varepsilon, \tau, \varepsilon). \end{aligned} \quad (7)$$

Систему (7) будем решать в два этапа.

### Первый этап

На первом этапе найдем распределения вероятностей значений процесса  $k(\tau)$  – вектор-столбец вероятностей состояний каналов, который получен лексикографической нумерацией состояний двумерного процесса  $(k_1, k_2)$ . Для этого в системе (7) перейдем к пределу при  $\varepsilon \rightarrow 0$ , обозначив  $H(y, \tau, 0) = H(y, \tau)$ , получим относительно вектора  $H(y, \tau)$  однородную систему линейных алгебраических уравнений

$$K(x)H(y, \tau) = 0, \quad (8)$$

где матрица  $K(x)$  имеет вид

$$K(x) = \sum_{i=0}^7 A_i(x) \quad (9)$$

и является инфинитезимальной матрицей интенсивностей переходов случайного процесса  $k(\tau)$ . Из свойств таких матриц следует, что их строки линейно зависимы, так как

$$E^T K(x) = 0, \quad (10)$$

где  $E$  – единичный вектор-столбец. Следовательно, система (8) имеет нетривиальное решение, которое представим в виде

$$H(y, \tau) = R(x)F(y, \tau), \quad (11)$$

где  $F(y, \tau)$  – скалярная функция, а вектор  $R(x)$  определяется аналогично (8) однородной системой линейных алгебраических уравнений

$$K(x)R(x) = 0. \quad (12)$$

Положим, что вектор  $R(x)$  удовлетворяет условию нормировки

$$E^T R(x) = 1. \quad (13)$$

Тогда  $R(x)$  имеет смысл распределения вероятностей значений процесса  $k(\tau)$ .

Отметим, что в силу равенства (11) процессы  $k(\tau)$  и  $y(\tau)$  стохастически независимы.

Покажем, что решение  $R(x)$  системы (12), удовлетворяющее условию нормировки (13), существует и единственно.

**Теорема 1.** *Решение  $R(x)$  системы (12), удовлетворяющее условию нормировки (13), существует и единственно.*

**Доказательство.** Формально воспользуемся теоремой эргодичности. По инфинитезимальной матрице построим матрицу переходных вероятностей вложенной цепи Маркова с дискретным временем. Это реализуется исключением диагональных элементов матрицы  $K(x)$  и нормированием ее строк. Полученная матрица неприводима и непериодична, поэтому выполнены условия теоремы эргодичности, то есть выполнены условия эргодичности для цепей Маркова с конечным числом состояний. Следовательно, существует единственное эргодическое распределение, которое для процесса с непрерывным временем определяется системой (12) и условием нормировки (13). Таким образом, решение  $R(x)$  однородной системы линейных алгебраических уравнений (12), удовлетворяющее условию (13), существует и единственно. Теорема доказана.

Еще раз подчеркнем, что приведенное доказательство использует теорему эргодичности не по существу, а чисто формально, так как распределение  $R(x)$  зависит от значений функции  $x(\tau)$ , следовательно, не является, вообще говоря, стационарным.

## Второй этап

На втором этапе решения системы (7) найдем вид функции  $x = x(\tau)$ .

**Теорема 2.** *Функция  $x = x(\tau)$  является решением обыкновенного дифференциального уравнения*

$$x'(\tau) = E^T V(x) R(x), \quad (14)$$

где матрица  $V(x)$  имеет вид

$$V(x) = 2A_1(x) + A_3(x) + 2A_4(x) + A_5(x) - A_7(x). \quad (15)$$

Доказательство. Функции в правой части системы (7) разложим в ряд по приращениям аргумента  $y$  с точностью до  $o(\epsilon)$  и перепишем эту систему в виде

$$-\epsilon x'(\tau) \frac{\partial H(y, \tau, \epsilon)}{\partial y} = K(x + \epsilon y) H(y, \tau, \epsilon) - \epsilon V(x) \frac{\partial H(y, \tau, \epsilon)}{\partial y} + o(\epsilon), \quad (16)$$

где матрица  $V(x)$ , очевидно, имеет вид (15). Просуммируем все уравнения системы (16) и, учитывая свойство (10) матрицы  $K$ , получим

$$-\epsilon x'(\tau) E^T \frac{\partial H(y, \tau, \epsilon)}{\partial y} = -\epsilon E^T V(x) \frac{\partial H(y, \tau, \epsilon)}{\partial y} + o(\epsilon).$$

Поделив левую и правую части этого равенства на  $\epsilon$  и полагая  $\epsilon \rightarrow 0$ , запишем

$$x'(\tau) E^T \frac{\partial H(y, \tau)}{\partial y} = E^T V(x) \frac{\partial H(y, \tau)}{\partial y}.$$

Подставляя в это равенство  $H(y, \tau)$  в виде выражения (11), имеем

$$x'(\tau) E^T R(x) \frac{\partial F(y, \tau)}{\partial y} = E^T V(x) R(x) \frac{\partial F(y, \tau)}{\partial y},$$

откуда, учитывая условие нормировки (13), получим обыкновенное дифференциальное уравнение вида (14):

$$x'(\tau) = E^T V(x) R(x),$$

определяющее функции  $x = x(\tau)$ . Теорема доказана.

Далее полученные результаты применим к исследованию вышеописанной дуговой сети.

**Распределение вероятностей состояний каналов в двухканальной сети случайного доступа**

Для рассматриваемой системы (3) найдем компоненты  $R_{k_1 k_2}$  вектора  $R(x)$ .

Для этого в явном виде выпишем уравнение (12), учитывая замену  $G = \lambda(1-x) + \sigma x$ :

$$GR_{00} = \mu_2 R_{01} + \frac{1}{a_2} R_{02} + \mu_1 R_{10} + \frac{1}{a_1} R_{20},$$

$$(G + \mu_2)R_{01} = G(1-r)R_{00} + \mu_1 R_{11} + \frac{1}{a_1} R_{21},$$

$$\left(G + \frac{1}{a_2}\right)R_{02} = G(1-r)R_{01} + \mu_1 R_{12} + \frac{1}{a_1} R_{22},$$

$$(G + \mu_1)R_{10} = rGR_{00} + \mu_2 R_{11} + \frac{1}{a_2} R_{12},$$

$$(G + \mu_1 + \mu_2)R_{11} = rGR_{01} + G(1-r)R_{10},$$

$$\left(rG + \mu_1 + \frac{1}{a_2}\right)R_{12} = rGR_{02} + (1-r)GR_{11},$$

$$\left(G(1-r) + \frac{1}{a_1}\right)R_{20} = rGR_{10} + \mu_2 R_{21} + \frac{1}{a_2} R_{22},$$

$$\left(G(1-r) + \mu_2 + \frac{1}{a_1}\right)R_{21} = rGR_{11} + G(1-r)R_{20},$$

$$\left(\frac{1}{a_1} + \frac{1}{a_2}\right)R_{22} = rGR_{12} + G(1-r)R_{21}.$$

Будем искать решение в виде произведения  $R_{k_1 k_2} = R_{k_1}^{(1)} R_{k_2}^{(2)}$ . Разрешая эту систему и добавляя условие нормировки (13):

$$\sum_{k_1=0}^2 R_{k_1}^{(1)} = 1 \text{ и } \sum_{k_2=0}^2 R_{k_2}^{(2)} = 1,$$

получаем

$$R_0^{(1)} = \frac{rG + \mu_1}{(rG)^2 a_1 + 2rG + \mu_1},$$

$$R_0^{(2)} = \frac{(1-r)G + \mu_2}{((1-r)G)^2 a_2 + 2(1-r)G + \mu_2},$$

$$R_1^{(1)} = \frac{rG}{(rG)^2 a_1 + 2rG + \mu_1},$$

$$R_1^{(2)} = \frac{(1-r)G}{((1-r)G)^2 a_2 + 2(1-r)G + \mu_2},$$

$$R_2^{(1)} = \frac{(rG)^2 a_1}{(rG)^2 a_1 + 2rG + \mu_1},$$

$$R_2^{(2)} = \frac{((1-r)G)^2 a_2}{((1-r)G)^2 a_2 + 2(1-r)G + \mu_2}.$$

### Исследование асимптотического среднего числа заявок в ИПВ для двухканальной сети

По теореме 2 процесс  $x(\tau)$ , имеющий смысл асимптотического среднего нормированного числа заявок в ИПВ, является детерминированным, удовлетворяющим обыкновенному дифференциальному уравнению (14). Приведем данное уравнение для описанной двулинейной сети в явном виде

$$x'(\tau) = \lambda(1-x) - \left( \frac{r(\lambda(1-x) + \sigma x)\mu_1}{(r(\lambda(1-x) + \sigma x))^2 a_1 + 2r(\lambda(1-x) + \sigma x) + \mu_1} + \frac{(1-r)(\lambda(1-x) + \sigma x)\mu_2}{((1-r)(\lambda(1-x) + \sigma x))^2 a_2 + 2(1-r)(\lambda(1-x) + \sigma x) + \mu_2} \right) = a(x). \quad (17)$$

Данное дифференциальное уравнение в зависимости от параметров  $(\lambda, \sigma, \mu_1, \mu_2, r, a_1, a_2)$  может иметь до 5 точек покоя. Особый интерес представляет ситуация, в которой уравнение имеет 5 точек покоя, 3 из которых будут устойчивы. Устойчивые точки покоя будем называть точками стабилизации сети связи, а сеть связи – трехстабильной.

Для демонстрации полученных результатов приведем ряд графиков правой части дифференциального уравнения (17) при разных масштабах. На рис.1, 2 и 3 представлены графики поведения правой части дифференциального уравнения (9) при следующих параметрах:  $\lambda = 0.25$ ,  $\mu_1 = 1$ ,  $\mu_2 = 1$ ,  $a_1 = 1$ ,  $a_2 = 1$ ,  $r = 0.99$ ,  $\sigma = 1500$ . По оси абсцисс отложено значение  $x$ , а по оси ординат – значение  $a(x)$  правой части дифференциального уравнения (9). В данном случае система имеет 5 точек покоя, 3 из которых будут устойчивы. Эти точки будут являться точками стабилизации сети связи.



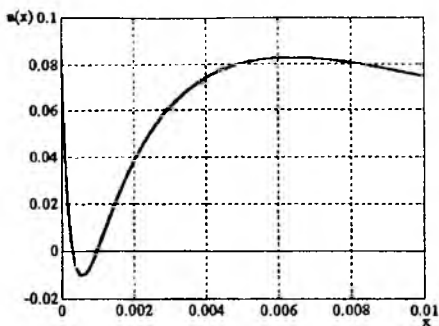


Рис. 1

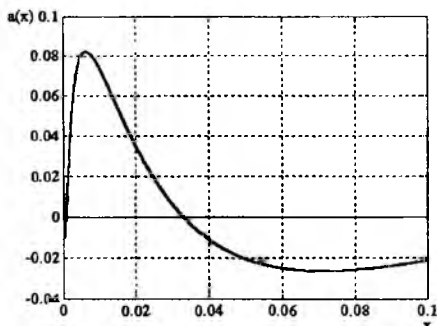


Рис. 2

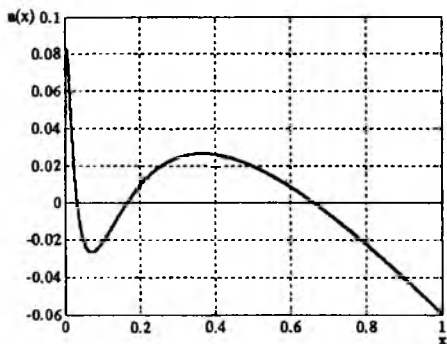


Рис. 3

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Бертсекас Д., Галагер Р. Сети передачи данных. М.: Мир, 1989.
2. Назаров А. А. Устойчивое функционирование нестабильных сетей связи с протоколом случайного доступа // Проблемы передачи информации. 1997. №2. С. 101-111.
3. Назаров А. А., Шохор С. Л. Исследование управляемого несинхронного множественного доступа в спутниковых сетях связи с оповещением о конфликте // Проблемы передачи информации. 2000. №1. С. 77-89.
4. Назаров А. А. Асимптотический анализ марковизируемых систем. Томск: Изд-во Том. ун-та, 1991.
5. Лившиц Б. С., Пшеничников А. П., Харкевич А. А. Теория телетрафика. М.: Связь, 1979.