

**МЕТОДИКА ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ И ИСПЫТАНИЙ НА
ПОМЕХОУСТОЙЧИВОСТЬ УСТРОЙСТВ ФОРМИРОВАНИЯ И ПРИЕМА
СИГНАЛОВ В ЦИФРОВОЙ СВЯЗИ****Д. И. Верхушин (Санкт-Петербург)**

Цель доклада состоит в презентации и обсуждении одного из этапов совершенствования методики имитационного моделирования и статистических испытаний, которая характеризуется прежде всего тем, что позволяет гарантировать репрезентативность их результатов в условиях, когда испытания проводятся при отсутствии достаточно плотных по точности теоретических оценок характеристик помехоустойчивости.

Характеристики помехоустойчивости устройств формирования и приема сигналов в системах цифровой связи, отличающихся реализацией в них современных сигнально-кодовых конструкций (СКК), турбоподобных кодов при итеративных методах декодирования, принято анализировать с помощью универсальной качественной метрики – зависимости вероятности появления ошибочного бита P_b от отношения энергии бита к односторонней спектральной плотности мощности шума E_b/N_0 . Необходимость все более детального учета характеристик непрерывных каналов связи и присутствующих в них мешающих воздействий приводит к существенному усложнению процедур формирования и приема сигналов.

В этих условиях получение достаточно точных математических соотношений, характеризующих зависимость P_b от E_b/N_0 в реализуемых современных алгоритмах формирования и приема сигналов, становится весьма проблематичным и практически невыполнимым. Известные же аддитивные границы для вероятности ошибок и асимптотические оценки не всегда отличаются необходимой плотностью по точности, особенно при малых значениях отношения сигнал/шум (E_b/N_0), достигаемых при практическом применении современных СКК, турбоподобных кодов и процедур итеративного декодирования [1, 2].

По этим причинам все более необходимым и оправданным становится применение и совершенствование методики имитационного моделирования современных устройств формирования и приема сигналов, одной из основных целей и завершением которых являются, как правило, их статистические испытания на помехоустойчивость, представляемые в виде таблиц или графиков зависимости P_b от E_b/N_0 . В свою очередь, одной из основных целей совершенствования методик имитационного моделирования и статистических испытаний на их основе становится достижение репрезентативности (статистической устойчивости, повторяемости при каждой презентации) результатов имитационного моделирования и статистических испытаний.

Степень репрезентативности удобно характеризовать достигаемыми при испытаниях значениями доверительной вероятности и доверительного интервала при интервальных оценках характеристик помехоустойчивости. Для определения необходимого размера выборки при статистических исследованиях в число исходных условий входит не только заданное значение доверительного интервала, но и ожидаемая вероятность ошибок на бит или символ. Тогда необходимый размер выборки определяется соотношением [3, 4]:

$$N = \text{ceil} \left[\left(\frac{qnorm\left(\frac{1-P_{dv}}{2}, 0, 1\right)}{\varepsilon} \right)^2 \cdot \frac{1-P_{bt}}{P_{bt}} \right], \quad (1)$$

где P_{dv} – заданное значение доверительной вероятности (обычно не ниже 0,95); ε – заданное значение нормированного (относительно P_b) доверительного полуинтервала (обычно 0,1 и менее, что соответствует оценке ожидаемой вероятности ошибок с погрешностью не более $\pm 10\%$, например, $0,9 \cdot 10^{-5} \dots 1,1 \cdot 10^{-5}$ при ожидаемом значении $P_{bt} = 1 \cdot 10^{-5}$).

Соответственно, $qnorm(p, \mu, \sigma)$ – обратная функция нормального распределения, для которой p – значение вероятности, μ – математическое ожидание, σ – среднеквадратическое отклонение; $\text{ceil}(x)$ – возвращает наименьшее целое не меньшее x .

В табл. 1 представлены рассчитанные в соответствии с (1) значения размера выборки N при ожидаемом значении $P_{bt} = 1 \cdot 10^{-5}$ для различных P_{dv} и ε .

Таблица 1

P_{bt}	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$
ε	0,25	0,2	0,18	0,16	0,15	0,12	0,1	0,05
$P_{dv} = 0.75$	$2,2 \cdot 10^6$	$3,4 \cdot 10^6$	$4,1 \cdot 10^6$	$5,2 \cdot 10^6$	$5,9 \cdot 10^6$	$9,2 \cdot 10^6$	$1,33 \cdot 10^7$	$5,3 \cdot 10^7$
$P_{dv} = 0.8$	$2,7 \cdot 10^6$	$4,2 \cdot 10^6$	$5,1 \cdot 10^6$	$6,5 \cdot 10^6$	$7,3 \cdot 10^6$	$1,15 \cdot 10^7$	$1,65 \cdot 10^7$	$6,57 \cdot 10^7$
$P_{dv} = 0.9$	$4,4 \cdot 10^6$	$6,8 \cdot 10^6$	$8,4 \cdot 10^6$	$1,06 \cdot 10^7$	$1,21 \cdot 10^7$	$1,88 \cdot 10^7$	$2,71 \cdot 10^7$	$1,08 \cdot 10^8$
$P_{dv} = 0.95$	$6,2 \cdot 10^6$	$9,7 \cdot 10^6$	$1,19 \cdot 10^7$	$1,51 \cdot 10^7$	$1,71 \cdot 10^7$	$2,67 \cdot 10^7$	$3,85 \cdot 10^7$	$1,54 \cdot 10^8$
$P_{dv} = 0.97$	$7,6 \cdot 10^6$	$1,18 \cdot 10^7$	$1,46 \cdot 10^7$	$1,84 \cdot 10^7$	$2,1 \cdot 10^7$	$3,28 \cdot 10^7$	$4,71 \cdot 10^7$	$1,88 \cdot 10^8$
$P_{dv} = 0.99$	$1,07 \cdot 10^7$	$1,66 \cdot 10^7$	$2,05 \cdot 10^7$	$2,6 \cdot 10^7$	$2,95 \cdot 10^7$	$4,61 \cdot 10^7$	$6,64 \cdot 10^7$	$2,65 \cdot 10^8$

Так как в формуле (1) ожидаемая вероятность ошибки на бит или символ P_{bt} соответствует вероятности ошибки в канале с аддитивным белым гауссовским шумом, то при появлении в таком канале мешающих воздействий (замираний, помех, и т.д.) фактическая вероятность ошибки будет выше. Следовательно, требования к P_{dv} и ε будут выполняться при меньших размерах выборки, и проводить статистические испытания по всей выборке, рассчитанной по формуле (1), нет необходимости.

Основу предлагаемой методики составляют статистические испытания с адаптивным наращиванием размера выборки до достижения заданных в технических требованиях значений P_{dv} и ε . Отличительной особенностью предлагаемой методики (неизвестной ранее) является формирование промежуточных оценок достигнутого значения ε и принятие решения о продолжении либо прекращении испытаний на их основе. Это гарантирует репрезентативность результатов имитационного моделирования и статистических испытаний в условиях, когда испытания проводятся при отсутствии достаточно плотных по точности теоретических оценок P_b .

В предлагаемой методике:

1. Необходимый размер выборки разбивается на блоки (пакеты) с размером выборки в каждом пакете $N_1 \geq 2048$, например, $2^{11} \dots 2^{17}$ с наращиванием до необходимого общего размера выборки на основе повторных «прогонов» с фиксированным размером N_1 и обеспечением статистической независимости случайных последовательностей на каждой выборке в повторных обращениях к датчикам случайных последовательностей. Необходимое число N_n «прогонов» по $N_T = 2048$ канальных символов ($N_n = \text{ceil}[N/N_T]$) для N , полученных в табл. 1, приведено в табл. 2.

Таблица 2

P_{bt}	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$
ε	0,25	0,2	0,18	0,16	0,15	0,12	0,1	0,05
$P_{dv} = 0.75$	1075	1661	2002	2540	2881	4493	6495	25879
$P_{dv} = 0.8$	1319	2051	2491	3174	3565	5616	8057	32081
$P_{dv} = 0.9$	2149	3321	4102	5176	5909	9180	13233	52881
$P_{dv} = 0.95$	3028	4737	5811	7374	8350	13038	18799	75049
$P_{dv} = 0.97$	3711	5762	7129	8985	10254	16016	22999	91993
$P_{dv} = 0.99$	5225	8106	10010	12696	14405	22510	32422	129590

2. По завершении первого прогона формируются предварительные оценки двух величин – вероятности ошибки $P_b^{(1)}$ и величины доверительного полуинтервала $\varepsilon^{(1)}$ при фиксированном изначально заданном значении доверительной вероятности P_{dv} , и сравнивается достигнутое значение $\varepsilon^{(1)}$ с требуемым (допустимым) значением ε .

3. Если $\varepsilon^{(1)} > \varepsilon$, то осуществляется переход ко второму и последующим «прогонам» с контролем соответствующих каждому прогону значений $P_b^{(k)}$, $\varepsilon^{(k)}$, где k – номер «прогона», до тех пор, пока не будет выполнено неравенство $\varepsilon^{(k)} \leq \varepsilon$, что и является условием завершения цикла прогонов. Величина $\varepsilon^{(k)}$ контролируется в соответствии с соотношением:

$$\varepsilon^{(k)} = qnorm\left(\frac{1 - P_{dv}}{2}, 0, 1\right) \cdot \sqrt{\frac{1 - P_b^{(k)}}{k \cdot N_1 \cdot P_b^{(k)}}} \quad (2)$$

Тестирование предлагаемой методики проводилось на имитационных моделях при известных для заказчика и гарантированно неизвестных для исследователя теоретических характеристиках помехоустойчивости. Результаты представлялись в виде таблиц и графиков зависимости P_b от E_b/N_0 и сравнивались с теоретическими зависимостями. Результаты таких сопоставлений подтвердили ожидаемую плотность экспериментальных оценок зависимостей P_b от E_b/N_0 . Результаты таких сопоставлений авторы могут представить в процессе доклада. Для обсуждения планируется представить также экспериментальные оценки зависимостей $P_b(E_b/N_0)$ для моделей каналов и присутствующих в них мешающих воздействий, применительно к которым теоретические оценки зависимости $P_b(E_b/N_0)$ в настоящее время отсутствуют и получение которых скорее всего практически невозможно.

Вывод

Предлагаемая методика имитационного моделирования и статистических испытаний на помехоустойчивость, в отличие от известных, обеспечивает выполнение требований по статистической репрезентативности результатов экспериментальных исследований характеристик помехоустойчивости на основе предложенного в докладе алгоритма адаптивного наращивания размера выборки до достижения заданных в технических требованиях значений доверительной вероятности и доверительного интервала. Методика характеризуется достаточной универсальностью и возможностью ее применения, в том числе в ходе организации трассовых испытаний и обработки результатов.

Литература

1. Расчет помехоустойчивости систем передачи дискретных сообщений: Справочник/ **Коржик В. И., Финк Л. М., Щелкунов К. Н.**: Под ред. Л. М. Финка. М.: Радио и связь, 1981. – 232 с.
2. **Бураченко Д. Л., Савищенко Н. В.** Сигнальные конструкции. Приложения. Часть 3: Учебное пособие/ СПбГУТ. СПб, 2005.
3. **Тихонов В. И.** Статистическая радиотехника. 2-е изд. М.: Радио и связь, 1982, 624 с.
4. **Крамер Г.** Математические методы статистики. М.: Мир, 1975, 648 с.