

телеголосования или автоматический альтернативный биллинг.

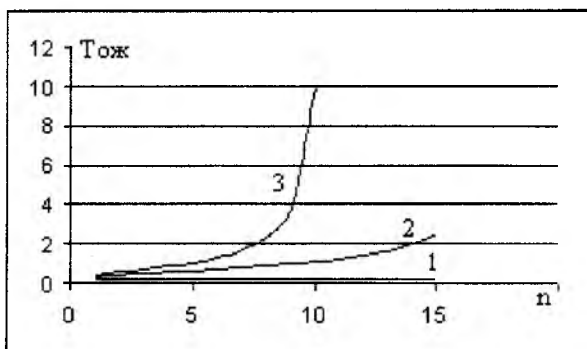


Рисунок 2. Зависимость времени ожидания разных услуг от числа SSP

Можно предположить, что интенсивность поступления заявок на основные услуги равна $\lambda_{осн}$, а на дополнительные $\lambda_{доп}$

$$\lambda_{общ} = \lambda_{осн} + \lambda_{доп}$$

Теперь можно ввести коэффициент k , который показывает долю основных и дополнительных услуг.

$$k = \frac{\lambda_{осн}}{\lambda_{общ}}$$

На Рис.3 представлен график на котором видно, как с увеличением k увеличивается нагрузка на сеть сигнализации.

5. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Сумируя приведенные данные можно с уверенностью сказать, что дополнительные услуги в интеллектуальной сети оказывают существенное влияние на систему сигнализации в виде увеличения нагрузки, что несомненно в свою очередь приводит к увеличению времени вы-

полнения как дополнительных так и основных услуг. Из этого следует, что оператор должен прогнозировать нагрузки на систему сигнализации, связанные с вводом новых услуг, и исходя из анализа строить свою интеллектуальную сеть.

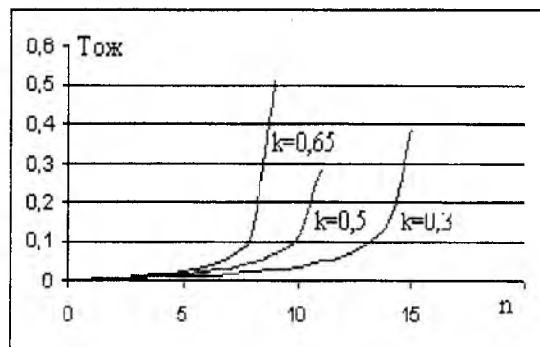


Рисунок 3. График увеличения нагрузки на сеть сигнализации

ЛИТЕРАТУРА

- [1]. Шнепс М.А. Системы распределения информации. Методы расчета Справочное пособие. М.: Связь 1979.
- [2]. Лазарев В.Г. Интеллектуальные цифровые сети. М.: Финансы и статистика, 1996
- [3]. Лихтциндер Б.Я. Кузякин М.А. Росляков А.В. Фомичев С.М. Интеллектуальные сети связи. М.: Эко-Трендз 2000
- [4]. Лазарев В.Г., Пийль Е.И. Интеллектуализация телекоммуникационных сетей // Технологии и средства связи, 1998, №6, с. 28-33
- [5]. Гольдштейн Б.С., Ехриель И.М., Рерле Р.Д. Интеллектуальные сети - российским операторам связи // Сети и системы связи, 1998, №7, с. 82-89.
- [6]. Гольдштейн Б.С. Сигнализация в сетях связи. Том 1. М.: Радио и связь 1998
- [7]. Гольдштейн Б.С., Ехриель И.М., Рерле Р.Д. Интеллектуальные сети. М.: Радио и связь, 2000

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ГАММА-БЕТА АВТОРЕГРЕССИОННОГО ПРОЦЕССА ПЕРВОГО ПОРЯДКА ДЛЯ МОДЕЛИРОВАНИЯ ТРАФИКА ВИДЕОПРИЛОЖЕНИЙ

Д.А. Молчанов, Н.П. Крутякова

Кафедра сетей связи, Санкт-Петербургский университет телекоммуникаций им. проф. М.А. Бонч-Бруевича (СПб ГУТ), наб. р. Мойки, 61, Санкт-Петербург, 191065, РОССИЯ, тел. (812) 232-7866, dm_molchanov@yahoo.com

АННОТАЦИЯ

В работе предложена модель источника видеотрафика стандарта MPEG на основе гамма-бета авторегрессионного процесса первого по-

рядка. Показано, что модель учитывает основные статистические характеристики эмпирических данных.

1. ВВЕДЕНИЕ

Современные широкополосные цифровые телекоммуникационные сети обеспечивают передачу трафика, создаваемого в том числе и мультимедийными приложениями. Одной из основных составляющих мультимедийной нагрузки в настоящее время и в обозримом будущем являются услуги передачи цифрового видео, например «Video-on-Demand» (VoD) [1]. Генерируемые на сервере VoD по запросу пользователя потоки аудио и видео доставляются по сети с использованием определенных механизмов с целью обеспечения качества обслуживания.

Для эффективной передачи через сеть видеoinформация должна быть подвергнута кодированию и компрессии в соответствии с одним из существующих алгоритмов. Эти процедуры необходимы для снижения требований к пропускной способности используемого цифрового канала. На сегодняшний день наиболее распространенным алгоритмом компрессии видеоизображений является стандарт MPEG [2].

Вопросам моделирования видеотрафика сегодня уделяется особое внимание. Анализ литературы показывает, что до настоящего времени недостаточное внимание было уделено исследованиям кодеров MPEG, генерирующих «сложные» последовательности, состоящие из нескольких типов кадров. В основном внимание акцентировалось на моделировании последовательностей размеров кадров для алгоритмов H.261, DPCM, CR а также упрощенных структур MPEG [3,4].

В данной работе предложена модель видеотрафика источника MPEG, учитывающая как статистическое распределение размеров кадров, так и корреляционные свойства потока.

2. АЛГОРИТМ MPEG

Прежде чем перейти к определению модели, необходимо определить основные логические единицы стандарта MPEG-1 и структуру потока кадров на выходе кодера.

Основной единицей потока MPEG является кадр, определяемый стандартом как последовательность бит переменной длины, и в декодированном виде представляющий неподвижное изображение.

Алгоритм, реализованный в MPEG-1 анализирует и устраняет пространственную, временную и визуальную избыточности видеоизображения. Учитывая тип устраняемой избыточности, для MPEG –1 определены три типа кадров:

I, P и B. Кадры I кодируются автономно, без ссылок на предыдущие или последующие кадры и вследствие этого имеют наибольший, по сравнению с остальными типами кадров, размер. При кодировании P кадров используются ссылки на предыдущие I или P кадры. При кодировании таких кадров устраняется три типа избыточности. Кадры типа B имеют наименьший размер. При кодировании кадров B используются ссылки как на предыдущие, так и на последующие кадры. На Рис. 1 показан процесс кодирования кадров.

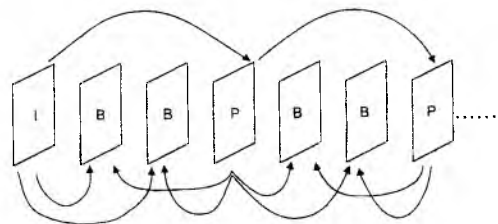


Рисунок 1. Кодирование кадров в MPEG-1

Для стандарта MPEG-1 концептуальным является понятие группы кадров. Группа кадров это определенная последовательность кадров различного типа, начинающаяся с кадра типа I. На Рис. 2 показана структура группы кадров (12,3,2) используемая в работе, где 12 – длина структуры в кадрах, 3 – количество кадров P, 2 – количество кадров B между двумя последовательными I и P или P и P кадрами. Таким образом, поток кадров на выходе кодера состоит из последовательно повторяющихся групп кадров.



Рисунок 2. Структура потока (12,3,2)

В качестве данных, используемых для анализа статистических свойств и моделирования потока кадров были использованы последовательности размеров кадров кодера MPEG-1 [5]. Следует отметить, что эти данные были успешно использованы в нескольких исследованиях в области моделирования VBR источников, например [6, 7, 8]. Для представления данных в работе используется последовательность кадров из фильма "Star Wars". Длительность последовательности составляет 40000 кадров, скорость потока 24 кадра/с.

3. АЛГОРИТМ МОДЕЛИРОВАНИЯ

Размеры отдельных I кадров являются входными параметрами для второго этапа моделирования. На втором этапе осуществляется аппроксимация внутренней корреляционной структуры группы кадров потока.

Определим основные свойства модели. В [6] было показано, что распределение размеров I кадров может быть аппроксимировано при помощи гамма распределения. Статистический анализ квантиль-квантиль (далее QQ анализ) для процесса генерации кадров I эмпирической последовательности "Star Wars" показан на Рис. 3. Очевидно, что гамма распределение с параметрами $\beta=3.0045718$ и $\lambda=0.00002689$ с большой степенью точности аппроксимирует распределение размеров кадров типа I.



Рисунок 3. QQ анализ для I кадров

Следует также отметить, что процесс генерации I кадров обладает свойствами зависимости в узком и широком диапазонах. На сегодняшний день не существует результатов исследований влияния свойства зависимости в широком диапазоне на характеристики обслуживания видеотрафика в телекоммуникационных сетях, однако необходимость аппроксимации функции автокорреляции реальных источников не подвергается сомнению. Модель процесса генерации I кадров, предлагаемая ниже позволяет учитывать поведение функции автокорреляции до номеров кадров, равных 50.

Свойством, позволяющим перейти от размеров I кадров к совокупному процессу генерации кадров, является зависимость размеров кадров B и P типа от размера I кадров. Свойство было впервые отмечено в [6] и получило название корреляции внутри группы кадров (intra-GOP correlation). Для данных, используемых в данной рабо-

те коэффициент корреляции между I и P кадрами равен 0.549, между I и B кадрами – 0.554.

4. МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССА ГЕНЕРАЦИИ I КАДРОВ

Для моделирования процесса генерации кадров типа I в работе использован гамма-бета авторегрессионный процесс первого порядка (GBAR(1), Gamma-Beta AutoRegressive Process). На практике модель была использована для аппроксимации распределения размеров кадров генерируемых кодеком H.261 [4]. Основным достоинством модели является распределение функции автокорреляции по геометрическому закону, что позволяет аппроксимировать функцию автокорреляции статистических данных. Кроме того, предельное распределение GBAR(1) процесса является гамма распределением. Определим процесс в соответствии с [4].

Пусть $G(\beta, \lambda)$ – является случайной величиной, имеющей гамма распределение с параметрами β и λ . Тогда ее функция плотности вероятностей будет иметь вид:

$$f_{\text{gamma}} = (\lambda(\lambda t)^{\beta} / \Gamma(\beta + 1)) e^{-\lambda t} \quad (1)$$

Параметр β определяет форму распределения (shape), параметр λ - характер кривой плотности распределения (scale).

Аналогично пусть $B(p, q)$ является случайной величиной с бета распределением и параметрами p и q . Функция плотности вероятностей имеет вид:

$$f_{\text{beta}} = (\Gamma(p+q) / (\Gamma(p+1)\Gamma(q+1))) t^{p-1} (1-t)^{q-1} \quad (2)$$

GBAR(1) процесс основывается на двух известных результатах: сумма двух независимых случайных величин $G(\alpha, \lambda)$ и $G(\beta, \lambda)$ является случайной величиной $G(\alpha+\beta, \lambda)$, а продукт двух независимых случайных величин $B(\alpha, \beta-\alpha)$ и $G(\beta, \lambda)$ является случайной величиной $G(\alpha, \lambda)$. Таким образом, если обозначить $G(\beta, \lambda) = X_{n-1}$, $A_n = B(\alpha, \beta-\alpha)$ и $B_n = B(\beta-\alpha, \alpha)$ и гарантировать, что эти случайные величины являются независимыми, тогда процесс:

$$X_n = A_n X_{n-1} + B_n \quad (3)$$

является стационарным случайным процессом $\{X_n\}$ с предельным распределением $G(\beta, \lambda)$. Функция автокорреляции такого процесса распределена по геометрическому закону и определяется в соответствии с:

$$r(k) = (\alpha/\beta)^k, k=1,2,\dots \quad (4)$$

Так как случайная величина X_n зависит только от предыдущего значения процесс (1) является гамма-бета авторегрессионным процессом первого порядка. В дальнейшем в работе

используется только GBAR(1) процесс поэтому для краткости обозначим его просто GBAR.

Реализация GBAR модели зависит только от возможности реализации независимых случайных величин. Параметры β и λ могут быть получены из анализа статистических данных в соответствии с формулами для математического ожидания M и дисперсии D гамма распределения:

$$\beta=M/D^2, \lambda=M/D \quad (5)$$

Параметр α может быть получен из анализа функции автокорреляции статистических данных. Пусть для некоторого достаточного большого k , функция автокорреляции не равна нулю, тогда:

$$r(k)=p^k, k=1,2,.. \quad (6)$$

следовательно:

$$\alpha=p\beta \quad (7)$$

Случайные величины, распределенные по гамма или бета закону являются непрерывными, поэтому в работе использованы их значения округленные к ближайшему целому.

5. АППРОКСИМАЦИЯ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ СТРУКТУРЫ

Для аппроксимации внутренней корреляционной структуры группы кадров и последующего получения размеров отдельных кадров P и B последовательности была использована процедура аналогичная [6].

Алгоритм, предполагает нахождение зависимости между средним значением и среднеквадратическим отклонением размеров B и P кадров от размера соответствующего I кадра:

$$M[K_x]=f(K_I), \sigma[K_x]=f(K_I) \quad (8)$$

где

$M[K_x]$ – среднее значение размера соответствующего типа кадра (P или B),

$\sigma[K_x]$ – среднеквадратическое отклонение,

K_I – размер кадра I .

Математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение, полученные при помощи функциональных зависимостей (8), будут являться входными параметрами некоторого вероятностного распределения. Закон распределения позволит получить размеры кадров P и B типа для определенного размера кадра I , при этом выходные значения размеров кадров одного типа в одной группе не будут равны между собой.

Необходимо отметить, что размеры I кадров имеют большой "разброс" значений и не существует двух кадров с одинаковым размером. Таким образом, необходимо диапазон значений

размеров I кадров разбить на N непересекающихся интервалов. Для простоты реализации, следует выбрать интервалы одинаковой длины. Существует некоторая необъективность оценки значения размера I кадров зависящая от количества промежутков N на которые разбивается диапазон. Здесь имеет смысл выбрать этот интервал как можно меньшим.

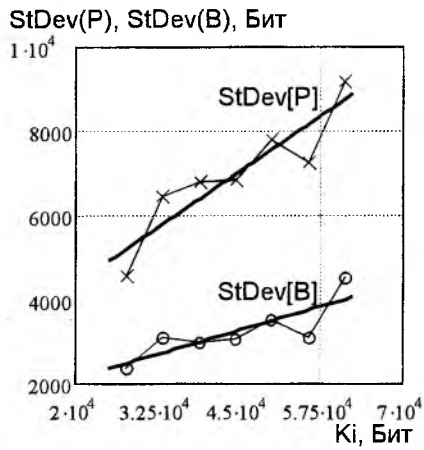
С другой стороны, учитывая задачу определения вероятностного распределения аппроксимирующего значения размеров кадров различных типов, необходимо интервал размеров кадров I выбрать как можно большим, так как это позволит произвести более точный анализ гистограмм относительных частот кадров P и B . В работе использовано значение N равное 20 и, в соответствие с выражениями (8), было определено математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение.

На Рис. 4 показаны зависимости средних значений и среднеквадратических отклонений размеров P и B кадров от значений размеров кадров I , определенные статистически. Эти линии отмечены крестами. Видно, что данные зависимости с достаточной степенью точности могут быть аппроксимированы при помощи линейных уравнений. На Рис. 4 они показаны при помощи сплошных линий. Тогда прямые, полученные методом наименьших квадратов будут иметь вид:

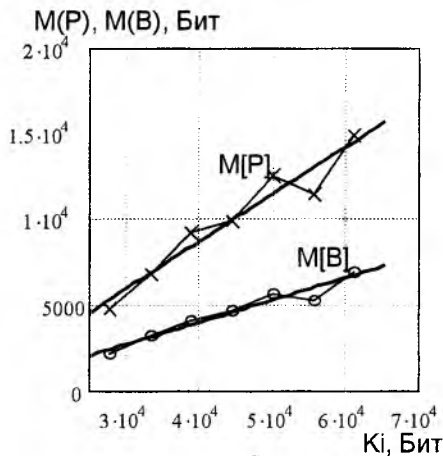
$$\begin{aligned} M[P] &= 0.274628I - 2251.362034 \\ \sigma[P] &= 0.105955I + 2282.972747 \\ M[B] &= 0.127979I - 1101.315254 \\ \sigma[B] &= 0.045564I + 1219.835785 \end{aligned} \quad (9)$$

6. МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССОВ ГЕНЕРАЦИИ B И P КАДРОВ

Уравнения (9), связывающие размер группы кадров и среднее значение и среднеквадратическое отклонение кадров P и B , а также размеры кадров I являются необходимыми данными для аппроксимации корреляционной зависимости внутри группы кадров. На данном этапе необходимо определить вероятностные процессы генерации этих кадров. Статистический анализ размеров кадров, соответствующих определенному интервалу размеров I кадров показывает, что гистограммы распределения относительных частот P и B кадров следуют гамма распределению. Необходимо отметить, что результаты анализа гистограмм относительных частот, полностью соответствуют результатам, приведенным в [6].



а)



б)

Рисунок 4. Зависимости среднего значения (а) и среднеквадратического отклонения (б) размеров В и Р кадров от размера кадра I

Функция автокорреляции процессов генерации В и Р кадров, соответствующих определенному интервалу размеров I кадров, имеют свойство зависимости в узком диапазоне. Так как, рассмотренный выше GVAR процесс позволяет моделировать как гистограмму распределения относительных частот, так и функцию автокорреляции, можно предположить, что в данном случае близок к GVAR процесс близок к оптимальному.

7. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ МОДЕЛИРОВАНИЯ

На Рис. 5 показано сравнение эмпирической последовательности размеров I кадров с последовательностью, полученной при помощи GVAR процесса, где K_i – размер I кадра, i – номер кадра в последовательности. Точками отмечены эмпирические данные, сплошной линией – данные, полученные при помощи модели. Детерминированная временная структура по-

следовательности кадров I позволяет рассматривать Рис. 5 в качестве временной диаграммы. Гамма GVAR процесс достаточно точно аппроксимирует распределение размеров кадров для последовательности эмпирических данных, при этом значение параметра ρ GVAR процесса равно 0.96. Следует отметить, что с увеличением параметра ρ возникает тенденция к сглаживанию данных, получаемых при помощи модели.

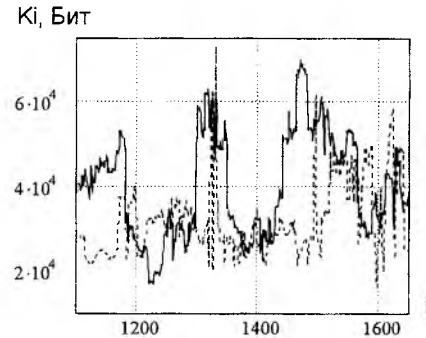


Рисунок 5. Сравнение размеров групп кадров

На Рис. 6 представлена аппроксимация функции автокорреляции при помощи GVAR процесса при коэффициенте ρ , равным 0.96. Точками отмечена линия соответствующая эмпирической функции автокорреляции, сплошной линией – функция автокорреляции модели. В этом случае GVAR процесс достаточно точно аппроксимирует функцию автокорреляции для номера кадра, равного 80. Далее функция автокорреляции модели становится равной 0, тогда как для эмпирических данных сохраняется корреляционная зависимость. Необходимо отметить, что увеличение коэффициента ρ приведет к увеличению коэффициентов автокорреляции для всех номеров кадров. Таким образом, модель будет излишне усиливать зависимость для небольших номеров кадров.

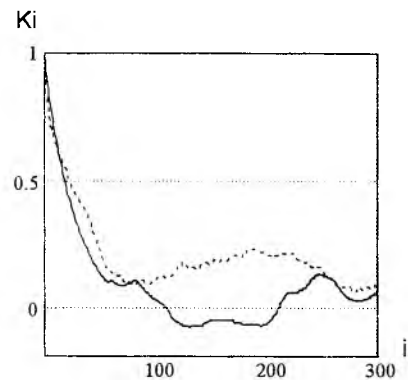


Рисунок 6. Сравнение функций корреляции

На Рис. 7 представлена последовательность кадров в пределах группы кадров, полученная при помощи модели, где K_i – размер кадра, i – номер кадра в последовательности. Точками на Рис. 7 отмечены эмпирические данные, сплошными линиями – данные полученные при помощи модели. Размеры отдельных кадров внутри группы кадров, очевидно соответствуют эмпирическим данным.

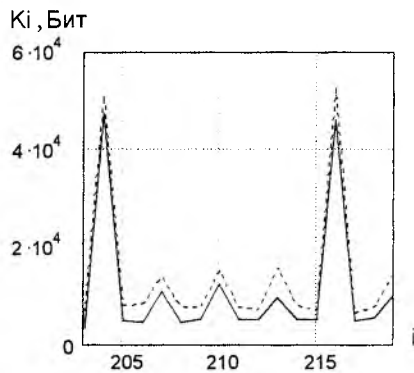


Рисунок 7. Сравнение размеры кадров

На Рис. 8 представлены результаты статистического анализа распределений квантиль-квантиль для совокупного уровня кадров. Следует отметить некоторое расхождение между статистическими данными и данными полученными при помощи модели.

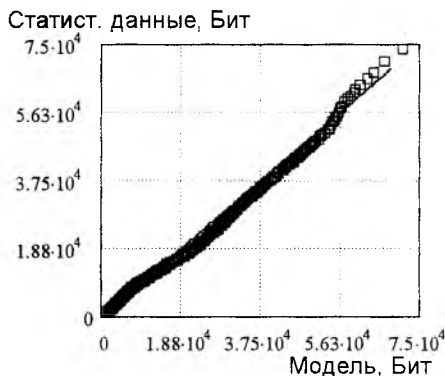


Рисунок 8. QQ анализ

7. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Процесс GBAR представляет особый интерес в контексте моделирования источников видеотрафика. Процесс имеет два параметра, которые могут быть получены непосредственно из анализа статистических данных. Данное свойство выгодно отличает GBAR модели от других моделей источников.

Можно показать, что с увеличением параметра p , отвечающего за поведение функции

автокорреляции, последовательность генерируемых данных имеет тенденцию к “сглаживанию”. В некоторых работах доказано, что трафик нескольких источников видео, прошедший процедуру мультиплексирования имеет аналогичную структуру.

Свойство “сглаживания” размеров кадров, получаемых при помощи GBAR процесса, может быть также использовано для моделирования процесса генерации групп кадров или постоянной составляющей размеров групп кадров.

В данной работе рассмотрен метод моделирования видеотрафика MPEG при помощи коррелированных вероятностных процессов. Модель, предложенная в работе учитывает как зависимость между процессами генерации кадров различного типа так и свойства зависимости в узком и широком диапазоне. В зависимости от задач, решаемых при помощи представленной модели можно использовать как модель размеров групп кадров, так и модель размеров отдельных кадров последовательности. Модель представляет особый интерес для имитационного анализа обслуживания видеотрафика, при помощи широко известных программ моделирования пакетных сетей связи ATM NIST и NS2.

ЛИТЕРАТУРА

- [1].Zheng B., Atiquzzaman M. Traffic Management of Multimedia over ATM Networks.// IEEE Communications Magazine, V.37, N.1, 1999, p.33-38
- [2].ISO/IEC 11172-1:1993. Information technology – Coding of moving pictures and associated audio for digital storage media at up to about 1,5 Mbit/s – Part 1: Systems. 1993.
- [3].Lucantoni D., Neuts M.,A. Reibman B. Methods for performance evaluation of VBR video traffic models.// IEEE/ACM Transactions on Networking, V. 2, N. 2, 1994.
- [4].Heyman D.P. The GBAR source model for VBR videoconferences.// IEEE/ACM Transactions on Networking, V. 5.- N. 4, 1997.
- [5].<http://www.info3.informatik.uniwuerzburg.de/MPEG/traces/>
- [6].Lombardo A., Morabito G., Palazzo S., Schembra G. Intra-GOP Modelling of MPEG Video Traffic. Institute of Information and Telecommunication Science, Engineering Faculty, 1998.
- [7].Lombardo A., Morabito G., Schembra G. An accurate and treatable Markov model of MPEG video traffic. Institute of Information and Telecommunication Science, Engineering Faculty, 2000.
- [8].Lombardo A. Morabito G. Palazzo S., Schembra G. A fast simulation of MPEG video traffic. Institute of Information and Telecommunication Science, Engineering Faculty, 2000.