

на правах рукописи

**Сатин Яков Александрович**

**ИССЛЕДОВАНИЕ НЕКОТОРЫХ СРЕДНИХ ХАРАКТЕРИСТИК  
СТОХАСТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ.**

Специальность 05.13.18 - Математическое моделирование,  
численные методы и комплексы программ

**АВТОРЕФЕРАТ**

диссертации на соискание ученой степени кандидата  
физико-математических наук

Саранск - 2007

Работа выполнена на кафедре прикладной математики  
Вологодского государственного педагогического университета

Научный руководитель:  
доктор физико-математических наук, профессор  
**Зейфман Александр Израилевич.**

Официальные оппоненты:  
доктор физико-математических наук, профессор  
**Горбунов Владимир Константинович.**  
кандидат физико-математических наук, доцент  
**Шаманаев Павел Анатольевич.**

Ведущая организация: Самарский государственный университет  
Защита состоится 7 ноября 2007 г. на заседании диссертационного совета КМ.212.117.07 при Мордовском государственном университете имени Н.П.Огарева по адресу: 430000, г. Саранск, ул. Большевистская, 68, ауд. 225

С диссертацией можно ознакомиться в Научной библиотеке Мордовского государственного университета имени Н.П.Огарева.

Автореферат разослан: \_\_\_\_\_.

Ученый секретарь диссертационного  
совета, к.ф.-м.н.,

Л.А. Сухарев

## **Общая характеристика работы**

**Актуальность темы исследования.** Марковские цепи с непрерывным временем играют важную роль в математическом моделировании многих процессов, возникающих в самых разнообразных областях исследований: технике, биологии, экономике, военном деле и т.д. Особенno успешными являются применения марковских цепей в теории массового обслуживания и теории надежности.

Первоначально такого рода задачи возникли из требований телефонного дела, физики и рациональной организации массового обслуживания (билетные кассы, магазины и прочее) в начале предыдущего столетия. Первые исследования по этой тематике были приведены в работах А. К. Эрланга. Основные его исследования в этой области относятся к 1908-1922 годам. С того времени интерес к проблемам, выдвинутым Эрлангом, значительно возрос. Оказалось, что подобные задачи возникают в самых разнообразных направлениях исследований: естествознании, технике, экономике, транспорте, военном деле, организации производства и многих других. Для решения проблем такого рода примерно в 50-х годах двадцатого века была создана так называемая теория массового обслуживания (англоязычный термин - теория очередей), являющаяся с тех пор активно развивающимся разделом прикладной теории вероятностей.

В числе математиков, заложивших основы теории и приложений этой области и сформировавших ее современный облик (в части, близкой к тематике настоящего исследования), следует отметить Р. Л. Добрушина, Б. В. Гнedenko, В. В. Калашникова, И. П. Макарова, А. И. Зейфмана, Н. В. Карташова, В. В. Анисимова, E. Van Doorn'a, W. Whitt'a и многих других.

Наиболее распространенной из моделей, описывающих реальные

системы массового обслуживания, является так называемый процесс рождения и гибели - это частный случай марковского процесса с непрерывным временем и не более чем счетным числом состояний. В основном в работе изучаются именно ПРГ, но затрагиваются и более общие процессы типа рождения и гибели (ОПТРГ), которые широко используются при моделировании эпидемических ситуаций.

В работе рассматриваются вопросы, связанные с периодическими режимами, которые имеют важное значение в прикладной математике при изучении математических моделей в разнообразных областях исследований. Периодические решения и устойчивость дифференциальных уравнений изучали многие авторы, например, В. А. Якубович, М. Г. Крейн, Е. В. Воскресенский, А. И. Перов, М. Т. Терехин.

### **Цель работы:**

Изучение математических моделей процессов рождения и гибели (ПРГ), общих процессов типа рождения и гибели (ОПТРГ), сводящихся к системам линейных дифференциальных уравнений. Исследование вопросов существования двойного среднего и предельного среднего, и вопросов вычисления этих характеристик, а также скорости сходимости к ним.

### **Методика исследования:**

Для решения поставленных задач используется эволюционный оператор (оператор Коши) и генеральный показатель дифференциального уравнения в банаховом пространстве, и методы их оценки. Проблемы вычисления искомых параметров сводятся к изучению дифференциальных уравнений на множестве стохастических векторов. В этом случае возникают проблемы, связанные с получением явных оценок генерального показателя. Для получения этих оценок используется логарифмическая норма оператора, понятие которой введено

у Лозинского, а для операторов в банаховом пространстве изучено Далецким и Крейном. В случае ПРГ доказывается существование предельного среднего и получена его оценка. Получена оценка для предельного среднего и двойного среднего через систему с меньшим числом состояний. В случае ОПТРГ предполагается слабая эргодичность  $X(t)$ . Доказывается существование и получаются оценки. Рассматриваются другие способы вычисления указанных параметров.

**Научная новизна:**

В диссертации найдены новые условия существования предельных средних и способы их вычисления, а также получены оценки скорости сходимости к этим характеристикам.

**Практическая значимость результатов:** Полученные в работе результаты могут быть использованы в исследовании конкретных систем линейных дифференциальных уравнений и стохастических моделей в технике, химии, биологии, физике и других отраслях научных знаний.

**Основные положения, выносимые на защиту:**

- Достаточные условия существования среднего и двойного среднего для бесконечного процесса рождения и гибели с периодическими интенсивностями. Определение скорости сходимости данных характеристик.

- Аппроксимация бесконечного процесса рождения и гибели конечным процессом рождения и гибели. Алгоритм нахождения предельных средних характеристик.

- Вопросы, связанные с существованием и построением предельных средних характеристик для систем массового обслуживания, описываемых нестационарными процессами рождения и гибели с интенсивностями, близкими к периодическим.

**Апробация диссертации:** Результаты работы докладывались на: семинарах кафедры прикладной математики ВГПУ (2005 год), на заседании научно-исследовательского семинара по качественной теории дифференциальных уравнений в Рязанском государственном университете, семинаре в Римском университете (Италия, 2003 год), зимней школе "Современные проблемы теории функций и их приложения" (Саратов, 2004) международной школе-семинаре по геометрии и анализу (Ростов-на-Дону, 2004), 24 международном семинаре по проблемам устойчивости стохастических моделей в Юрмале (Латвия, 2004 год), 25 международном семинаре по проблемам устойчивости стохастических моделей в Майори (Италия, 2005 год), на объединенных научных семинарах кафедры прикладной математики и Средневолжского математического общества под руководством профессора Е.В. Воскресенского (Саранск, 2006)

**Публикации:** Основные результаты опубликованы в [1]-[12].

**Структура и объем диссертации:** Диссертационная работа состоит из введения, пяти глав, разбитых на параграфы, приложения, библиографического списка литературы, включающего 71 работу отечественных и зарубежных авторов. Работа изложена на 129 листах машинописного текста.

#### **Краткое содержание работы:**

**Во введении** даётся обоснование актуальности темы диссертации, содержится краткий обзор работ по ее тематике, сформулированы основные результаты, полученные в работе.

**Глава 1** является вспомогательной. В ней даются определения предельного среднего и двойного среднего, приводится пространство  $l_1$ , логарифмическая норма оператора, ОПТРГ и ПРГ, рассматриваются некоторые свойства подпространств в  $l_1$ , которые будут использо-

зоваться в дальнейшем.

**Определение 1** Будем называть функцию  $\phi(t)$  предельным средним для цепи  $X(t)$ , если

$$\lim_{t \rightarrow \infty} |E\{X(t) | X(0) = k\} - \phi(t)| = 0$$

для любого  $k \geq 0$ .

**Определение 2** Если предел

$$E = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t E\{X(u) | X(0) = k\} du, \quad (0.1)$$

существует и не зависит от  $k$ , то  $E$  называется двойным средним для цепи  $X(t)$ .

В §1 главы 2 получены достаточные условия существования среднего и двойного среднего для бесконечного ПРГ с периодическими интенсивностями. Рассмотрена аппроксимация бесконечного ПРГ конечным ПРГ.

Пусть  $X(t)$ ,  $t \geq 0$ , нестационарный ПРГ с пространством состояний  $S = \{0, 1, \dots\}$ , и интенсивностями рождения  $\lambda_n(t)$ ,  $t \geq 0$ , и гибели  $\mu_n(t)$ ,  $t \geq 0$ ,  $n \in S$ .

Вероятности состояний ПРГ описываются системой:

$$\frac{d\mathbf{p}}{dt} = A(t)\mathbf{p}, \quad \mathbf{p} = \mathbf{p}(t), \quad t \geq 0. \quad (0.2)$$

Далее предполагается выполнение следующих условий:

$$\lambda_n(t) = \nu_n a(t), \quad \mu_n(t) = \eta_n b(t), \quad t \geq 0, \quad n \in S, \quad (0.3)$$

где

$$\mu_0 = 0, \quad 0 \leq \nu_n \leq L, \quad n = 0, \dots, \quad 0 < \eta_n \leq M, \quad n = 1, \dots \quad (0.4)$$

Пусть  $a(t)$ ,  $b(t)$  неотрицательны, 1-периодичны и интегрируемы на  $[0, 1]$ . Более того, предполагается, что для всех  $t \in [0, 1]$

$$a(t) \leq \mathbf{a}, b(t) \leq \mathbf{b}. \quad (0.5)$$

Возьмем последовательность положительных чисел  $1 = d_{-1} = d_0 \leq d_1 \leq \dots$ . Положим

$$\alpha_k(t) = \lambda_k(t) + \mu_{k+1}(t) - \frac{d_{k+1}}{d_k} \lambda_{k+1}(t) - \frac{d_{k-1}}{d_k} \mu_k(t), \quad , k \geq 0, \quad (0.6)$$

и

$$\begin{aligned} \alpha(t) &= \inf_k \alpha_k(t), \quad \alpha^* = \int_0^1 \alpha(t) dt, \\ M_0 &= \sup_{|t-s| \leq 1} \int_s^t \alpha(u) du, \quad \mathbb{M} = e^{M_0 + \alpha^*}, \quad \mathbb{W} = \inf_k \frac{\sum_{i=0}^{k-1} d_i}{k}. \end{aligned} \quad (0.7)$$

Введем обозначение:  $X_N$  - марковская цепь, полученная из  $X(t)$ , с состояниями  $\{0, 1, \dots, N\}$ .

**Теорема 1** Пусть существует последовательность  $\{d_i\}$  такая, что  $\alpha^* > 0$  и  $\omega = \inf_{k \geq 1} \frac{d_{k-1}}{k} > 0$ . Тогда существует предельное среднее  $\phi(t)$ , такое, что  $|E\{X(t)|X(0)=k\} - \phi(t)| \rightarrow 0$  при  $t \rightarrow \infty$  для любого  $k$ . Более того, верна следующая оценка для  $k=0$ :

$$|E\{X(t)|X(0)=k\} - \phi(t)| \leq \frac{\mathbb{M}^2 \mathbf{a} \nu_0}{\mathbb{W} \alpha^*} e^{-\alpha^* t}. \quad (0.8)$$

**Теорема 2** Пусть существует последовательность  $\{d_i\}$  такая, что  $\alpha^* > 0$ . Тогда для любого  $t \geq 0$

$$|E\{X(t)|X(0)=0\} - E\{X_N(t)|X_N(0)=0\}| \leq \frac{3t \mathbb{M} \mathbf{a} \nu_0 (L\mathbf{a} + M\mathbf{b})}{\mathbb{W}_N \alpha^*}, \quad (0.9)$$

где

$$W_N = \inf_{k \geq 0} \frac{\sum_{i=0}^k d_{N-1+i}}{N+k}. \quad (0.10)$$

**Теорема 3** Пусть существует последовательность  $\{d_i\}$  такая, что  $\alpha^* > 0$ . Тогда для любого  $t \geq 0$

$$|\phi(t) - E\{X_N(t)|X_N(0) = 0\}| \leq \frac{M^2 a \nu_0}{W \alpha^*} e^{-\alpha^* t} + \frac{3t M a \nu_0 (L a + M b)}{W_N \alpha^*}. \quad (0.11)$$

**Теорема 4** Пусть существует последовательность  $\{d_i\}$  такая, что  $\alpha^* > 0$  и  $\inf_{k \geq 1} \frac{d_{k-1}}{k} > 0$ . Тогда ПРГ имеет двойное среднее  $E$ . Более того, верны оценки

$$\left| E - \int_t^{t+1} E\{X(u)|X(0) = 0\} du \right| \leq \frac{M^2 a \nu_0}{W \alpha^*} e^{-\alpha^* t}, \quad (0.12)$$

и

$$\left| E - \int_t^{t+1} E\{X_N(u)|X_N(0) = 0\} du \right| \leq \frac{M^2 a \nu_0}{W \alpha^*} e^{-\alpha^* t} + \frac{3(t+1) M a \nu_0 (L a + M b)}{W_N \alpha^*}. \quad (0.13)$$

**Замечание 1** Неравенство (0.11) позволяет находить предельное среднее с заданной точностью. Для начала находим  $t$ , при котором первое слагаемое достаточно мало. Затем, зафиксировав полученное  $t$ , находим  $N$  так, чтобы второе слагаемое было достаточно мало ( $W_N \rightarrow \infty$  при  $N \rightarrow \infty$ ). Теорема 3 позволяет вычислять предельное среднее с заданной точностью.

**Замечание 2** Оценки (0.11) и (0.13) состоят из двух слагаемых. Для первого и второго слагаемых можно взять различные последовательности  $d_i$ , с целью их уменьшения.

**В §2 главы 2** получены достаточные условия существования среднего и двойного среднего для конечного ПРГ с периодическими интенсивностями. Рассмотрена аппроксимация конечного ПРГ конечным ПРГ с меньшим числом состояний.

**В §3 главы 2** рассмотрены системы массового обслуживания, описываемые нестационарными процессами рождения и гибели с интенсивностями, близкими к периодическим. Исследованы вопросы, связанные с существованием и построением предельных средних характеристик.

Пусть  $X(t)$ ,  $t \geq 0$ , – ”вспомогательный” неоднородный ПРГ с пространством состояний  $S = \{0, 1, \dots\}$ , интенсивности рождения  $\lambda_n(t)$ ,  $t \geq 0$ , и гибели  $\mu_n(t)$ ,  $t \geq 0$ ,  $n \in S$ , которого являются периодическими функциями от времени  $t$  с периодом, равным единице. Будем предполагать, что для вспомогательного процесса выполняются условия стандартные для ситуации с переменными интенсивностями (0.3)-(0.5):

Рассмотрим теперь основной (”возмущенный”) ПРГ  $X^*(t)$ ,  $t \geq 0$ , с тем же пространством состояний  $S$  и интенсивностями рождения  $\lambda_n^*(t)$ ,  $t \geq 0$ , и гибели  $\mu_n^*(t)$ ,  $t \geq 0$ ,  $n \in S$ , для которого выполнены аналогичные стандартные условия, а вместо 1-периодичности предполагается, что

$$\lambda_n^*(t) - \lambda_n(t) = \hat{\lambda}_n(t), \quad \mu_n^*(t) - \mu_n(t) = \hat{\mu}_n(t), \quad (0.14)$$

где ”возмущения” интенсивностей малы:  $|\hat{\lambda}_n(t)| \leq \varepsilon$ ,  $|\hat{\mu}_n(t)| \leq \varepsilon$  при всех  $t \geq 0$  и  $n \in S$ .

Как и в предыдущих параграфах, предполагается, что векторы вероятностей состояний рассматриваемых процессов описываются соответствующими прямыми системами Колмогорова.

Как и ранее, возьмем некоторую последовательность положительных чисел  $1 = d_{-1} = d_0 \leq d_1 \leq \dots$ . Аналогично определим функцию (0.6), и некоторые вспомогательные величины (0.7).

Введем еще одну величину:

$$\Gamma = \sup_k \left( 2 + \frac{d_{k+1}}{d_k} + \frac{d_{k-1}}{d_k} \right) \quad (0.15)$$

**Теорема 5** Пусть существует последовательность  $\{d_i\}$  такая, что  $\alpha^* > 0$ ,  $\inf_{k \geq 1} \frac{d_{k-1}}{k} > 0$ , а  $\Gamma < \infty$  и  $\alpha^* - \Gamma\epsilon > 0$ . Тогда вспомогательный ПРГ  $X(t)$  имеет 1-периодическое предельное среднее  $\phi(t)$ , причем для любого начального условия  $X^*(0) = k$  и всех  $t \geq 0$  справедлива оценка

$$|E \{X^*(t) | X^*(0) = k\} - \phi(t)| \leq \frac{M}{W} \left( e^{(-\alpha^* + \Gamma\epsilon)t} \left( \frac{Ma\nu_0}{\alpha^*} + \sum_{i=0}^k d_i \right) + \frac{\epsilon}{\alpha^* - \Gamma\epsilon} \left( 1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*} \right) \right). \quad (0.16)$$

**Теорема 6** Пусть выполнены условия теоремы 5. Тогда ПРГ  $X^*(t)$  имеет предельное среднее  $\phi^*(t)$ , причем выполняется неравенство

$$\overline{\lim}_{t \rightarrow \infty} |\phi(t) - \phi^*(t)| \leq \frac{M\epsilon}{W(\alpha^* - \Gamma\epsilon)} \left( 1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*} \right). \quad (0.17)$$

**Замечание 3** В отличие от случая, когда интенсивности ПРГ 1-периодичны, предельное среднее  $\phi^*(t)$  для ПРГ  $X^*(t)$  не обязано быть периодическим, а двойное среднее может и не существовать. Однако, некоторый более слабый аналог двойного среднего может быть оценен и в этой ситуации.

Введем обозначения (верхнее и нижнее средние) для ПРГ  $X^*(t)$ :

$$\begin{aligned} \bar{E}^* &= \overline{\lim}_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t E \{X^*(u) | X^*(0) = k\} du, \\ E^* &= \underline{\lim}_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t E \{X^*(u) | X^*(0) = k\} du. \end{aligned}$$

Заметим, что двойное среднее  $E$  для ПРГ с 1-периодическими интенсивностями находится, как среднее по периоду от предельного среднего:  $E = \int_0^1 \phi(t) dt$ . Поэтому из теоремы 6 получаем следствие 1.

**Следствие 1** *Пусть выполнены условия теоремы 5. Тогда ПРГ  $X^*(t)$  имеет верхнее и нижнее средние, причем выполняется неравенство*

$$E - \frac{M\epsilon}{W(\alpha^* - \Gamma\epsilon)} \left(1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*}\right) \leq E^* \leq \bar{E}^* \leq E + \frac{M\epsilon}{W(\alpha^* - \Gamma\epsilon)} \left(1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*}\right). \quad (0.18)$$

Рассмотрим теперь вопросы, связанные с построением предельного, верхнего и нижнего средних для ПРГ  $X^*(t)$ . Введем некоторые вспомогательные понятия. Пусть  $X_N(t)$ ,  $t > 0$  – "усеченный" ПРГ с пространством состояний  $S_N = \{0, 1, 2, \dots, N\}$  и 1-периодическими интенсивностями рождения  $\lambda_n(t)$ ,  $n \in S_{N-1}$ , и гибели  $\mu_n(t)$ ,  $n \in S_N$  (и матрицей интенсивностей  $A_N(t)$ ). Нижним индексом  $N$  будем обозначать соответствующие характеристики этого процесса.

Положим

$$W_N = \inf_{k \geq 0} \frac{\sum_{i=0}^k d_{N-1+i}}{N+k}. \quad (0.19)$$

Рассмотрим приближенное вычисление  $E\{X^*(t) | X^*(0) = k\}$ , которое позволит вычислить и предельное среднее  $\phi^*(t)$ .

**Теорема 7** *Пусть выполнены условия теоремы 5. Тогда при любых  $N, k$  и всех  $t \geq 0$  выполняется неравенство*

$$|E\{X^*(t) | X^*(0) = k\} - E\{X_N(t) | X(0) = 0\}| \leq \frac{M^2 a \nu_0}{W \alpha^*} e^{-\alpha^* t} + \frac{3t M a \nu_0 (L a + M b)}{W_N \alpha^*} + \quad (0.20)$$

$$\frac{M}{W} \left( e^{(-\alpha^* + \Gamma\epsilon)t} \left( \frac{Ma\nu_0}{\alpha^*} + \sum_{i=0}^k d_i \right) + \frac{\epsilon}{\alpha^* - \Gamma\epsilon} \left( 1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*} \right) \right).$$

Следующее утверждение позволяет приближенно вычислять верхнее и нижнее средние для  $X^*(t)$ .

**Теорема 8** Пусть выполнены условия теоремы 5. Тогда при любом  $N$  и всех  $t \geq 0$  выполняется неравенство

$$\begin{aligned} \left| \bar{E}^* - \int_t^{t+1} E \{ X_N(u) | X(0) = 0 \} du \right| \leq \\ \frac{M\epsilon}{W(\alpha^* - \Gamma\epsilon)} \left( 1 + \frac{\Gamma Ma\nu_0}{\alpha^*} \right) + \frac{M^2 a\nu_0}{W\alpha^*} e^{-\alpha^* t} + \frac{3(t+1)Ma\nu_0(La + Mb)}{W_N\alpha^*}. \end{aligned} \quad (0.21)$$

Такая же оценка справедлива и для  $\underline{E}^*$ .

В §1 главы 3 получены достаточные условия существования среднего и двойного среднего для конечного ОПТРГ с периодическими интенсивностями. Показаны способы вычисления средних.

Пусть  $A(t)$  – матрица интенсивностей нашей цепи, далее всюду будем предполагать, что  $A(t)$  1-периодична и интегрируема на  $[0, 1]$ . Введем ”усредненную” матрицу

$$A_0 = \int_0^1 A(t) dt. \quad (0.22)$$

**Определение 3** Состояние  $i$  для однородной марковской цепи  $X(t)$  называется достижимым, если для любого  $j$  существует  $t$ , при которых выполняется:  $p_{ji}(t) > 0$ .

**Теорема 9** Пусть однородная цепь с матрицей интенсивностей  $A_0$  имеет достижимое состояние. Тогда марковская цепь  $X(t)$  с 1-периодической матрицей интенсивностей  $A(t)$  слабо эргодична, имеет 1-периодические предельный режим  $\pi(t)$  и предельное среднее  $\phi(t)$ , а

также двойное среднее  $E$ , причем найдутся  $\alpha > 0$  и натуральное  $m_*$  такие, что при всех натуральных  $n$

1) при всех  $t \geq m_* n$

$$\|\mathbf{p}(t) - \pi(t)\| \leq 2(1 - \alpha)^n \quad (0.23)$$

для любого  $\mathbf{p}(0)$ ,

2) при всех  $t \geq m_* n$

$$|E\{X(t) | X(0) = k\} - \phi(t)| \leq 2N(1 - \alpha)^n \quad (0.24)$$

для любого  $k$ ,

3) для любого  $k$

$$\left| \int_{m_* n}^{m_* n + 1} E\{X(t) | X(0) = k\} dt - E \right| \leq 2N(1 - \alpha)^n. \quad (0.25)$$

**В главе 4** приводятся описания некоторых моделей, для которых могут использоваться полученные результаты.

**В главе 5** рассмотрено применение полученных результатов для решения конкретных задач: система с неограниченным числом мест ожидания, система с ограниченным числом мест ожидания, простейшие модели эпидемий.

**Система с неограниченным числом мест ожидания** Пусть система в каждый произвольный момент времени может находиться в одном из состояний  $E_0, E_1, E_2, \dots$  множество которых конечно или счетно. Пусть, за промежуток длительности  $h$  система из состояния  $E_n$  в момент времени  $t$  с вероятностью  $\lambda_n(t)h + o(h)$  переходит в состояние  $E_{n+1}$  и с вероятностью  $\mu_n(t)h + o(h)$  - в состояние  $E_{n-1}$ . Вероятность того, что система за промежуток времени  $(t, t+h)$  перейдет в состояние  $E_{n+k}$  или в состояние  $E_{n-k}$  при  $k > 1$ , бесконечно малы по

сравнению с  $h$ . Вероятность того, что система за тот же промежуток времени останется в состоянии  $E_n$  равна  $1 - \lambda_n(t)h - \mu_n(t)h + o(h)$ .

Случайные процессы такого типа являются процессами рождения и гибели. Если под  $E_n$  понимать событие, состоящее в том, что численность популяции равна  $n$ , то переход  $E_n \rightarrow E_{n+1}$  означает, что численность популяции увеличилась на единицу. Точно также на переход  $E_n \rightarrow E_{n-1}$  следует смотреть как на гибель одного члена популяции.

Задавая  $\lambda_n(t)$  и  $\mu_n(t)$ , можно получить различные модели. В частности, рассматривается применение к системам массового обслуживания(СМО).

Например рассмотрим применение к СМО с неограниченным числом мест ожидания.

Пусть имеется  $m$  обслуживающих приборов, каждый из которых доступен, когда он свободен, для каждого из поступающих в систему требований и одновременно способен обслуживать только одно требование. Каждое требование, поступившее в систему, начинает обслуживаться немедленно, если в ней имеется хотя бы один свободный прибор. Когда поступает требование и все приборы заняты, то оно сохраняется.

Основным предметом поиска является среднее число требований в системе (в единицу времени - предельное среднее, вообще - двойное среднее).

Для данной модели имеем:

$$\lambda_n(t) = \lambda(t), \mu_0(t) = 0, \mu_n(t) = n\mu(t) \text{ при } n \leq m, m\mu(t) \text{ при } n > m.$$

Следующий пример показывает, как на практике могут быть использованы полученные результаты.

---

Возьмем  $X(t)$ ,  $t \geq 0$ , нестационарный ПРГ с пространством со-

стояний  $E = \{0, 1, \dots\}$ , и интенсивностями рождения  $\lambda_n(t)$ ,  $t \geq 0$ , и гибели  $\mu_n(t)$ ,  $t \geq 0$ ,  $n \in E$ .

**Пример 1** Пусть  $a(t) = 1 + \sin 2\pi t$  и  $b(t) = 4 + 2\cos 2\pi t$  (период  $T = 1$ ). Согласно (0.3) имеем  $\nu_n = \eta_n = 1$ , используя (0.4), получаем  $L = M = 1$  и из (0.5) имеем  $a = 2$ ,  $b = 6$ .

Пусть  $d_k = 2^k$ ,  $k \geq 0$ .

Тогда согласно (0.6)  $\alpha(t) = 1 - \sin 2\pi t + \cos 2\pi t$ ,

Далее используем (0.7):

$$\begin{aligned} \alpha^* &= \int_0^1 \alpha(t) dt = 1, \quad M_0 = \sup_{|t-s| \leq 1} \int_s^t \alpha(u) du = 1 + \frac{1}{2\pi} u \\ \mathbb{M} &= e^{M_0 + \alpha^*} = e^{2 + \frac{1}{2\pi}} < 10, \quad \mathbb{W} = \inf_k \frac{\sum_{i=0}^{k-1} d_i}{k} = 1 \text{ и } \mathbb{W}_N = \inf_{k \geq 0} \frac{\sum_{i=0}^k 2^{N-1+i}}{N+k} = \\ &\frac{2^{N-1}}{N}. \end{aligned}$$

Используя теоремы 1, 2 и 3, получаем:

$$\begin{aligned} |E\{X(t) | X(0) = 0\} - \phi(t)| &\leq 200e^{-t} \\ |E\{X(t) | X(0) = 0\} - E\{X_N(t) | X_N(0) = 0\}| &\leq \frac{480Nt}{2^{N-1}} \end{aligned}$$

и

$$|\phi(t) - E\{X_N(t) | X_N(0) = 0\}| \leq 200e^{-t} + \frac{480Nt}{2^{N-1}}.$$

По теореме 4 получаем

$$\left| \mathbb{E} - \int_t^{t+1} E\{X(u) | X(0) = 0\} du \right| \leq 200e^{-t},$$

и

$$\left| \mathbb{E} - \int_t^{t+1} E\{X_N(u) | X_N(0) = 0\} du \right| \leq 200e^{-t} + \frac{480N(t+1)}{2^{N-1}}.$$

Для того, чтобы полученные выше оценки выполнялись, можно взять  $t = 17$ ,  $N = 39$ .

Таким образом, для  $t = 17$ ,  $N = 39$  получаем  $|\mathbb{E} - 0,38312| \leq 10^{-5}$ .

График 1 для предельного среднего  $\phi(t)$  когда  $t$  изменяется от 17 до 18.

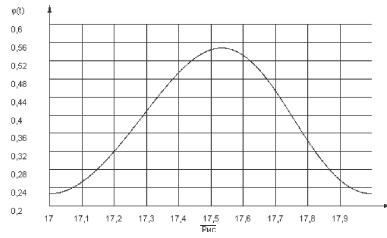


Рис 1:  $\phi(t)$ , for  $t \in [17, 18]$

## Простейшие модели эпидемий

**Пример 2** Процесс, описывающий модель сезонной эпидемии с двумя типами индивидов: здоровыми (восприимчивыми) и больными, с возможным увеличением (уменьшением) на единицу каждого типа, а также с переходом из одного типа в другой, и максимальным количеством индивидов каждого класса  $N_i$ ,  $i = 1, 2$ . Будем предполагать, что интенсивности рождения и гибели для каждого типа индивидов постоянны и равны 1, а интенсивности заражения и выздоровления есть  $0,5 + 0,4 \cos(2\pi t)$  и  $0,5 + 0,5 \sin(2\pi t)$  соответственно. Вместе с  $\phi(t)$  и  $E$ , представляющими собой средние характеристики всей популяции, особый интерес представляют соответствующие средние  $\phi_i(t)$  и  $E_i$  для каждого класса индивидов ( $i = 1, 2$ ). Тогда при  $N_1 = N_2 = 3$  получаем  $\alpha > 0,096847$  и для вычисления средних с приемлемой точностью (0,000001) приходится брать  $t > 150$ . При этом находим двойные средние  $E_1 = 1,005133$ ,  $E_2 = 0,994866$ .

На рисунке 2 изображен график среднего  $\phi_1(t)$  (достаточно взять  $150 \leq t \leq 151$ );

на рисунке 3 изображен график среднего  $\phi_2(t)$ .

**Приложение** содержит исходные тексты программы, с помощью которой проводились вычисления.

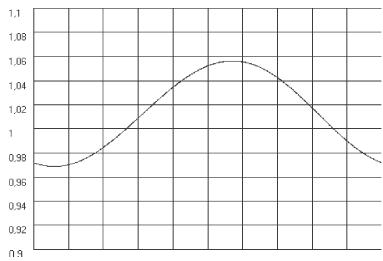


Рис 2:  $\phi(t)$ , for  $t \in [150, 151]$

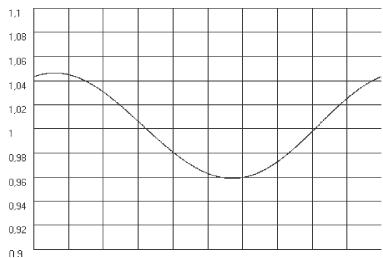


Рис 3:  $\phi(t)$ , for  $t \in [150, 151]$

Автор выражает искреннюю благодарность доктору физико - математических наук, профессору Зейфману А.И. за постоянное внимание к работе и всестороннюю поддержку.

## **Публикации в изданиях, рекомендованных ВАК**

- [1] Зейфман А.И., Сатин Я.А. Средние характеристики марковских систем обслуживания // Автоматика и телемеханика, 2007, 9, 122-134

## **Остальные публикации**

- [2] S.Leorato, E.Orsingher, Ya.Satin, G.Shilova, A. Zeifman (2004). On some limits for nonhomogeneous birth and death processes. Trans.

of 24 Seminar of Stability Problems for Stochastic Models, Jurmala, Latvia, 52-53

- [3] S.Leorato, E.Orsingher, Ya.Satin, G.Shilova, A. Zeifman On some characteristics for nonhomogeneous birth and death processes // Труды участников международной школы-семинара по геометрии и анализу. Ростов-на-Дону, 2004, 283 - 284.
- [4] A. Zeifman, S.Leorato, E.Orsingher, Ya.Satin, G.Shilova. Some universal limits for nonhomogeneous birth and death processes. // Queueing Systems 52 ,2006, 139-151
- [5] Зейфман А.И., Сатин Я.А., Шилова Г.Н., Орсингер Э. О построении двойного среднего для неоднородных процессов рождения и гибели //Современные проблемы теории функций и их приложения. Тезисы докладов зимней школы. Саратов, 2004, 283-284.
- [6] Зейфман А.И., Сатин Я.А. О некоторых средних характеристиках конечных марковских цепей с непрерывным временем // Стат. методы оценивания и проверки гипотез. Пермь, ПГУ, 2005, 168-175.
- [7] Ya.Satin, G.Shilova, A.Zeifman On some characteristics for finite nonhomogeneous birth and death processes// Trans. of 25 Seminar of Stability Problems for Stochastic Models, Salerno. Italy, 2005, 250-257
- [8] Зейфман А.И., Сатин Я.А., Шилова Г.Н. Оценки средних некоторых неоднородных процессов рождения и гибели // Труды участников международной школы-семинара по геометрии и анализу. Ростов-на-Дону, 2006.

- [9] Зейфман А.И., Сатин Я.А. Об оценках средних характеристик некоторых процессов рождения и гибели // Стат. методы оценивания и проверки гипотез. Пермь, ПГУ, 2006.
- [10] Сатин Я.А. Предельные средние характеристики неоднородных процессов рождения и гибели с периодическими интенсивностями. // Саранск: Средневолжское математическое общество, 2006, препринт N 94.
- [11] A.Zeifman, Ya. Satin, G. Shilova Bounds of the mean for some nonhomogeneous birth and death processes // Trans. of 26 Seminar of Stability Problems for Stochastic Models, Sovata-Bai, Romania, 2006, 91-92.
- [12] Зейфман А.И., Панфилова Т. Л., Сатин Я. А., Шилова Г. Н., Лукина М. А. Исследование специальных свойств некоторых линейных систем дифференциальных уравнений // Дифференциальные уравнения. Известия РАН, 2006, 11, 90-93.