

**МОДЕЛИРОВАНИЕ ТРАФИКА МУЛЬТИСЕРВИСНЫХ ПАКЕТНЫХ СЕТЕЙ
С ОЦЕНКОЙ ЕГО КОЭФФИЦИЕНТА САМОПОДОБНОСТИ**

**МОДЕЛЮВАННЯ ТРАФІКА МУЛЬТИСЕРВІСНИХ ПАКЕТНИХ МЕРЕЖ
З ОЦІНКОЮ ЙОГО КОЕФІЦІЕНТА САМОПОДІБНОСТІ**

**MODELING TRAFFIC OF MULTISERVICE PACKET NETWORKS
WITH THE ESTIMATE OF HIS SELF-SIMILAR COEFFICIENT**

Аннотация. Для оценки параметров качества обслуживания самоподобного трафика можно использовать методы имитационного моделирования. Однако результат этой оценки зависит от выбранного способа моделирования. В статье исследовано влияние способов моделирования самоподобного трафика на параметры качества обслуживания.

Анотація. Для оцінки параметрів якості обслуговування самоподібного трафіка можна використовувати методи імітаційного моделювання. Проте результат цієї оцінки залежить від вибраного способу моделювання. У статті досліджено вплив способу моделювання самоподібного трафіка на параметри якості обслуговування.

Summary. To assess the quality of service parameters of self-similarity traffic you can use simulation methods. However, the result of this assessment will depend on the chosen modeling method. The influence of simulations methods to parameters QoS in conditions of self-similarity traffic is probed.

В мультисервисных пакетных сетях связи, базирующихся на технологии коммутации пакетов, трафик или распределение количества пакетов в единицу времени хорошо описывается самоподобным (*self-similarity*) случайным процессом с коэффициентом самоподобности (параметром Херста) в пределах 0,65...0,8 или больше [1]. Основной причиной самоподобия трафика является интегральный характер сети (мультисервисность). Такая сеть используется одновременно для передачи речи, видео и данных, представляемых в форме стандартных пакетов. Здесь передачу потоков разных приложений и служб обеспечивает одна и та же сеть с едиными протоколами и законами управления. Поэтому вероятность появления события (например, поступление пакета) зависит от наступления событий в предыдущих интервалах времени, т.е. потоки событий являются потоками с ограниченным последствием с некоторой функцией распределения промежутков времени между событиями. Во всех известных моделях потоков, применяемых для исследования телекоммуникационных сетей с коммутацией каналов, было принято, что вероятность появления следующего события (например, поступление вызова) зависит только от времени, прошедшего с момента совершения предыдущего события, и не зависит от всей предыстории появлений событий ранее. Таким образом, модели трафика в пакетных сетях связи отличаются от традиционных моделей, например пуассоновских, применяемых, в телефонии. Применение неадекватных математических моделей трафика приводит к неправильной оценке характеристик качества обслуживания (QoS) сети.

Для оценки характеристик QoS необходимы надежные и точные методы расчета этих характеристик в реальных условиях формирования потоков трафика. В условиях пуассоновской модели трафика для расчета многоканальной системы при экспоненциальном времени обслуживания используются В- и С-формула Эрланга соответственно, а для расчета одноканальной системы с ожиданием при произвольном времени обслуживания – формула Поллачека-Хинчина [2]. Для случая самоподобного трафика в мультисервисных пакетных сетях аналогичных методов расчета характеристик качества обслуживания нет. Причиной этому является слабая формализуемость модели самоподобных потоков, вследствие чего и невозможно получить аналитически обоснованные результаты для этих характеристик. Несмотря на популярность модели самоподобного трафика до сих пор ряд задач оценки качества функционирования сети остаются нерешенными. В частности, из-

за отсутствия строгой теоретической базы, способной дополнить классическую теорию массового обслуживания при проектировании сети с самоподобным трафиком, не существует достоверной и признанной методики расчета параметров и показателей качества систем распределения информации в условиях эффекта самоподобия. В таком случае для оценки характеристик качества обслуживания самоподобного трафика можно использовать методы имитационного моделирования. Однако результат этой оценки существенно зависит от выбранного способа моделирования трафика.

Целью статьи является исследование способов имитационного моделирования самоподобных потоков трафика и их влияния на характеристики качества обслуживания при различных значениях степени самоподобности трафика.

В мультисервисных пакетных сетях при широком диапазоне скоростей передачи потоков разных приложений и служб происходят резкие изменения интенсивности трафика и, поэтому, он носит пачечный характер. Источники определённой службы характеризуются максимальной и средней скоростями передачи, т.е. коэффициентом пачкования (*burstness*) и средней длительностью пика нагрузки. Например, пачкование для речевых служб возможно из-за пауз в разговоре. Адекватной моделью потоков в таких сетях считаются самоподобные (*self-similarity*) процессы, где входной поток описывается фрактальным броуновским движением (модель *fBM*). Для моделирования процессов фрактального характера необходимо генерировать случайные реализации фрактального броуновского движения *fBM*. При генерировании самоподобного трафика критерием его самоподобности является так называемая долгосрочная зависимость (*long range dependent*). Для обнаружения этой зависимости используется определение функции корреляции. Для самоподобного процесса корреляционные свойства процесса, усредненного на различных временных интервалах, остаются неизменными. При этом сам процесс носит пачечный (*bursty*) характер.

Для достижения при моделировании эффекта фрактального броуновского движения математически можно использовать вероятностные распределения, называемые „распределениями с длинным хвостом”, к которым относятся распределения Вейбулла и Парето [3]. Наличие в распределении так называемого „длинного хвоста” обеспечивает свойство пачечности трафика, поскольку в распределении сильно возрастает вероятность длинных интервалов между требованиями (например, отсутствие пакетов на интервале) и для „поддержки” заданного среднего значения количества требований необходима их концентрация (увеличение) на других интервалах времени.

Плотность распределения Парето задается функцией:

$$f(x) = \frac{a}{b} \left(\frac{b}{x} \right)^{a+1}, \quad (1)$$

где a – параметр формы, варьируемый для моделирования самоподобного трафика в пределах от 1 до 2; b – мода распределения (минимальное значение случайной величины x).

При $a \leq 2$ дисперсия распределения бесконечна (что и требуется в качестве одного из условий самоподобности). Параметр Херста H предложено находить в такой зависимости от параметра распределения Парето a [1]:

$$H = \frac{3-a}{2}. \quad (2)$$

При практическом генерировании случайной величины интервала времени между событиями по распределению Парето (2) нужно выполнить переход от равномерного распределения методом обратной функции [2]:

$$Z_i = \frac{2}{\sqrt[a]{U_i}}, \quad (3)$$

где Z_i – i -й интервал между событиями; U – случайное число, равномерно распределенное на интервале $[0, 1]$.

Используемое при моделировании самоподобного трафика распределение Вейбулла имеет параметры a (может изменяться от 0 до 1) и β . Её функция плотности имеет вид:

$$P(x) = a \cdot \beta \cdot x^{(a-1)} e^{(-\beta \cdot x^a)}. \quad (4)$$

При практическом генерировании случайной величины интервала времени между событиями по распределению Вейбулла (4) нужно выполнить переход от равномерного распределения методом обратной функции [2]:

$$Z_i = \left(-\frac{1}{\beta} \ln U_i \right)^{1/a}. \quad (5)$$

Параметр Херста H предложено находить в такой зависимости от параметра распределения Вейбулла a [1]:

$$H = \frac{2-a}{2}. \quad (6)$$

Для процессов, не обладающих свойством самоподобия, параметр Херста $H < 0,5$, а для самоподобных процессов этот параметр находится в пределах $0,5 \dots 1$ (процесс обладает длительной памятью).

Как видно из формул (2) и (6), при моделировании трафика в обоих случаях предполагается линейная зависимость ожидаемого коэффициента Херста H от параметра a используемого вероятностного распределения, что, как показали результаты моделирования и дальнейшие расчеты, не подтверждается.

Проверить справедливость формул (2) и (6) можно на примере системы $fBM/D/1/\infty$. Для односерверной системы с бесконечной очередью и постоянным временем обслуживания заявок (система $fBM/D/1/\infty$) приближенное решение приведено в [2], где показано, что количество требований N в рассмотренной системе в любой момент времени

$$N = \frac{(1-\rho)^{\frac{H}{H-1}}}{\rho^{\frac{0,5}{H-1}}}. \quad (7)$$

Если формулы (2) и (6) справедливы, то при имитационном моделировании работы системы $fBM/D/1/\infty$ в случае использования для генерации самоподобного трафика распределений Вейбулла и Парето расчеты, выполненные по формуле (7), должны быть идентичными. Остальные характеристики качества обслуживания можно рассчитать на основании энтропийного метода, которые также должны совпадать в обоих случаях.

Суть энтропийного метода оценки характеристик качества обслуживания самоподобного трафика состоит в использовании методов расчета известных классических распределений, энтропия которых наиболее близка к энтропии распределения состояний системы в условиях обслуживания самоподобного трафика [4]. При этом возможен расчет характеристик QoS в моделях с самоподобным трафиком при любом законе распределения длительности обслуживания по формуле Поллачека-Хинчина.

Обоснованием энтропийного метода является следующее. Случайный процесс (СП) поступления вызовов или пакетов в систему на обслуживание, образующий поток заявок (трафик), характеризуется законом распределения, устанавливающим связь между значением случайной величины (количеством заявок) и вероятностью появления этого значения. В большинстве случаев для расчета параметров QoS достаточно знать о законе распределения только некоторые его числовые характеристики. Общими числовыми характеристиками являются моменты распределения различных порядков. Например, для расчета в условиях пуассоновского распределения достаточно математического ожидания M , а для нормального распределения – необходимо иметь значения M и дисперсии D . Иногда используются моменты третьего и четвертого порядков – асимметрия и эксцесс. Моменты более высоких порядков используются редко. При этом если по заданным законам распределения моменты распределения можно определить однозначно, то обратная задача решается не всегда.

Основные характеристики случайного процесса M и D , являясь весьма важными, в то же время не являются исчерпывающими, а иногда и бесполезными для прогнозирования значения случайной величины. Возможны варианты, когда СП характеризуются одинаковыми значениями математического ожидания и дисперсии, но внутренняя структура этих процессов различна. Одни

могут иметь плавно меняющиеся реализации, а иные – ярко выраженную колебательную структуру при скачкообразном изменении отдельных значений случайной величины (например, резкое возрастание количества пакетов в сети, приводящее к «пачечности – *burstness*» трафика). Для «плавных» процессов характерна большая предсказуемость реализаций, а для «пачечных» – очень малая вероятностная зависимость между двумя случайными величинами СП. В таких случаях говорят, что закон распределения, характеризующий СП, несет в себе некоторую неопределенность и позволяет с большей или меньшей надежностью предсказать значение случайной величины. Например, при равномерном распределении все значения случайной величины равновероятны, а при экспоненциальном – наименьшие значения имеют наибольшую вероятность.

Числовой характеристикой распределения, которая может служить его мерой неопределенности является энтропия закона распределения, определяемая для дискретного распределения как

$$H = - \sum_{i=1}^m p_i \log p_i. \quad (8)$$

Энтропия H не зависит от значений, принимаемых случайной величиной, а только от их вероятностей. Обычно интересно не абсолютное значение энтропии, а сравнение энтропий различных законов. Кроме того, основание логарифма может быть взято любым.

Таким образом, совпадение энтропии распределения состояний системы $f_{BM}/D/1/\infty$ в случае использования распределения Вейбулла с аналогичным распределением в случае использования распределения Парето будет свидетельствовать о совпадении основных характеристик качества обслуживания в этой системе.

После серии опытов имитационного моделирования по алгоритму [5] при задании в распределении Парето и Вейбулла параметра Херста $H = 0,55 - 0,9$ и загрузки системы (интенсивность) в пределах $\rho = 0,3 - 0,9$, полученные результаты занесены в табл. 1 и 2.

Таблица 1 – Результаты моделирования при распределении Вейбулла

Загрузка системы, ρ	Энтропия, H							
	$f_{BM}/D/1$ $H=0,55$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,6$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,65$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,7$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,75$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,8$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,85$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,9$
0,3	0,812	0,854	0,907	0,908	0,831	1,211	1,434	1,843
0,4	1,023	1,085	1,166	1,164	1,407	1,601	1,937	2,369
0,5	1,235	1,33	1,432	1,437	1,759	2,012	2,426	2,824
0,6	1,482	1,593	1,729	1,733	2,142	2,473	2,979	3,144
0,7	1,772	1,917	2,084	2,088	2,604	3,016	3,540	3,420
0,8	2,169	2,346	2,558	2,560	3,158	3,641	4,048	3,569
0,9	2,842	3,061	3,312	3,576	3,958	4,299	4,321	3,717

Таблица 2 – Результаты моделирования при распределении Парето

Загрузка системы, ρ	Энтропия, H							
	$f_{BM}/D/1$ $H=0,55$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,6$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,65$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,7$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,75$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,8$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,85$	$f_{BM}/D/1$ $H=0,9$
0,3	0,611	0,611	0,611	0,612	0,610	0,617	0,659	0,900
0,4	0,673	0,673	0,673	0,683	0,731	0,829	1,027	1,454
0,5	0,703	0,732	0,783	0,861	0,982	1,184	1,514	2,024
0,6	0,847	0,925	1,031	1,182	1,393	1,719	2,188	3,000
0,7	1,147	1,287	1,467	1,705	2,019	2,466	3,180	4,540
0,8	1,714	1,928	2,184	2,513	2,929	3,539	4,603	6,588
0,9	2,787	3,081	3,435	3,888	4,511	5,381	6,391	8,000

На основе данных табл. 1 и 2 для наглядности построены графики зависимости энтропии распределения состояний системы H от загрузки системы ρ .

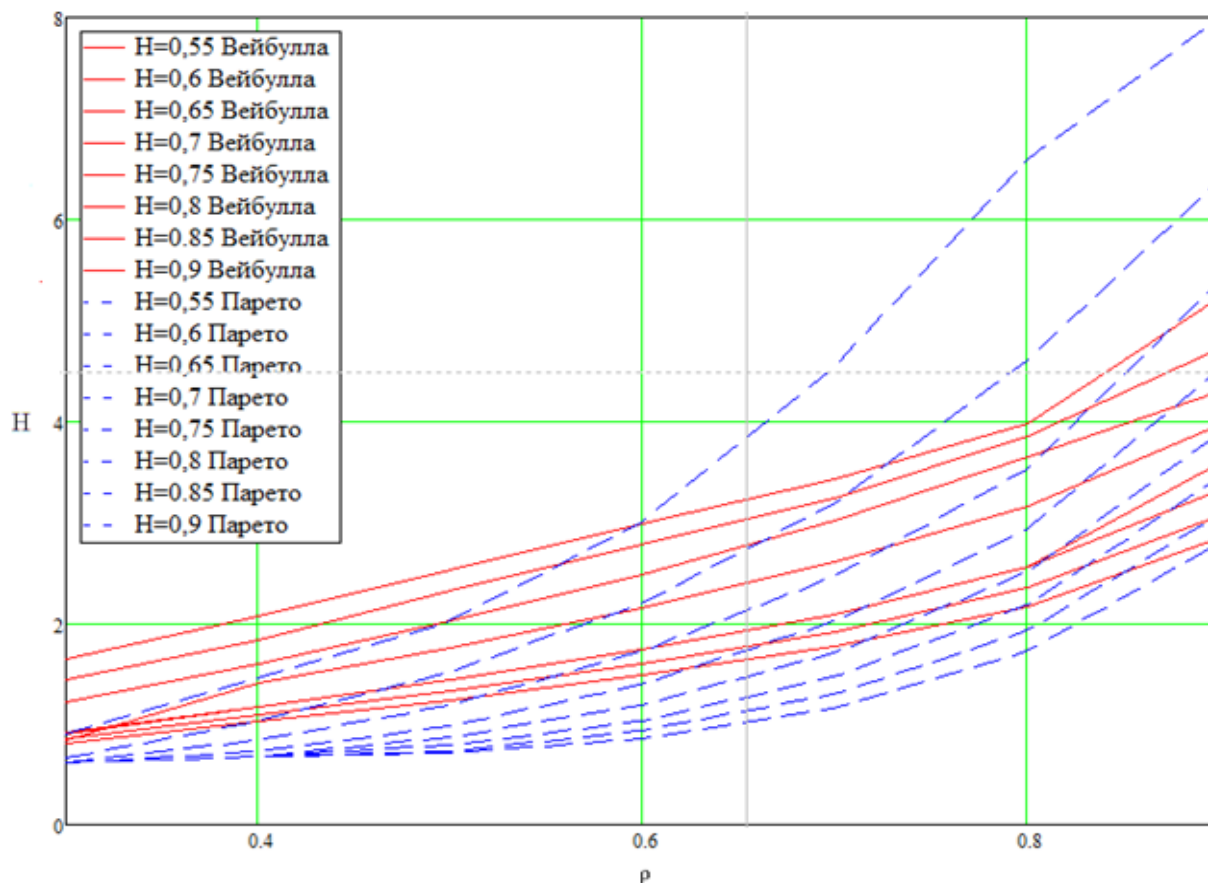


Рисунок 1 – Зависимость энтропии распределения состояний системы $fBM/D/1/\infty$ от загрузки системы для распределений Вейбулла и Парето

Из полученных зависимостей энтропии распределения состояний системы от ее загрузки видно, что значение энтропии в случае, где трафик моделирован с помощью распределения Парето отличаются от значений энтропии, где трафик моделирован по распределению Вейбулла. Следовательно, также будут отличаться между собой и основные характеристики качества обслуживания, такие как средняя длина очереди Q и средняя длительность ожидания всех заявок W (ожидающих и обслуживаемых без ожидания).

Для подтверждения этого, промоделирована эта же система и оценена средняя длина очереди Q , а результаты для распределений Вейбулла и Парето занесены в табл. 3 и 4 соответственно.

Таблица 3 – Результаты моделирования для средней длины очереди Q при распределении Вейбулла для модели $fBM/D/1/\infty$

Загрузка системы, ρ	Средняя длина очереди, Q							
	$H=0,55$	$H=0,6$	$H=0,65$	$H=0,7$	$H=0,75$	$H=0,8$	$H=0,85$	$H=0,9$
0,3	0,481	0,115	0,16	0,378	2,256	0,246	1,59	6,624
0,4	0,171	0,23	0,316	0,463	0,731	1,335	3,144	10,86
0,5	0,316	0,421	0,572	0,838	1,33	2,413	5,775	15,58
0,6	0,563	0,751	1,002	1,466	2,273	4,198	10,229	20,88
0,7	1,027	1,351	1,8	2,572	4,138	7,605	17,85	25,29
0,8	1,981	2,593	3,415	5,059	7,887	14,30	27,28	33,07
0,9	4,863	6,793	8,933	11,94	18,53	28,99	37,841	39,90

Таблица 4 – Результаты моделирования для средней длины очереди Q при распределении Парето для модели $fBM/D/1/\infty$

Загрузка системы, ρ	Средняя длина очереди, Q							
	$H=0,55$	$H=0,6$	$H=0,65$	$H=0,7$	$H=0,75$	$H=0,8$	$H=0,85$	$H=0,9$
0,3	0	0	0	0	0	0,0005	0,0004	0,012
0,4	0	0	0	0,001	0,012	0,05	0,169	0,773
0,5	0,001	0,007	0,021	0,052	0,117	0,265	0,709	3,024
0,6	0,05	0,087	0,148	0,258	0,466	0,995	2,543	11,09
0,7	0,258	0,378	0,576	0,901	1,594	3,255	8,902	34,20
0,8	1,001	1,4	2,041	3,275	5,759	12,30	29,96	43,62
0,9	4,728	6,254	10,052	17,31	25,261	42,53	53,56	51,77

Построим график зависимости на основе данных табл. 4.3 и 4.4 (рис. 2).

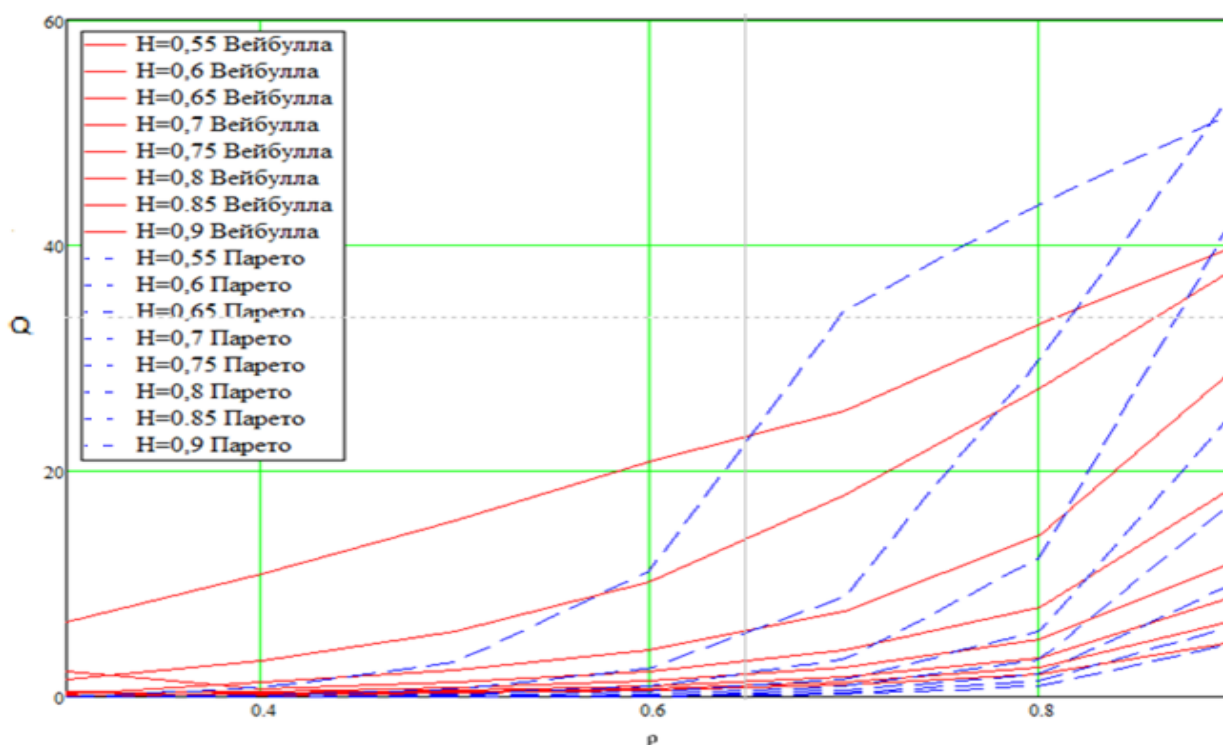


Рисунок 2 – Зависимость длины очереди Q от загрузки системы $fBM/D/1$ для распределений Вейбулла и Парето

В заключение следует отметить, что при отсутствии надежных и точных методов оценки характеристик качества обслуживания в системах с самоподобным трафиком упрощенный подход к определению коэффициента Херста (степени самоподобности трафика) по формулам (2) и (6) недопустим. Если не учитывать реальную функцию распределения интервалов времени между заявками в самоподобном трафике, а применять, как оказалось, не точные формулы (2) и (6), то использование приближенного решения (7), известного как формула Норрса, даст большие погрешности. Если же по результатам статистических измерений параметров реального трафика данная функция определена (Вейбулла, Парето или иная), то необходимо уточнение формул (2) и (6) или получение новой формулы таким образом, чтобы обеспечивалась однозначность значений коэффициента Херста для соответствующих распределений. Сверку реального коэффициента Херста с рассчитанным можно произвести методом абсолютных моментов [4] на основании реальных измерений параметров трафика.

Литература

1. *Крылов В.В.* Теория телетрафика и её приложения / В.В. Крылов, С.С. Самохвалова – С.Пб.: БХВ-Петербург, 2005. – 288 с.: ил.
2. *Ложковский А.Г.* Теория массового обслуживания в телекоммуникациях / Ложковский А.Г. – Одесса: ОНАС им. А.С. Попова, 2012. – 112 с.
3. *Мандельброт Б.* Фрактальная геометрия природы / Б. Мандельброт // Компьютинг в математике, физике, биологии; пер. с англ. – М.: Изд-во Института компьютерных исследований, 2002.
4. *Ложковский А.Г.* Оценка параметров качества обслуживания самоподобного трафика энтропийным методом / А.Г. Ложковский, Р.А. Ганифаев // Наукові праці ОНАЗ ім. О.С. Попова. – 2008. – № 1. – С. 57-62.
5. *Ложковский А.Г.* Моделирование многоканальной системы обслуживания с организацией очереди / А.Г. Ложковский, Н.С. Салманов, О.В. Вербанов // Восточно-европейский журнал передовых технологий. – 2007. – № 3/б(27). – С. 72-76.