

Пропускная способность ТСП для моделей ошибок

Таблица 5

	Пропускная способность (Мбит/с)	относительная разница
Равномерная	1,5134	0,213429
Марковская	1,4054	0,126841
Улучшенная	1,3071	0,047995
Слежения	1,2472	0,000000

Хотя Марковская модель более проста, она дает пропускную способность ТСП, которая на 13% отличается от реальной. Предложенная модель существенно улучшает точность и отличается от слежений только на 5%. В то

время как простая Марковская модель может быть адекватной только для некоторых приложений, более высокая точность улучшенной модели будет оправдывать ее сложность для других.

Литература

1. *Сюваткин В.С., Есипенко В.И., Ковалев И.П., Сухоревров В.Г.* WiMAX – технология беспроводной связи: теоретические основы, стандарты, применения / Под ред. В.В. Крылова. СПб.: БХВ-Петербург, 2005. 368 с.
2. *Шелухин О.И., Тенякиев А.М., Осин А.В.* Моделирование информационных систем. / Под ред. О.И. Шелухина. М.: Сайнс-Пресс, 2005.

УДК 621.395

АЛГОРИТМ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ПАКЕТИРОВАНИЯ ОШИБОК В КАНАЛАХ СВЯЗИ СИСТЕМ БЕСПРОВОДНОГО ДОСТУПА С ПОДВИЖНЫМИ ОБЪЕКТАМИ

*Шелухин О.И., заслуженный деятель науки РФ, доктор технических наук, профессор,
Арсеньев А.В., аспирант,
Фоминский В.Ю., доктор физико-математических наук, профессор,
ФГОУВПО «Российский государственный университет туризма и сервиса», г. Москва*

The authors offer mathematical models for the assessment of the packaging errors probability in interference caused by fading in communication systems with moving objects and examine the influence of interlacing on the information transfer integrity.

Авторы предлагают математические модели оценки вероятности ошибок при пакетировании помех, вызванных замираниями сигналов в каналах связи с подвижными объектами, и анализируют влияние перемещения достоверности передачи информации.

Ключевые слова: статистика ошибок, замирание сигнала, математические модели потока ошибок, цифровые системы беспроводного доступа, Марковская цепь, перемещение.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Целью исследования статистики ошибок, возникающих при замираниях сигнала, вызванных многолучевым распространением в процессе движения, является получение

статистических характеристик, необходимых для анализа процесса передачи информации. Обычно экспериментальный материал обобщают, предлагая математические модели потока ошибок, отражающие особен-

ности распределения ошибок. В настоящее время предложено большое количество моделей, описывающих потоки ошибок в различных каналах связи. Однако подавляющее большинство моделей являются частными случаями более общей схемы, согласно которой последовательность ошибок (E) является функцией последовательности состояний канала (X). Таким образом, задача сводится к выбору удобного метода задания параметров модели и алгоритмов исследования модели, позволяющих получить необходимые расчетные данные.

ПОСТРОЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ

Кратко сформулируем вытекающие из задачи анализа цифровых систем беспроводного доступа в условиях замираний и движения требования, предъявляемые к модели.

1. Модель должна отражать структуру потока ошибок в широком классе диапазоне скоростей движения.

2. Параметры модели должны достаточно просто определяться из потока ошибок или статистического материала об ошибках.

3. Необходимо уметь вычислять по параметрам модели функцию $P(m, n)$ — вероятность искажения блока информации длиной n бит с m ошибками. Практически диапазон значений n лежит в пределах от 1 до 1000, m от 0 до 25. Как было показано выше, функция $P(m, n)$ является основной при анализе пакетирования ошибок и методов введения избыточности и определяет достоверность передачи информации.

4. Необходимо с помощью модели проводить крупноблочный анализ для анализа систем передачи с защитой групп кодовых комбинаций, а также для анализа кодов, исправляющих пакеты ошибок. Для проведения крупноблочного анализа обычно используют функцию $P(k, l, n)$ — вероятность искажения k блоков длиной n бит в пакете информации длиной l блоков. Анализ систем передачи информации проводится с помощью функции $P(m, n)$, где $P(m, n)$ — вероятность того, что m символов кодового слова, состоящего из n символов будут приняты с ошибкой. Эта вероятность служит для выбора эффективного метода защиты информации, носит, как правило, сравнительный характер и не требует большой точности.

5. Поток ошибок должен моделироваться на компьютере по параметрам модели.

В описываемой далее модели последовательность ошибок (E) является функцией простой марковской цепи (X), являющейся последовательностью состояний канала X_i , $i=1, 2, \dots, S$. Каждое состояние канала определяется тем, что интервалы между ошибками внутри состояния должны лежать в пределах от Y_i до Y_{i+1} . Переход из состояния X_i в состояние X_j может произойти только в момент появления ошибки, причем ошибочный символ входит в предыдущее состояние. Такое определение состояния канала и условия перехода обеспечивает простой алгоритм определения матрицы переходных вероятностей Q_{ij} и дает возможность просто посчитать число символов N_i и число ошибок n_i в каждом состоянии для любого числа состояний S . Однако использование матрицы Q_{ij} для вычисления функций $P(m, n)$ затруднительно. Поэтому предполагая, что ошибки во время каждого состояния канала являются независимыми и появляются с вероятностью $p = n_i / N_i$, перейдем к матрице переходных вероятностей $\|P_{ij}\|$, каждый член которой определяет вероятность перехода канала из x_i в x_j при передаче каждого символа, не зависимо, был ли этот символ принят правильно или нет.

Методы математического описания моделей формирования пакетов ошибок на основе анализа экспериментальных данных рассматривались в [3]. Модели основаны, как правило, на представлении потока ошибок в виде функций простой цепи Маркова с N состояниями, и задаются совокупностью параметров:

$|P|_{N \times N}$ — квадратная матрица размерностью N переходных вероятностей из состояния канала x_i в состояние x_j , причём для любых i и j элементы матрицы $P_{i,j}$ могут быть отличными от нуля,

$|P|_{I \times N}$ — матрица-столбец условных вероятностей ошибки в каждом из состояний.

Для конкретизации численных значений введённых матриц на основании экспериментальных данных пользуются частными статистическими характеристиками потока ошибок.

Наиболее часто исследуется функция распределения интервалов между ошибками $F(x)$, которая показывает вероятность появления безошибочного интервала, равного или боль-

шего X бит, при этом ошибочный элемент включается в длину интервала. Функция $F(x)$ наиболее просто определяется в процессе исследования канала и частично отражает структуру пакета ошибок. Анализ полученных при имитации данных показал, что вид функции распределения интервалов между ошибками и функции распределения длительностей ошибочных интервалов идентичны.

Возможность использования функции $F(x)$ для определения параметров марковской модели потока ошибок, известной как модель Фричмана — Свободы, описана в [1, 2]. Указанная модель описывает поток ошибок как разделяющую цепь Маркова с N состояниями. Ошибки могут происходить только в одном, N -ом состоянии.

Наиболее часто рассматриваемая модель канала с двумя состояниями «хорошим» и «плохим» может быть рассмотрена как модель с тремя состояниями, если предположить, что «плохое» состояние можно разбить на два состояния — состояние быстрых замираний и состояние медленных замираний.

При этом состоянии 3 является «хорошим» состоянием без замираний, состояния 1 и 2 — «плохие» состояния, канал подвержен замираниям; в состоянии 1 происходят медленные замирания, в состоянии 2 — происходят быстрые замирания. Если канал в некоторый момент времени не испытывает замираний, в следующий момент времени он может остаться в этом же состоянии или перейти в состояние медленных замираний. Если канал находится в состоянии медленных замираний, в следующий момент времени возможны два события — канал останется в состоянии медленных замираний или перейдет в состояние без замираний.

Переходы между состояниями 1 и 2, т.е. между быстрыми и медленными замираниями возможны с пренебрежимо малой вероятностью и не рассматриваются. Если канал находится в состоянии быстрых замираний, в следующий момент времени возможны два события — канал останется в состоянии быстрых замираний или перейдет в состояние без замираний.

Матрица переходных состояний для этой модели имеет вид:

$$\|P_{i,j}\|_{N \times N} = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 & P_{1N} \\ 0 & P_{22} & P_{2N} \\ \dots & \dots & \dots \\ P_{N1} & P_{N2} & \dots & P_{NN} \end{pmatrix}. \quad (1)$$

Для определения матрицы (1) по экспериментальным значениям функции $F(x)$ вычисляют значения функции распределения длин ошибочных интервалов $F(x')$, где $x' = x - 1$ — длина интервала без учёта безошибочного элемента. Зависимость $F(x')$ может быть аппроксимирована функцией экспоненциального вида

$$F(x') = \sum_{i=1}^K A_i \cdot e^{\alpha_i \cdot x'}. \quad (2)$$

С другой стороны, для функции справедливо представление

$$F(x') = \sum_{i=1}^N P_N \cdot P_{ii}^{x'-1}; \quad x' \geq 1. \quad (3)$$

Поскольку

$$P_{1N} = 1 - P_{ii}. \quad (4)$$

то из сравнения (2) и (3) для аппроксимации (2) могут быть найдены параметры модели группирования ошибок

$$P_{ii} = e^{\alpha \cdot i}; \quad P_{Ni} = A_i \cdot e^{\alpha \cdot i}. \quad (5)$$

Таким образом, все параметры матрицы (1) определены. Кроме того, матрица $\|P_{ij}\|$ определяет вектор финальных вероятностей

$$R = \begin{pmatrix} R_0 \\ R_1 \\ R_2 \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Из интерпретации параметров модели в соответствии с ее физическим смыслом следует, что R_N равно вероятности ошибки в канале $P_0 = R_N$. Величина P_0 обычно задаётся экспериментальными данными.

В частном случае при $N=2$, имеем

$$\|P_{ij}\|_{2 \times 2} = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}.$$

Соответственно,

$$F(x) = A_1 \cdot e^{\alpha_1 \cdot x} + A_2 \cdot e^{\alpha_2 \cdot x} = \sum_{i=1}^{N=2} P_N \cdot P_{ii}^x,$$
откуда с учётом (5) получим

$$P_{11} = e^{\alpha_1}; P_{22} = e^{\alpha_2};$$

$$P_{N1} = A_1 \cdot e^{\alpha_1}; P_{N2} = A_2 \cdot e^{\alpha_2}.$$

Часто число членов аппроксимации K в (2) связывают с числом внешних источников возмущения, действующих в канале связи. Сами источники считаются независимыми. Так, например, если предположить, что ошибки в канале связи обусловлены, в основном, двумя причинами, то в (2) достаточно ограничиться случаем $K=2$, так, что

$$F(x) = A_1 \cdot e^{\alpha_1 \cdot x} + A_2 \cdot e^{\alpha_2 \cdot x}, \quad (6)$$

причем $A_2 = 1 - A_1$.

Поскольку состояния канала являются независимыми и появляются с вероятностью

$$p_i = \frac{N_{xi}}{Q_{xi}},$$

перейдем к матрице переходных вероятностей $\|P_{ij}\|$, каждый член которой определяет вероятность перехода канала из x_i в x_j при передаче каждого символа, независимо от того, был этот символ принят правильно или нет. Члены строки матрицы $\|P_{ij}\|$ определяются следующими выражениями:

$$P_{ij} = \begin{cases} Q_{ij} \cdot p_i, & \text{для } j = i; \\ 1 - \sum_{j=1, j \neq i}^s Q_{ij} \cdot p_i, & \text{для } j \neq i. \end{cases} \quad (7)$$

Таким образом, модель характеризуется матрицей переходных вероятностей $\|P_{ij}\|$ и вероятностями ошибки в каждом состоянии. Легко также определить вектор финальных вероятностей $|R_i|$

Такая модель допускает физическую интерпретацию состояния канала как отрезка времени, на котором помеха в непрерывном канале сведена к эквивалентному нормальному шуму с заданным отношением сигнал/шум.

Очевидно, что величина p_0 , усредненная характеристика мощности помехи, может быть вычислена следующим образом:

$$P_0 = \sum_{i=0}^s R_i \cdot p_i. \quad (8)$$

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ

Используя методы, примененные в [1,2] получим рекуррентные выражения для вычисления $P(k, l, n)$ — вероятности появления k ошибок в блоке длиной n при передаче l блоков.

Пусть при передаче символа e_0 канал находится в состоянии x_i , а в момент передачи символа e_1 — в состоянии x_j , тогда вероятность передать символ e_1 , без ошибки равна:

$$x_i 0 x_j = P_{ij} \cdot \bar{p}_j, \quad (9)$$

где

$$p_j = 1 - \bar{p}_j. \quad (10)$$

Соответственно, если символ e_1 был, при тех же условиях, принят с ошибкой:

$$x_i 1 x_j = P_{ij} \cdot \bar{p}_i. \quad (11)$$

Обозначим $x_i 0 x_j(n)$ вероятность того, что при передаче символов e_1, e_2, \dots, e_n не было ни одной ошибки, и символ e_0 передавался при состоянии канала x_i символ, а e_n — при состоянии x_j . Можно записать:

$$x_i 0 x_j(n) = \left[\sum_{d=1}^s x_i 0 x_d(n-1) P_{dj} \right] p_j, \quad n=2,3, \dots \quad (12)$$

Если при перечисленных выше условиях при передаче символов e_1, e_2, \dots, e_n была, по крайней мере, одна ошибка, то вероятность этого события можно вычислить следующим образом:

$$x_i 1 x_j(n) = x_i 0 x_j(n) \frac{P_i}{\bar{p}_j} + \sum_{d=1}^s x_i 0 x_d(n-1) P_{dj}, \quad (13)$$

$n=2,3, \dots$

Очевидно, что для $n=1$

$$x_i 0 x_j = P_{ij} \bar{p}_j, \quad (14)$$

$$x_i 1 x_j = P_{ij} p_j. \quad (15)$$

Рассмотрим группу из l блоков, каждый длиной n символов. Обозначим первый символ первого блока e_1 , а последний символ блока l через e_n .

Тогда вероятность $x_i x_d(k, l)$ того, что при передаче l блоков k из них было поражено хотя бы одной ошибкой, при условии, что символ e_0 был передан в состоянии x_i , а символ e_n в состоянии x_j , можно вычислить, учитывая (12) и (13), следующим образом:

$$x_i 1 x_d(k, l) = \sum_{d=1}^s [x_i x_j(k, l-1) x_j 0 x_d(n) + x_i x_j(k-1, l-1) x_j 1 x_d(n)]. \quad (16)$$

Выражение (16) справедливо для $l=2,3,\dots$ и $k=0, 1, 2, 3,\dots$

Для $l=1$:

$$x_i x_j (k=0, l=1) = x_j 0 x_j (n), \quad (17)$$

$$x_i x_j (k=1, l=1) = x_j 1 x_j (n). \quad (18)$$

Очевидно, что для $k>l, n<0$ и $l<0$ эти вероятности равны нулю.

Учитывая все возможные состояния, в которых принимается символ e_n , можно вычислить функцию $P_{x_i}(k, l, n)$ — вероятность того, что при передаче l блоков по n символов в k блоках была одна или более ошибок, при условии, что символ e_0 был передан в состоянии x_i

$$P_{x_i}(k, l, n) = \sum_{d=1}^S x_i x_d(k, l) = \sum_{d=1}^S \sum_{j=1}^S x_i x_j(k, l-1) x_j 0 x_d(n) + x_i x_j(k-1, l-1) x_j 1 x_d(n). \quad (19)$$

С учетом вероятностей передачи символа e_0 в состоянии x_i , получим выражение для искомой функции $P(k, l, n)$

$$P(k, l, n) = \sum_{i=1}^S R_i P_{x_i}(k, l, n). \quad (20)$$

При принятых выше обозначениях очевидна тождественность значений рассмотренных выше функций: $P(k=m, l=n, n=1)$ и $P(m, n)$.

Таким образом, по полученным выражениям можно вычислить остальные вероятности, необходимые для анализа процедур кодирования и декодирования и характеристик цифровых систем передачи.

ПРОГРАММНОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ И РЕЗУЛЬТАТЫ ЧИСЛЕННОЙ ОЦЕНКИ $P(m, n)$.

В качестве примера использования разработанной методики рассмотрим результаты имитационного моделирования сигналов с релейскими замираниями. В результате экс-

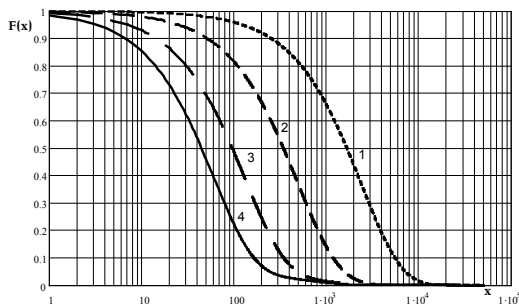


Рис. 1. Дополнительная функция распределения вероятности длительности ошибочных интервалов по результатам моделирования

перимента была определена дополнительная функция распределения (ДФР) вероятности длительности ошибочных интервалов. Графики ДФР для релейских сигналов при разных скоростях движения объекта показаны на рис. 1. На следующем этапе для каждой из кривых были определены аппроксимации ДФР вида

$$F(x) = A_1 e^{-\alpha_1 x} + A_2 e^{-\alpha_2 x}. \quad (21)$$

В соответствии с этим каждая из кривых может быть записана следующим образом

$$F_{f_{.5}}(x) = 0.95 \exp\left(-\frac{x}{2400}\right) + 0.05 \exp\left(-\frac{x}{2500}\right); \quad (22a)$$

$$F_{f_{.20}}(x) = 0.95 \exp\left(-\frac{x}{430}\right) + 0.05 \exp\left(-\frac{x}{700}\right); \quad (22.б)$$

$$F_{f_{.60}}(x) = 0.95 \exp\left(-\frac{x}{130}\right) + 0.05 \exp\left(-\frac{x}{800}\right); \quad (22.в)$$

$$F_{f_{.120}}(x) = 0.95 \exp\left(-\frac{x}{60}\right) + 0.05 \exp\left(-\frac{x}{600}\right). \quad (22 г)$$

Индекс в названии функции показывает скорость движения объекта, которая соответствует конкретным имитациям замирающих сигналов.

Определим алгоритм расчета $P(m, n)$. Формула (20) определяет величины, необходимые для такого расчета. Для их вычисления должны быть найдены значения элементов матрицы переходных вероятностей для используемой модели и значения элементов вектора финальных вероятностей. Эти данные можно получить из параметров формул (22a)–(22г).

Рассматривается модель с двумя состояниями — «ошибочным» и «безошибочным», причем «ошибочное» состояние включает в себя два состояния — вызванное ошибками в быстрых замираниях и в медленных замираниях. Следовательно, матрица переходных вероятностей будет иметь размерность 3×3 . Процедура пережевания по h блокам описывается возведением этой матрицы в степень h ,

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ P_{21} & P_{22} & P_{23} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 & P_{13} \\ 0 & P_{22} & P_{23} \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{pmatrix}.$$

Здесь состояние 3 является «безошибочным», переходные вероятности $P_{12}=P_{21}=0$.

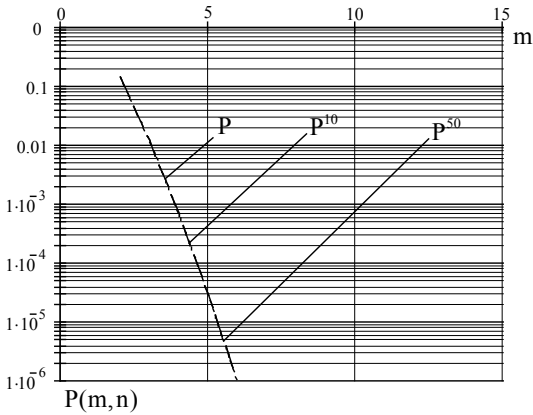


Рис. 2. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке без перемежения и для глубины перемежения 10 и 50 (скорость движения объекта 5 км/час)

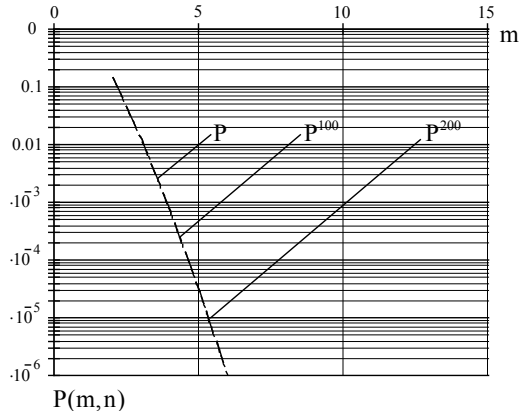


Рис. 3. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке без перемежения и для глубины перемежения 100 и 200 (скорость движения объекта 5 км/час)

Воспользовавшись (5) найдем

$$P_{11} = e^{\alpha_1}; P_{31} = A_1 e^{\alpha_1}; P_{13} = 1 - P_{11},$$

$$P_{22} = e^{\alpha_2}; P_{32} = A_2 e^{\alpha_2}; P_{23} = 1 - P_{22}.$$

В соответствии со свойствами матрицы переходных вероятностей (сумма элементов в строке равна 1)

$$P_{33} = 1 - P_{31} - P_{32}.$$

Далее определим значения элементов матрицы вектора финальных вероятностей

$$R = \begin{pmatrix} R_0 \\ R_1 \\ R_2 \end{pmatrix}.$$

Элементы этой матрицы-столбца находятся из системы уравнений

$$\sum_{i=0}^{K-1} R_i = 1; \sum_{j=0}^{K-1} P_{ij} P_{jk} = R_k,$$

Поскольку размерность вектора $K=3$, то

$$R_0 = \frac{A}{A+B+C}; R_1 = \frac{B}{A+B+C}; R_2 = \frac{C}{A+B+C},$$

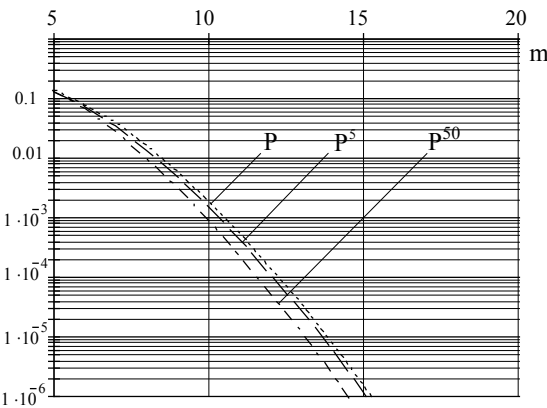


Рис. 4. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке без перемежения и для глубины перемежения 5 и 10 (скорость движения объекта 60 км/час)

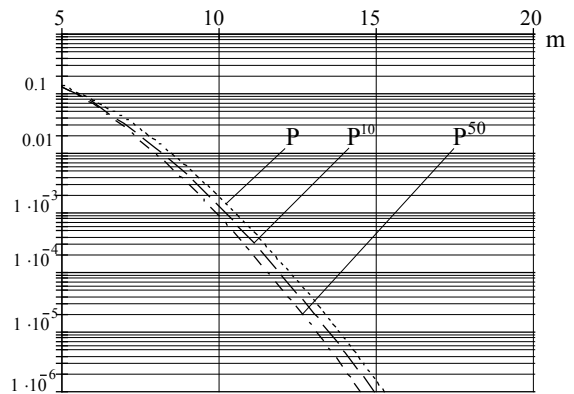


Рис. 5. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке без перемежения и для глубины перемежения 10 и 50 (скорость движения объекта 60 км/час)

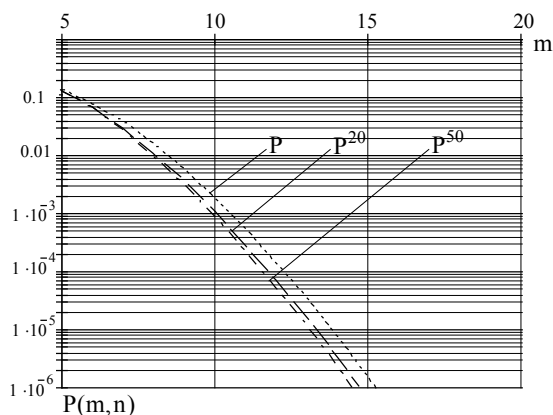


Рис. 6. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке без перемежения и для глубины перемежения 20 и 50 (скорость движения объекта 60 км/час)

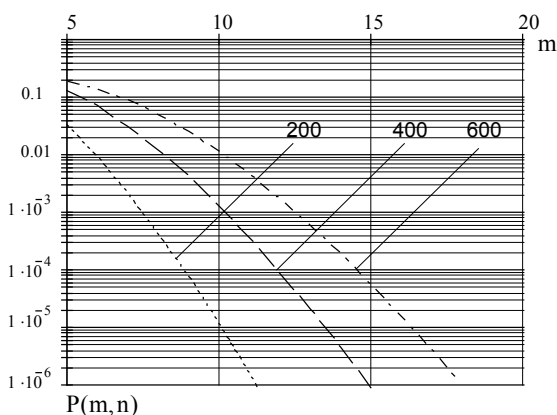


Рис. 7. Графики зависимости вероятности $P(m,n)$ от числа ошибок m в блоке для различной длины блока и глубины перемежения 10 (скорость движения объекта 60 км/час)

где

$$A = P_{21} \cdot P_{31} + P_{23} \cdot P_{31} + P_{32} \cdot P_{21};$$

$$B = P_{12} \cdot P_{32} + P_{13} \cdot P_{32} + P_{31} \cdot P_{12};$$

$$C = P_{13} \cdot P_{23} + P_{12} \cdot P_{23} + P_{21} \cdot P_{13}.$$

В соответствии с (9)—(11) вероятности безошибочного приема и приема с ошибкой символа равны

$$x_i 0x_j = P_{ij} p_j;$$

$$x_i 1x_j = P_{ij} p_j.$$

Из (19) условные вероятности того, что при передаче блока длиной n символов e_1, e_2, \dots, e_n , было m ошибок

$$P_{xi}(m,n) = \sum_{d=1}^S x_i x_d(m,n) = \sum_{d=1}^S \sum_{j=1}^S x_i x_j(m,n-1) x_i 0x_d + x_i x_j(m-1, n-1) x_i x_d.$$

Здесь $x_i x_j(m,n)$ — вероятность иметь m ошибок в блоке длиной n символов.

Вычисляя $P_{xi}(m,n)$ для $i=1,2,3,\dots,S$, в соответствии с (20) можно определить искомые вероятности $P(m,n)$:

$$P(m,n) = \sum_{i=1}^S R_i P_{xi}(m,n).$$

В соответствии с разработанным алгоритмом была составлена программа расчета

Программа по данной блок-схеме работает следующим образом.

1. Ввод исходных данных и определение матриц условных вероятностей.

Вначале задаем вспомогательные переменные m, i, j, k, l .

Задаем нулевую матрицу m_0 — все элементы этой матрицы равны нулю, размерность этой матрицы — 3×3 .

2. Рассчитываем значения элементов матрицы p размерностью 3×3 элемента, зная значения A_1, A_2, a_1, a_2 ; матрицу условных вероятностей R размерностью 3×1 , а также вспомогательную матрицу p_2 с размерностью 3×1 .

3. Вывод результатов. Результаты расчетов выводятся в виде матриц и графиков для различных скоростей движения объекта.

Для скорости 5 км/ч получены следующие матрица условных вероятностей и матрицы с учетом перемежения по 5, 10, 20 и 50 блокам:

Графики для вероятности $P(m,n)$ в зависимости от числа ошибок m в блоке для различной глубины перемежения приведены на рис. 2 и 3.

Рисунки показывают, что при малой скорости движения перемежение практически не оказывает влияния на число ошибок в блоке информации. Видно также, что поскольку кодер исправляет 5 ошибок, то вероятность появления неисправленных ошибок может быть оценена на уровне 10^{-5} .

Графики для вероятности $P(m,n)$ в зависимости от числа ошибок m в блоке для различной глубины перемежения приведены на рис. 4—7.

Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы.

При низкой скорости движения объекта (5 км/час) перемежение практически не оказывает влияния на величину вероятности появления m ошибок в блоке длиной n .

При более высоких скоростях движения (60 и 120 км/час) при увеличении глубины перемежения вероятность появления m ошибок в блоке длиной n уменьшается, причем при более высокой скорости движения этот эффект проявляется в большей степени.

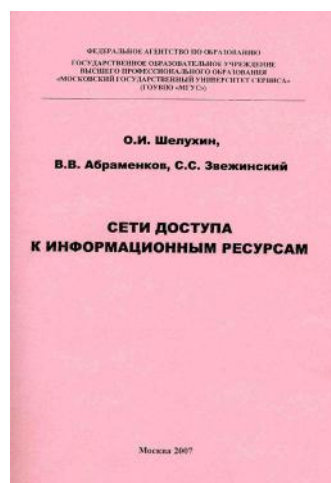
При малой скорости движения вероятность появления определенного числа ошибок в блоке информации меньше, чем при более

высокой скорости. Так, при скорости движения 5 км/час вероятность появления 5 ошибок составляет $1,1 \times 10^{-5}$, а при скорости движения объекта 120 км/час эта величина (без учета перемежения) возрастает до значения 0,1.

При увеличении длины блока вероятность появления определенного числа ошибок в блоке возрастает. Видно также, что при увеличении скорости движения объекта вероятности ошибки растет в меньшей степени, то есть при более низких скоростях движения допустимую длину блока следует определять более тщательно. При применении перемежения эффект от него сильнее проявляется при меньшей длине блоков.

Литература

1. *Арсеньев М.В.* Разработка марковской модели потока ошибок при воздействии помех импульсного типа на основе экспериментальных характеристик непрерывного канала связи // Электромагнитные волны и электронные системы. 2007. № 9. С. 37—45.
2. *Шелухин О.И., Арсеньев М.В.* Разработка Марковской модели потока ошибок в информационных системах при воздействии помех импульсного типа // Электротехнические и информационные комплексы и системы. 2006. № 1. С. 40—45.
3. *Шелухин О.И., Тенякиев А.М., Осин А.В.* Моделирование информационных систем. М.: Изд-во «Сайнс-пресс», 2005. 370 с.



Шелухин О.И., Абраменков В.В., Звезжинский С.С.

Сети доступа к информационным ресурсам: Монография. М.: ГОУВПО «МГУС», 2007. 173 с., ил.

В монографии изложены основы построения систем и сетей доступа к информационным ресурсам; проанализированы беспроводные системы радиодоступа WLAN; рассмотрены альтернативные стандарты WLAN, стандарт широкополосного доступа IEEE 802.16, а также предложены типовые решения по созданию и эксплуатации систем беспроводного абонентского доступа к информационным ресурсам.