

Всесоюзное научно-техническое общество
радиотехники, электроники и связи им. А. С. Попова
Областное правление
Тонский государственный университет им. В. В. Куйбышева
Одесский электротехнический институт связи им. А. С. Попова
Центральный район ЖСГУ г. Одессы

Республиканская
научно-техническая школа-семинар
"Анализ и синтез систем массового обслуживания и сетей ЭВМ"

ТЕЗИСЫ ДОКЛАДОВ

Часть I

Одесса - 1990

СО Д Е Р Ж А Н И Е

Андронов А.М., Яцкив И. *. Вероятностная модель много- компонентной системы	3
Анисимов В.Р., Алиев А.О. Аппроксимация характеристик обслуживания в перегруженных системах	5
Анисимов В.В., Петренко О.Р. Адаптивная оптимизация характеристик марковских систем обслуживания	13
Апласович В.В. Использование производящих функционалов для анализа систем массового обслуживания	16
Бродецкий Г.Л., Бакина Е.И., Буценко Ю.П. Повышение эффективности сетевых моделей СМО технологическими методами	19
Гольшева Н.М., Федоткин М.А. Исследование свойств времени нагрузки для системы обслуживания периодических потоков	24
Гончаров С.А. Проектирование исходной топологии кольце- вой сети АСУ ТП	26
Горцев А.М., Баранник В.Г. Численный алгоритм нелиней- ной спинальной фильтрации дважды стохастических пуассонов- ских потоков	28
Гуревич И.М. Закрытая совокупность статистической и динамических моделей сетевых систем	30
Гуревич И.М. Метод быстрого логического анализа сетевых систем	39
Даниленко Е.Л., Воротникова О.З. Анализ системы обслу- живания с ненадежным прибором по цензурированным данным ...	44
Демин В.К. Взаимосвязь процедур маршрутизации и распре- деления потоков при оптимизации управления коммутируемыми сетями	46
Дудин А.Э. Динамическая реорганизация баз данных в вычислительных сетях при групповом поступлении запросов ...	50
Дудин А.Н., Удалов Э. Оптимальное гистерезисное управле- ние двухскоростной системой массового обслуживания с инер- ционным переключением	54
Емельянов Ю.И. Анализ временных характеристик вычисли- тельного комплекса системы группового программного управ- ления технологическим оборудованием	61
Жданов В.С., Матвеевский И.А., Саксонов Е.А. Об исследо- вании вычислительной сети методом деконпозиции	67
Жукова И.З., Виноградов Н.А. Экспериментальные исследо- вания модели сети БУСЕТМЕТ в условиях АСУТП	73

Закусило О.К. Некоторые проблемы теории хранения запасов и связанные с ними задачи теории массового обслуживания	80
Зеркальцев А.В. Исследование режимов распределения буферной памяти узла пакетной коммутации	82
Катлега С.С. Оптимизация подключения несимметричного резервного канала к СМО в нестационарных условиях	85
Бликенко В.Е. Расчет характеристик системы M/G/1, функционирующей в синхронной случайной среде	87
Ковалев Е.А. Модель сети передачи данных, учитывающая старение сообщений	91
Коротков И.А., Спивак Л.Р. Система массового обслуживания M/M/1/∞ в полумарковской случайной среде	94
Кувшинова Е.Б., Федоткин М.А. Управление конфликтными транспортными потоками Барнетта в классе однородных алгоритмов с ориентацией и переналадками	98
Лазарев Ю.В. Оптимизация процессов управления потоками в информационных сетях в условиях отказов элементов сети ..	101
Лапто П.М. Система массового обслуживания, интерпретирующая работу узла передачи данных	108
Лебедев В.А., Чечельницкий А.А. О диффузной аппроксимации сетей обслуживания	112
Лукашук Л.И., Семенченко Ю.А. Диффузионная аппроксимация сети с устаревающими требованиями	119
Лунева П.В. О частоте переключения режимов работы двухскоростной системы массового обслуживания при гистерезисной стратегии управления	116
Магачковский Ю.В. Мультипликативность стационарного распределения марковских сетей обслуживания	120
Марков А.В. О системе M/G/1, функционирующей в циклической случайной среде с гиперэкспоненциальными временами пребывания	127
Медведев Г.А. О вероятностно - временных характеристиках марковских локальных вычислительных сетей с протоколом маркерного доступа	131
Медведев Г.А., Калмычков А.И. Временные характеристики марковских систем с множественным доступом	136
Медриш М.А. "Сворачивание" размерности в моделях оценки ВДУ сетей передачи данных	141
Мещников А.Э., Пономаренко Л.А. Математическая модель для исследования вычислительных систем с совместным занятием ресурсов	145

<i>Морозов Е.В. Регенеративная декомпозиция сетей обслуживания</i>	<i>150</i>
<i>Мостинский Р.С. Определение финальных вероятностей состояний в СМО с потерями при поступлении групп кадров случайного объема</i>	<i>152</i>
<i>Базаров А.А. Анализ математической модели протокола случайного множественного доступа сети ETHERNET</i>	<i>157</i>
<i>Печинкин А.В., Ури Э.Э. Аналитическая модель для расчета твиза адаптивной коммутации с ОКС ИС</i>	<i>163</i>
<i>Попов А.Ю., Митковская О.А. Определение пропускной способности сети ЭВМ аналитическими методами</i>	<i>170</i>
<i>Пороцкий С.М., Дружинин В.Н. О применении точных и приближенных методов при расчете сетей с блокировками и совместным использованием ресурсов</i>	<i>173</i>
<i>Прегер М.Л. Нахождение асимптотически оптимальных управлений в многолинейной СМО с формированием очередей, динамическими приоритетами и мгновенным переключением ...</i>	<i>179</i>
<i>Пушкин С.Г. Укрупнение узлов замкнутой кадровской сети</i>	<i>186</i>
<i>Пяткова С.И. Двусторонняя оценка надежности системы с программным резервированием</i>	<i>187</i>
<i>Ревинский В.В., Тихоненко О.М. Определение вероятности потери в однолинейной системе обслуживания требований случайной длины с ограничениями</i>	<i>192</i>
<i>Решетникова И.Д. Приближенный анализ системы массового обслуживания, функционирующей в случайной среде</i>	<i>191</i>
<i>Розов М.М. Об одном методе нахождения оптимальных динамических приоритетов для одноканальной СМО</i>	<i>200</i>
<i>Рыков В.В. Дискретно управляемые полурегенерирующие процессы в задаче управления системой массового обслуживания</i>	<i>202</i>
<i>Гомкин В.И. Ядерные оценки распределения длины требований для системы с дисциплиной разделения процессора</i>	<i>207</i>
<i>Саксонов В.А. Многоканальная СМО со стохастическим управлением диспетчеризацией и групповым обслуживанием</i>	<i>212</i>
<i>Сенькова О.А., Терпугов А.Ф. функция корреляции виртуального времени ожидания в однолинейной СМО</i>	<i>218</i>
<i>Сигапов Г.Г., Ледерсоляский А.М. Применение уравнений моментов для расчета сложных сетевых моделей массового обслуживания</i>	<i>224</i>
<i>Скляревич Ф.К. Анализ и оптимизация функционирования многоуровневой системы с перестройкой</i>	<i>231</i>

Суденко С.П. Анализ задержки в виртуальном канале сети ATM	232
Терпугов А.Ф., Хатимов Э.К. СМО с переменной интенсивностью обслуживания, управляемой порядковым номером заявки	236
Тихоненко О.М. Система обслуживания требований случайной длины с ограниченной памятью и ограниченным ожиданием..	243
Хомичков И.И. Модель локальной вычислительной сети с I-настойчивым протоколом CSMA/CD	249
Чекменел В.А., Чекменева Т.Д. Оптимизация управляемой СМО как решение беспоглощенной игры	256

Получ. печати 24.04.87г. Формат А⁰ 24 1/16.
Объем 16,5л. в. Заказ № 1594. Тираж 500 экз.
Горьковская Опесового облкомгравиздательств[№]3.
Листов 48.

АНАЛИЗ ЗАДЕРЖКИ В ВИРТУАЛЬНОМ КАНАЛЕ СЕТИ ЭВМ

Сущенко С. П.

Одним из наиболее значимых показателей качества обслуживания абонентов сети ЭВМ является сквозная задержка информации пользователя в виртуальном канале. Важным аспектом эффективной организации процесса транспортировки данных является вопрос выбора длительности тайм-аута ожидания подтверждения на сквозную доставку информации удаленным абонентам. Известные подходы [1,2] к решению этой проблемы позволяют изучать влияние длительности тайм-аута неприема квитанции на операционные характеристики процесса передачи данных при заданных распределениях времени переноса информационных пакетов и подтверждений между корреспондирующими абонентами. При этом явно не учитывается специфика сквозной транспортировки по многозвенному виртуальному соединению и вопрос адекватности : задаваемых распределений реальному процессу передачи данных не рассматривается и остается открытым.

В данной работе предложен подход к построению распределения времени передачи информационного пакета в виртуальном канале с искажениями, на основе которого проводится анализ влияния длительности тайм-аута неприема квитанции на операционные характеристики процесса транспортировки данных. Рассматривается многозвенное виртуальное соединение длины D , выраженной в количестве межузловых связей. Предполагается, что каждое звено виртуального соединения управляется старт-стопной процедурой обмена [2] и имеет одинаковые длительности цикла передачи пакета t от начала вывода его в линию связи до момента получения квитанции. С вероятностью $R_d, d=1, D$ в каждом звене происходит искажение информационных пакетов и согласно управляющей процедуре осуществляется их повторная передача. Считается, что число повторных передач неограничено. Тогда время безошибочной передачи пакета по d -му межузловому соединению является случайной величиной, кратной длительности цикла t и распределенной по геометрическому закону с параметром $1-R_d$.

Предполагается также, что отправка пакета на каждом участке виртуального соединения начинается только после того, как он без искажений был передан по предыдущему участку пу.и. Считается, что сквозная транспортировка данных организована следующим образом. На передачу пакета удаленному адресату и получение от него ответной квитанции выделяется тайм-аут длительностью n интервалов размера t . При неполучении квитанции за время тайм-аута отправитель организует повторную передачу. Количество сквозных повторных передач также полагается неограниченным.

Найдем вероятность сквозной передачи информационного пакета $P_D(k)$ по виртуальному соединению длины D ровно за k интервалов длительности t . Очевидно, что число интервалов должно удовлетворять условию $k \geq D$. Пусть $D=1$. Тогда $P_1(k) = (1-R)R^{k-1}$. При $D=2$ функция вероятностей задается следующим соотношением:

$$P_2(k) = (1-R_1)(1-R_2) \sum_{i=0}^{k-2} R_1^i R_2^{k-2-i} = (1-R_1)(1-R_2) \left[\frac{R_1^{k-1}}{R_1-R_2} + \frac{R_2^{k-1}}{R_2-R_1} \right].$$

Если $D=3$, то искомая вероятность $P_3(k)$ принимает вид.

$$P_3(k) = (1-R_1)(1-R_2)(1-R_3) \sum_{i=0}^{k-3} R_1^i \sum_{j=0}^{k-2-i} R_2^j R_3^{k-2-i-j} = (1-R_1)(1-R_2)(1-R_3) \left[\frac{R_1^{k-1}}{(R_1-R_2)(R_1-R_3)} + \frac{R_2^{k-1}}{(R_2-R_1)(R_2-R_3)} + \frac{R_3^{k-1}}{(R_3-R_1)(R_3-R_2)} \right].$$

Для произвольного D функция вероятностей определится следующим образом:

$$P_D(k) = \prod_{d=1}^D (1-R_d) \sum_{d_1=0}^{S_1} R_1^{d_1} \dots \sum_{d_{D-2}=0}^{S_{D-2}} R_{D-2}^{d_{D-2}} \sum_{d_{D-1}=0}^{S_{D-1}} R_{D-1}^{d_{D-1}} R_D^{S_D} \quad (1)$$

$$S_d = k - D - \sum_{i=1}^{d-1} d_i.$$

Последовательно выполняя суммирование в данном соотношении, получаем:

$$P_D(k) = \prod_{d=1}^D (1-R_d) \sum_{d=1}^D R_d^{k-d} / \prod_{i=1}^D (R_d - R_i). \quad (2)$$

Отсюда при $k=D$ приходим к ожидаемому результату: $P_D(D) = \prod_{d=1}^D (1-R_d)$. Во многих практических случаях для виртуального соединения выполняется равенство $R_d = R$, $d=1, \overline{D}$, свидетельствующее о статистической однородности искажений в различных звеньях тракта пере-

даци данных. При данном условии в выражении (2) возникает неопределенность вида 0/0. - Для получения значений $P_D(k)$ здесь необходимо выполнить $(D-1)!$ достаточно трудоемких операций раскрытия неопределенности. Найдем $P_D(k)$ из определения (1):

$$P_D(k) = (1-R)^D R^{k-D} \sum_{d_1=0}^{S_1} \dots \sum_{d_{D-1}=0}^{S_{D-1}} 1.$$

Используя соотношение для суммы вида [3] $\sum_{k=1}^n \prod_{i=0}^m (k+i) = \frac{1}{m+2} \prod_{i=0}^{m+1} (n+i)$, отсюда получаем:

$$P_D(k) = \binom{k-1}{D-1} (1-R)^D R^{k-D}. \quad (3)$$

Данную зависимость можно переписать в рекуррентном виде:

$$P_{D+1}(k) = P_D(k) \frac{(k-D)(1-R)}{DR},$$

$$P_D(k+1) = P_D(k) \frac{kR}{k-D+1}.$$

Нетрудно видеть, что при $R=0$ функция вероятностей (3) преобразуется к: $P_D(D)=1$; $P_D(k)=0$, $k>D$.

Важным операционным параметром виртуального соединения является вероятность сквозной передачи пакета за заданное время тайм-аута:

$$P_D = \sum_{k=D}^n P_D(k). \quad (4)$$

Для статистически неоднородного виртуального канала ($R_i \neq R_j$, $i, j = \overline{1, D}$, $i \neq j$) вероятность P_D с учетом (2) принимает вид:

$$P_D = \sum_{d=1}^D (R_d^D - R_d^n) \prod_{i=1}^D \frac{1-R_i}{R_d - R_i}.$$

Найдем зависимость P_D от параметров статистически однородного виртуального канала. Используя соотношения для сумм вида $\sum_{k=0}^n k^s x^k$, $s = \overline{0, 3}$ [3], из определения (4), с учетом (3) при $D = \overline{1, 4}$ имеем:

$$P_1 = 1 - R^n,$$

$$P_2 = 1 - R^n - nR^{n-1}(1-R),$$

$$P_3 = 1 - R^n - nR^{n-1}(1-R) - \frac{n(n-1)}{2} R^{n-2}(1-R)^2,$$

$$P_4 = 1 - R^n - nR^{n-1}(1-R) - \frac{n(n-1)}{2} R^{n-2}(1-R)^2 - \frac{n(n-1)(n-2)}{2 \cdot 3} R^{n-3}(1-R)^3.$$

Отсюда нетрудно видеть, что для произвольного D значения P_D

необходимо искать в виде:

$$P_D = P_{D-1} - K_D \prod_{i=0}^{D-2} (n-i) R^{n-D+1} (1-R)^{D-1}, \quad P_0 = 1, \quad (5)$$

где K_D - неизвестный коэффициент. Если $n=D$, то по определению (4) $P_D = (1-R)^D$. С другой стороны, согласно (5) получаем:

$$(1-R)^D = 1 - \sum_{d=0}^{D-1} K_{d+1} \left[\prod_{i=0}^{d-1} (D-i) \right] R^{D-d} (1-R)^d.$$

Данное равенство становится тождественным только в том случае, если сомножители при степенях R и $1-R$ являются коэффициентами бинома Ньютона степени D . Тогда $K_d = 1/(d-1)!$, и соотношение для P_D можно записать следующим образом:

$$P_D = 1 - \sum_{d=0}^{D-1} \binom{n}{d} R^{n-d} (1-R)^d.$$

Теперь найдем среднее время передачи пакета до абонента при заданной длительности тайм-аута n :

$$\bar{N}_D = \frac{\sum_{k=D}^n k P_D(k)}{\sum_{k=D}^n P_D(k)}.$$

Для статистически неоднородного тракта пер. определение переписывается в виде:

$$\bar{N}_D = \frac{\prod_{i=0}^D (1-R_i)}{P_D} \sum_{d=1}^D \frac{1}{\prod_{i=0}^{d-1} (R_d - R_i)} \sum_{k=D}^n k R_d^{k-1}.$$

Выполняя подстановку $1=k-D$ и используя выражение для конечной суммы арифметико-геометрической прогрессии, отсюда получаем:

$$\bar{N}_D = \frac{1}{P_D} \sum_{d=1}^D \left[D R_d^{D-1} - (D-1) R_d^D - (n+1) R_d^n + n R_d^{n+1} \right] \frac{1}{1-R_d} \prod_{i=0}^{d-1} \frac{1-R_i}{R_d - R_i}.$$

При $n=D$ данное соотношение, как и следовало ожидать, принимает значение $\bar{N}_D = D$.

Найдем величину \bar{N}_D для статистически однородного тракта передачи данных: $\bar{N}_D = \bar{n}_D / P_D$, где $\bar{n}_D = \sum_{k=D}^n k P_D(k) = D \frac{(1-R)^D}{R} \sum_{k=1}^n R^k \left(\frac{k}{D}\right)$.

При $D=1, 2$ данное соотношение принимает вид:

$$\bar{n}_1 = \frac{1}{1-R} \left[1 - R^{n+1} - (n+1)(1-R)R^n \right];$$

$$\bar{n}_2 = \frac{2}{1-R} \left[1 - R^{n+1} - (n+1)(1-R)R^n - \frac{(n+1)n}{2} (1-R)^2 R^{n-1} \right];$$

$$\bar{n}_3 = \frac{3}{1-R} \left[1 - R^{n+1} - (n+1)(1-R)R^n - \frac{(n+1)n}{2} (1-R)^2 R^{n-1} - \frac{(n+1)n(n-1)}{2 \cdot 3} (1-R)^3 R^{n-2} \right].$$

Для произвольного D значения \bar{n}_D будем искать в виде:

$$\bar{n}_D = \frac{D}{1-R} \left[1 - \sum_{d=0}^D (1-R)^d R^{n+1-d} X_d \prod_{i=0}^{d-1} (n+1-i) \right], \quad (6)$$

где X_d - неизвестные коэффициенты. При $n=D$ $\bar{n}_D = D(1-R)^D$. С другой стороны в соответствии с (6) имеем:

$$(1-R)^{D+1} = 1 - \sum_{d=0}^D (1-R)^d R^{D+1-d} X_d \prod_{i=0}^{d-1} (D+1-i).$$

Данное равенство обращается в тождество, если X_d дополняют сомножители при степенях R и 1-R до биномиальных коэффициентов. Тогда $X_d = 1/d!$ и выражение для \bar{n}_D можно записать так:

$$\bar{n}_D = \frac{D}{P_D(1-R)} \left[1 - \sum_{d=0}^D R^{n+1-d} (1-R)^d \binom{n+1}{d} \right].$$

Отсюда видно, что при неограниченной длительности тайм-аута ($n \rightarrow \infty$) $\bar{n}_D = D/(1-R)$. Перейдем к анализу сквозной задержки одноконтурного пакета.

Время элементарного цикла сквозной передачи данных складывается из времени доставки пакета удаленному абоненту и времени получения квитанции отправителем информации. Будем считать, что данные и квитанции переносятся пакетами одного размера, т.е. квитанции переносятся в информационных пакетах встречного потока. Тогда, поскольку при неполучении квитанции за время тайм-аута отправитель передает пакет повторно, а число сквозных повторных передач неограничено, то средняя сквозная задержка пакета, выраженная в количестве интервалов длительности t , составит:

$$T_D = \sum_{i=1}^{\infty} [(i-1)n + \bar{n}_{2D}] (1-P_{2D})^{i-1} P_{2D} = \frac{n(1-P_{2D})}{P_{2D}} + \bar{n}_{2D}. \quad (7)$$

Если предположить, что прямой и обратный каналы связи отдельных звеньев тракта передачи данных имеют несовпадающие вероятности искажения пакетов, то данное соотношение можно переписать следующим образом:

$$T_D = \frac{1}{P_{2D}} \left[n - \sum_{i=1}^{2D} \frac{(n-2D)R_i^{2D-1} - (n-(2D-1))R_i^{2D} + R_i^n}{1-R_i} \prod_{j=i}^{2D} \frac{1-R_j}{R_j - R_i} \right].$$

При $n=2D$ $T_D = 2D / \prod_{i=1}^{2D} (1-R_i)$. Неограниченная длительность тайм-аута ($n \rightarrow \infty$) дает значение задержки

$$T_D = 2D + \sum_{d=1}^{2D} \frac{R_d}{1-R_d} \prod_{i=1}^{2D} \frac{1-R_i}{R_d-R_i}.$$

Для случая статистически однородного тракта передачи задержка (7) принимает вид:

$$T_D = \frac{2D \cdot \sum_{d=0}^{2D-1} (1-R)^d R^{n-d} (2D-d) \binom{n}{d}}{(1-R) P_{2D}}. \quad (8)$$

Отсюда нетрудно видеть, что $n=2D$ дает $T_D = 2D/(1-R)^{2D}$, а $n \rightarrow \infty$ приводит к $T_D = 2D/(1-R)$.

Анализ показывает, что временной сред процесс сквозной транспортировки одиночного пакета по многоканальному тракту совпадает с передачей мультипакетного сообщения по виртуальному соединению, состоящему из одного участка переприема. При этом операционные характеристики (функция вероятностей, функция распределения и среднее время доведения до адресата) процесса сквозной доставки пакета по виртуальному соединению длины D и процесса передачи сообщения из $N=D$ пакетов по одноканальному виртуальному каналу полностью совпадают. Тогда для средней задержки мультипакетного сообщения при сквозном подтверждении верности его передачи в целом информационными пакетами встречного потока по аналогии с (8) справедливо:

$$T_M = \frac{N+1 - \sum_{i=0}^N (1-R)^i R^{n-i} (N+1-i) \binom{n}{i}}{(1-R) P_{N+1}}.$$

Данная задержка для длительности тайм-аута $n=N+1$ и $n \rightarrow \infty$ соответственно составит: $T_M = (N+1)/(1-R)^{N+1}$ и $T_M = (N+1)/(1-R)$.

ЛИТЕРАТУРА

1. Fayolle G., Gelenbe E., Pujolle G. An analytic evaluation of the performance of the "Send and wait" protocol // IEEE Tr. ns. on commun. - 1978. - vol. 26. - N 3. - p. 313-319.
2. Богуславский Л. Б. Управление потоками данных в сетях ЭВМ. М.: Энергосатомиздат, 1984. - 168с.
3. Прудников А. Г., Брычков Ю. П., Маричев О. И. Интегралы и ряды: Элементарные функции. М.: Наука, 1981. - 800с.

СМО С ПЕРЕМЕННОЙ ИНТЕНСИВНОСТЬЮ ОБСЛУЖИВАНИЯ, УПРАВЛЯЕМОЙ ПО-
РЯДКОВЫМ НОМЕРОМ ЗАЯВКИ.

Терпугов А.Ф., Хатямов Э.Х.

Пусть имеется однолинейная система массового обслуживания (СМО), на которую поступает простейший поток заявок интенсивности λ . Обслуживание предполагается марковским с одной из двух интенсивностей μ_1 или μ_2 .

Рассмотрим следующий закон управления интенсивностью обслуживания. Пусть СМО пуста, т.е. в ней нет заявок. С приходом заявки начинается период занятости СМО, который продолжается до опустошения системы.

Закон управления интенсивностью обслуживания следующий. Первые n заявок, поступившие на данном периоде занятости, обслуживаются с интенсивностью μ_1 все последующие (если, разумеется, к этому моменту период занятости не окончился) - с интенсивностью μ_2 . На новом периоде занятости все начинается сначала.

Таким образом, управление интенсивностью обслуживания ведется по порядковому номеру заявки, обслуживаемой на данном периоде занятости.

Пусть в системе существует стационарный режим. Стохастический граф переходов, описывающий поведение СМО, приведен на рис. I. Здесь i - число заявок, находящихся в СМО, j - порядковый номер заявки, обслуживаемой на данном периоде занятости. Заметим, что нет смысла различать состояния с $j \geq n+1$, поэтому все состояния с $j \geq n+1$ агрегированы в состояние $j = n+1$.