

Остается ввести в рассмотрение набор качественных оценок уровней каждого фактора в иерархии:

$L = \{\text{Очень низкий уровень (ОН),}$
 Низкий уровень (Н), Средний уровень (С),
 Высокий уровень (В), Очень высокий уровень (ОВ)\}. (2)

Тогда, в качестве математической модели оценки комплексной безопасности системы (KBS) может быть принят кортеж:

$$KBS = \langle G, L, E \rangle .$$

Выводы

Полученное описание может быть использовано для построения показателя уровня комплексной безопасности компьютерных систем и сетей на базе агрегирования значений со всех уровней иерархии факторов на основе качественных данных об уровнях факторов и их отношениях порядка на одном уровне иерархии.

Применение модифицированного метода нестрогого ранжирования позволяет определить веса Фишберна для факторов одного уровня иерархии. При этом получено обобщение данных весов на общий случай предпочтения/безразличия факторов по отношению друг к другу.

Литература

1. Садердинов А.А., Трайнев В.А., Федулов А.А. Информационная безопасность предприятия. М.: ИТК «Дашков К°», 2005. – 336 с.
2. Курило А.П., Зефилов С.Л., Голованов В.Б. Аудит информационной безопасности. – М.: Изд. БДЦ-пресс, 2006. – 304 с.
3. Домарев В.В. Безопасность информационных технологий. Системный подход. К.: ООО ТИД Диа Софт, 2004. – 992 с.
4. Попов Г.А. Экономическая кибернетика. Астрахань: Изд. ЦНТЭП, 2002. – 96 с.
5. Трухаев Р.И. Модели принятия решений в условиях неопределенности. М.: Наука, 1981. – 144 с.
6. Недосекин А.О. Нечеткий финансовый менеджмент. М., Аудит и финансовый анализ, 2003. – 76 с.
7. Литвак Б.Г. Экспертная информация: методы получения и анализа. М.: Радио и связь, 1982. – 92 с.
8. Фишберн П. Теория полезности для принятия решений. М.: Наука, 1978. – 155 с.
9. Рыжов А.П. Элементы теории нечетких множеств и измерения нечеткости. М.: Диалог-МГУ, 1998. – 102 с.

УДК. 621.395.4

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ КОЭФФИЦИЕНТА ПРЕВЫШЕНИЯ В СИСТЕМЕ АКТИВНОЙ ЗАЩИТЫ ИНФОРМАЦИИ

Маслов О.Н., Раков А.С.

В статье представлены результаты исследования характеристик коэффициента превышения в системе активной защиты (САЗ) конфиденциальной информации (КИ), выполненного методом статистического имитационного моделирования (СИМ).

Введение. Исходные определения и соотношения

При проектировании и анализе эффективности САЗ КИ [1-3] с применением компьютерного метода СИМ [3-5] и универсального лабораторного стенда для исследования случайных антенн (СА) [4] важно уяснить роль и место проводимых работ в системе мероприятий по выявлению каналов утечки КИ. Согласно [2], в данную систему входят специальные проверки технических средств (ТС); специальные обследования подлежащих защите помещений (ПЗП) и специальные исследования (СИ), включающие анализ и прогнозирование возможности формирования каналов утечки КИ за счет побочных электромаг-

нитных излучений и наводок (ПЭМИН), наличия соединительных линий (СЛ) электропитания, заземления, управления и сигнализации; а также по акустическим, виброакустическим и др. каналам. Главным принципом при проведении СИ является анализ любой потенциально возможной утечки КИ как реально существующей угрозы, – которую следует воспроизвести и промоделировать (изучить механизм воздействия, вычислить характеристики и параметры канала утечки, оценить последствия). В этой связи оборудование стенда призвано обеспечивать проведение максимально широкого круга работ, связанных с организационным и методическим обеспечением СИ для ТС различного назначения. Однако в первую очередь нужно исследовать условия формирования каналов утечки КИ через СА за счет ПЭМИН.

Схема стенда должна удовлетворять двум противоречивым требованиям [4]. С одной стороны (по техническим и экономическим соображениям) он должен быть максимально компактным и

универсальным, удобным в эксплуатации и обеспечивающим наглядность получаемых результатов (заметим, что по набору измерительных средств стенд отличается от инструментального обеспечения СИ примерно так же, как анатомический театр от рабочей операционной хирурга). С другой стороны, он должен воспроизводить как можно больше реальных вариантов (как простых, так и сложных, особенно преднамеренных) формирования каналов утечки КИ в СА разной конструкции.

Основным методом, положенным в основу СИ, является метод сравнения реального затухания сигналов эквивалентного генератора (ЭГ) с прогнозируемым возможным затуханием сигналов, содержащих КИ (КИ-сигналов) – при их распространении на объекте САЗ по одинаковым радиотрассам или проводным СЛ, исходя из их примерного равенства [6]. Определение с требуемой точностью затухания КИ-сигналов непосредственным образом (то есть моделирование действий злоумышленника на границе контролируемой зоны или в местах его вероятного размещения) встречает трудности, связанные необходимостью применения высокоэффективной аппаратуры для перехвата КИ (которой, как считается, располагает злоумышленник) и устранением внешних шумов и помех (естественных и искусственных, преднамеренных и непреднамеренных). Организаторы СИ, как правило, не располагают такой аппаратурой и не могут устранить внешние шумы и помехи на объекте [6].

Кроме того, совокупность точек N , соответствующих границе контролируемой зоны или местам вероятного расположения злоумышленника (точки первого рода), могут быть недоступными для организаторов СИ по самым разным причинам (от эргономических сложностей до режимных соображений). Поэтому напряженность поля КИ-сигнала на частоте f_c в точке первого рода

$E_{c1}(f_c)$ может быть записана как $E_{c1}(f_c) = E_{c2}(f_c) K_p(f_c)$, где $E_{c2}(f_c)$ – напряженность поля в доступной для организаторов СИ точке M на объекте (точка второго рода); $K_p(f_c)$ – коэффициент реального затухания сигналов ЭГ, определяемый по формуле $K_p(f_c) = E_{r1}(f_c) / E_{r2}(f_c)$, где $E_{r1}(f_c)$ и $E_{r2}(f_c)$ – уровни напряженности поля ЭГ, соответственно, в точках первого и второго рода.

Если точки первого рода N недоступны, напряженность поля ЭГ в точке первого рода $E_{r1}(f_c) = E_{r3}(f_c) K_1(f_c) / K_3(f_c)$, где $E_{r3}(f_c)$ и $K_3(f_c)$ относятся к точке третьего рода O – максимально удаленной от ТС и максимально приближенной к точке первого рода (затухание сигнала ЭГ между точками первого и третьего рода должно превышать 3 дБ); $K_1(f_c)$ и $K_3(f_c)$ – стандартные затухания сигнала ЭГ в свободном пространстве для точек первого и третьего рода, которые определяются расчетным путем (с учетом возможного расположения указанных точек в зоне Фраунгофера и в зоне Френеля). В итоге формула для определения уровня напряженности поля КИ-сигнала, используемая при проведении СИ, приобретает вид

$$E_{c1}(f_c) = E_{c2}(f_c) \frac{E_{r2}(f_c) K_3(f_c)}{E_{r3}(f_c) K_1(f_c)}. \quad (1)$$

На практике точка второго рода M обычно располагается на расстоянии $d = 1$ м; точка третьего рода O – на максимально-возможном удалении от ТС (в нашем случае – от СА) в пределах территории объекта; точка первого рода N – на границе контролируемой зоны или в местах наиболее вероятного расположения злоумышленника, как это в схематическом виде показано на рис. 1.

В соответствии с изложенным, (1) является основным исходным соотношением для организации работ, связанных с исследованием СА на универсальном лабораторном стенде.

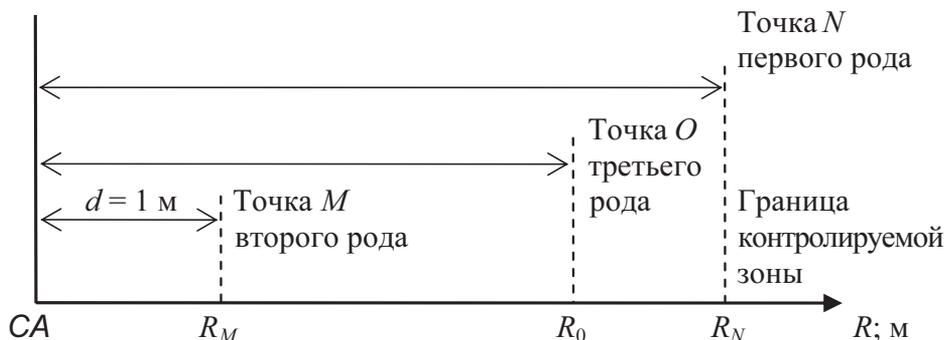


Рис. 1. Схема расположения точек первого, второго и третьего рода при проведении СИ

Погрешность результатов СИ

Оценим погрешность измерений, проводимых на стенде. Согласно [1-2; 6], для оценки эффективности защиты КИ необходимо найти уровень напряженности поля сигнала E_{CN} на границе контролируемой зоны в точке первого рода N – чтобы затем сравнить его либо с заданным нормативным значением, либо с уровнем помехи в данной точке (определяемым аналогичным образом).

Однако в лаборатории, как и при проведении реальных СИ, удобнее, во-первых, определять уровень сигнала E_{CM} в более близкой к источнику КИ точке второго рода M , при этом имеет место $E_{CN} = \sqrt{60 P_C D_C V_{CN} / R_N}$; $E_{CM} = \sqrt{60 P_C D_C V_{CM} / R_M}$, где P_C и D_C – излученная мощность и КНД СА – источника КИ-сигнала; V_C – множитель ослабления напряженности поля свободного пространства; R – расстояние от СА до точки наблюдения; нижние индексы N и M относятся к указанным точкам пространства (см. рис. 1).

Во-вторых, вместо уровня E_{CM} реального сигнала более удобно измерять уровень сигнала от ЭГ E_{GM} , (если $E_{GM} \gg E_{CM}$), где $E_{GM} = \sqrt{60 P_G D_G V_{GM} / R_M}$ и нижние индексы G относятся к ЭГ. Тогда $E_{CN} = E_{GM} \sqrt{P_C D_C / P_G D_G} (V_{CN} / V_{GM}) (R_M / R_N)$, а поскольку $\sqrt{P_C D_C / P_G D_G} = \sqrt{ППЭ_C / ППЭ_G}$, где ППЭ – уровни плотности потока энергии ЭМИ в единицу времени, соответственно, для КИ-сигнала и сигнала ЭГ в одной и той же точке второго рода M , то в итоге

$$E_{CN} = E_{GM} \sqrt{ППЭ_C / ППЭ_G} (V_{CN} / V_{GM}) (R_M / R_N). \quad (2)$$

Точность нахождения E_{GM} , ППЭ_C; ППЭ_G; R_M и R_N в (2) определяется инструментальной погрешностью средств измерений стенда, методическая погрешность определения E_{CN} с помощью стенда (как и при проведении СИ [6]), зависит от свойств отношения V_{CN} / V_{GM} , в котором путем правильного выбора точки M можно обеспечить $V_{GM} \approx 1$. Определить V_{CN} таким же образом нельзя, поскольку необходимо учитывать условия распространения радиоволн в реальной среде между источником КИ (СА, размещенной на стенде) и точкой N , расположение которой на границе контролируемой зоны является произвольным. Поэтому V_{CN} $[0; V_m]$ следует считать случайной величиной, распределенной в достаточно широких пределах – что самым негативным образом сказывается на точности прогнозирования уровня E_{CN} . При исследовании с помощью стенда разных вариантов реализации САЗ сказанное относится и к

напряженности поля E_{IN} , создаваемой в точке N источником преднамеренной помехи, размещенным вблизи СА.

В отличие от соотношения (1), используемого при проведении СИ, формула (2), применяемая при исследовании СА, во-первых, имеет ввиду возможное отличие расстояния R_M от расстояния $d = 1$ м. Во-вторых, вместо детерминированных коэффициентов $K_1(f_c)$ и $K_3(f_c)$ используется случайная величина V_{CN} , моделируемая с помощью метода СИМ, что позволяет учесть неопределенность расположения точки N в окружающей среде. В-третьих, наиболее очевидный способ оценки эффективности САЗ КИ путем вычисления защитного отношения «помеха/сигнал» $\chi_N = (E_{IN} / E_{CN})^2$ после отдельного определения E_{CN} и E_{IN} в свете изложенного, становится неэффективным. Поэтому имеет смысл рассмотреть возможность оценки статистических свойств непосредственно коэффициента превышения χ_N – с учетом корреляционной связи между совместно моделируемыми случайными величинами E_{CN} и E_{IN} .

Аналитическая модель коэффициента превышения

По аналогии с E_{CN} (2) запишем для напряженности поля преднамеренной помехи $E_{IN} = E_{IM} (V_{IN} / V_{IM}) (R_M / R_N)$, где нижние индексы I относятся к источнику помехи, близость расположения которого к источнику КИ позволяет считать для них расстояния R_M и R_N примерно одинаковыми. Тогда коэффициент превышения

$$\chi_N = \chi_M (V_{IN} / V_{CN})^2, \quad (3)$$

где $\chi_M = (E_{IM} / E_{GM})^2 (ППЭ_G / ППЭ_C)$ при $V_{IM} = V_{GM} = 1$ в оговоренных условиях и обозначениях. Поскольку точность нахождения χ_M («детерминированная» часть χ_N) здесь определяется инструментальной погрешностью измерительных средств, точность прогнозирования χ_N будет зависеть от методической погрешности определения отношения $z_N = V_{IN}^2 / V_{CN}^2$ («случайная» часть χ_N), где V_{IN} и V_{CN} являются коррелированными случайными величинами, распределенными в пределах $[0; V_m]$.

Преимущества данного способа оценки эффективности САЗ обусловлены следующим. Во-первых, спрогнозировать параметры z_N вероятностными методами (как аналитическими, так и с помощью СИМ) не только проще по сравнению с E_{CN} и E_{IN} или V_{CN} и V_{IN} , но и целесообразнее с точки зрения решения пос-

тавленной задачи. Во-вторых, необходимые для прогнозирования χ_N значения отношений $ППЭ_{\Gamma} / ППЭ_C = П_{AG} / П_{AC} = P_{\Gamma} D_{\Gamma} / P_C D_C$, где $П_{AG}$ и $П_{AC}$ – значения ЭП [7] для ЭГ и источника КИ; P_{Γ} и D_{Γ} ; P_C и D_C – соответствующие им значения излученной мощности и КНД, могут быть найдены как экспериментальным, так и расчетным путем с приемлемой степенью достоверности – поскольку относятся к свободному пространству, что допускает их взаимную перепроверку. В-третьих, оценка z_N методом СИМ в ряде достаточно важных для практики частных случаев может быть дополнена исследованием адекватных аналитических моделей.

Пусть, например, V_{IH} и V_{CN} распределены по закону Рэлея с одинаковыми значениями параметра σ – что является одной из типовых моделей для распространения радиосигнала в реальных средах. Тогда двумерная плотность распределения вероятности (ПРВ) для квадратов $y_N = V_{IH}^2 [0; \infty]$ и $x_N = V_{CN}^2 [0; \infty]$ их коррелированных случайных значений будет иметь вид [8]

$$w_2(x_N; y_N) = \frac{1}{4\sigma^4(1-R_0^2)} \exp\left(-\frac{x_N + y_N}{2\sigma^2(1-R_0^2)}\right) \times \times I_0\left(\frac{R_0 \sqrt{x_N y_N}}{\sigma^2(1-R_0^2)}\right), \quad (4)$$

где $I_0\left(\frac{R_0 \sqrt{x_N y_N}}{\sigma^2(1-R_0^2)}\right)$ – модифицированная функция Бесселя нулевого порядка; $R_0 [0; 1]$ – коэффициент корреляции между V_{IH} и V_{CN} . Для отношения $z_N = y_N/x_N$ также согласно [8] получаем

$$w_1(z_N) = \frac{1}{4\sigma^4(1-R_0^2)} \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{u(z_N+1)}{2\sigma^2(1-R_0^2)}\right) \times \times I_0\left(\frac{R_0 u \sqrt{z_N}}{\sigma^2(1-R_0^2)}\right) u du; \quad z_N [0; \infty]. \quad (5)$$

Проанализируем (5) для крайних частных случаев: $R_0 = 0$ и 1 с тем, чтобы иметь представление о характере деформации ПРВ $w_1(z_N)$ при изменении R_0 . Для $R_0 = 0$ интегрирование в (5) дает $w_1(z_N) = \frac{1}{(1+z_N)^2}$ (при неодинаковых значениях параметров σ закона Рэлея здесь имеет место обобщение $w_1(z_N) = \frac{\sigma_1^2 \sigma_2^2}{(\sigma_2^2 + \sigma_1^2 z_N)^2}$). Интегральная функция распределения $P(z_N) = \frac{z_N}{(1+z_N)}$; среднее значение и дисперсия в бесконечных пределах не существуют; медиана $z_{Nmed} = 1$;

границы доверительного интервала 0,9 равны $z_{N0,05} = 0,053$ и $z_{N0,95} = 18,947$. Таким образом, $w_1(z_N)$ и $P(z_N)$ характеризуют закон распределения z_N как асимметричный с «тяжелым хвостом» и достаточно большим доверительным интервалом по уровню вероятности 0,9.

Анализ случая $R_0 = 1$ разделим на два этапа. На первом этапе докажем нормировку $w_1(z_N)$ при всех $R_0 [0; 1]$, для чего используем (5) в виде

$$P(\infty) = \frac{1}{4\sigma^2 \sigma_z^2} \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{u}{2\sigma^2}\right) du \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{z_N + a_z^2}{2\sigma_z^2}\right) \times \times I_0\left(\frac{a_z \sqrt{z_N}}{\sigma_z^2}\right) dz, \quad (6)$$

где $a_z = R_0$; $\sigma_z^2 = \sigma^2(1-R_0^2)/u$. Интеграл по z_N в (6) соответствует нормировке закона Райса и равен единице при любых a_z и σ_z^2 ; табличный интеграл по u здесь также есть единица – поэтому $w_1(z_N)$ является ПРВ при любых R_0 , включая $R_0 = 1$. На втором этапе воспользуемся в (5) асимптотическим представлением функции Бесселя $I_0(S) \approx \exp(S)/\sqrt{2\pi S}$, которое справедливо при $S \gg 1$, что как раз имеет место при $R_0 \rightarrow 1$. В итоге

$$w_1(z_N) \approx \frac{1 - R_0^2}{4 \sqrt[4]{z_N R_0^2} (z_N + 1 - 2 R_0 \sqrt{z_N})^{3/2}} \quad (7)$$

При $R_0 = 1$ функция (7) за счет ее числителя равна нулю при всех значениях z_N , кроме $z_N = 1$, когда она обращается в бесконечность за счет равенства нулю ее знаменателя. Таким образом, ПРВ $w_1(z_N)$ в пределе при $R_0 \rightarrow 1$ представляет собой дельта-функцию Дирака $\delta(z_N - 1)$: ее значение при $z_N = 1$ бесконечно, а площадь под ней равна единице. Физически это представляется очевидным: отношение двух одинаковых (однозначно связанных при $R_0 = 1$) случайных величин становится «детерминированным».

Поскольку точно вычислить интеграл (7) не удастся [8-9], разложим функцию Бесселя в ряд и получим $w_1(z_N)$ в виде

$$w_1(z_N) = \sum_{\kappa=0}^{\infty} \frac{R_0^{2\kappa} z_N^{\kappa} (1-R_0^2) (2\kappa+1)!}{(\kappa!)^2 (z_N+1)^{2\kappa+2}}, \quad (8)$$

который также удовлетворяет условию нормировки при $z_N [0; \infty]$ для $R_0 (0; 1)$. Заметим, что в конечных пределах $z_N [0; z_m]$ ПРВ $w_1(z_N)$ подлжит нормировке с помощью коэффициента

$$A_m = \int_0^{z_m} w_1(z_N) dz.$$

Расчетные графики $w_1(z_N)$ представлены на рис. 2 при значениях параметра корреляции обобщенной устойчивой СИМ-модели (для рассматриваемого случая $\gamma = 2$ – коэффициента корреляции) $R_0 = 0,1 \dots 0,99$. Из графиков на рис. 2 отчетливо видно, как по мере роста R_0 происходит деформация ПРВ и переход $w_1(z_N)$ от одностороннего распределения типа гиперболического или экспоненциального к дельта-функции Дирака (кривая 4 при $R_0 = 0,99$). Заметим, что в ряде случаев имеет место $w_1(z_N) > 1$, что необходимо будет учитывать при исследовании энтропийных характеристик z_N .

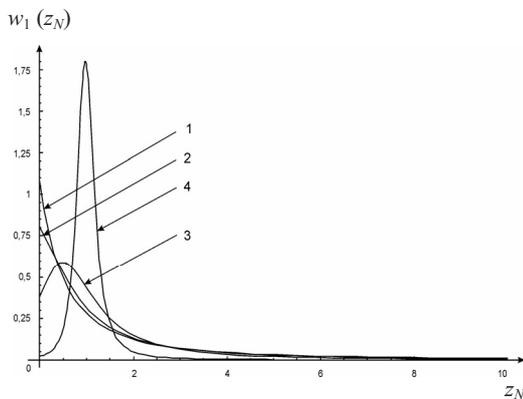


Рис. 2. Графики ПРВ для коэффициента превышения z_N ; при $R_0 = 0,1$ (кривая 1); $0,5$ (кр.2) $0,8$ (кр. 3) и $0,99$ (кр. 4)

Числовых параметров у ПРВ (5) и (8) в бесконечных пределах не существует (в конечных пределах они существенно зависят от выбора верхнего предела). Поэтому при анализе коэффициента превышения χ_N необходимо использовать комплекс параметров – как статистических, так и оценивающих энтропию (меру неопределенности) $w_1(z_N)$.

Моделирование характеристик коэффициента превышения методом СИМ

Критериями для оценки неопределенности ПРВ $w_1(z_N)$ могут быть мера Шеннона (дифференциальная энтропия) H_1 ; мера Кульбака H_2 ; мера Байеса H_3 и мера Фишера H_4 [10]:

$$\begin{aligned}
 H_1 &= - \int_0^{\infty} w_1(z_N) \ln w_1(z_N) dz_N; \\
 H_2 &= \int_0^{\infty} w_1(z_N) \ln \left(\frac{1 - w_1(z_N)}{w_1(z_N)} \right) dz_N; \\
 H_3 &= \int_0^{\infty} w_1(z_N) [1 - w_1(z_N)] dz_N; \\
 H_4 &= \int_0^{\infty} w_1(z_N) \ln^2 w_1(z_N) dz_N.
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

При $R_0 \rightarrow 1$ меры H_{1-4} равны нулю, если в окрестностях точки разрыва $z_N = 1$ вторые сомножители $f(z_N)$ в (9) под знаком интеграла (первый сомножитель $w_1(z_N) \rightarrow \delta(z_N - 1)$), являются симметричными справа и слева от нее: $f(1+) = f(1-)$, так как [8]

$$\int_0^{\infty} \delta(z_N - 1) f(z_N) dz_N = \frac{1}{2} [f(1+) - f(1-)]. \tag{10}$$

С уменьшением R_0 значения H_{1-4} возрастают, что соответствует физическим представлениям о характере неопределенности коэффициента превышения χ_N (оценки энтропийных характеристик для которого будут отличаться от (9) на величину χ_M).

Применение метода СИМ позволяет избежать ограничений, связанных с введением аналитических моделей типа (4)-(8). Согласно [8; 10], закон (4) представляет собой ПРВ модуля случайного вектора с одинаковыми квадратурными (ортогональными) составляющими, взаимно коррелированными и распределенными по нормальному закону, то есть, с учетом сделанных обозначений, $x_N = V_{CN}^2 = x_1^2 + x_2^2$; $y_N = V_{IN}^2 = y_1^2 + y_2^2$, где R_0 – коэффициент корреляции между нормальными x_1 и y_1 ; x_2 и y_2 . Обобщением данной схемы формирования z_N является использование вместо нормального закона при описании x_1 и y_1 ; x_2 и y_2 финитных устойчивых моделей. В этой связи методика исследования закона распределения z_N методом СИМ предусматривает проведение следующих действий [4]:

- «разыгрывание» по методу Монте-Карло независимых СЧ, соответствующих V_{IN} и V_{CN} с ПРВ $w_1(V_{IN})$ и $w_1(V_{CN})$ и оценку исходной корреляции между ними (проверка условия $R_0 \ll 1$);

- преобразование массивов независимых СЧ объемом $N_V = 10^3 \dots 10^4$ в массивы коррелированных СЧ (x_1 и y_1 ; x_2 и y_2) с проверкой соответствия полученной корреляционной связи заданному R_0 ;

- выбор случайных пар коррелированных значений x_1 и y_1 ; x_2 и y_2 и формирование массива $N_R = 10^3 \dots 10^4$ случайных значений $x_N = x_1^2 + x_2^2$; $y_N = y_1^2 + y_2^2$;

- выбор случайных пар коррелированных значений y_N и x_N и формирование массива $N_Z = 10^3 \dots 10^4$ случайных значений $z_N = y_N/x_N = (V_{IN}/V_{CN})^2$;

- статистическую обработку результатов СИМ с построением гистограмм и получением

оценок всех представляющих интерес параметров – включая оценки мер H_{1-4} неопределенности ПРВ $w_1(z_N)$ в зависимости от значений R_0 [0; 1].

Данные тестирования результатов СИМ коэффициента превышения z_N представлены в таблице 1 и на рис. 3-8 для указанных параметров финитной устойчивой модели и значений R_0 . Процедура «разыгрывания» СЧ, подчиненных одномерному устойчивому закону, описана в [4; 7]. Исходные СЧ с равномерным распределением были получены от линейного конгруэнтного генератора целых СЧ [4], средний коэффициент корреляции для массива из $2 \cdot 10^3$ СЧ не превышает 0,015%. Для преобразованных независимых СЧ с устойчивым законом распределения (параметры финитной модели $\alpha = c = 0$; $b = 2$; $\gamma = 0,75 \dots 2,2$) коэффициент корреляции для массива из 10^3 СЧ не превышает 0,015%. Средние значения R_0^{cp} для двух массивов устойчивых коррелированных СЧ отличались от заданных значений $R_0 = 0,05 \dots 0,9$ на величину относительной погрешности $\delta(R_0) = |R_0^{cp} - R_0| / R_0$, показанную в таблице 1.

Таблица 1. Относительная погрешность $\delta(R_0)$ воспроизведения заданных значений R_0 методом СИМ

| $R_0 \rightarrow$ $\downarrow \gamma$ | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,9 |
|--|-------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 0,75 | 0,107 | $1,15 \cdot 10^{-2}$ | $6,1 \cdot 10^{-3}$ | $3,5 \cdot 10^{-3}$ | $1,8 \cdot 10^{-3}$ |
| 1,2 | 0,117 | $1,53 \cdot 10^{-2}$ | $8,5 \cdot 10^{-3}$ | $5,5 \cdot 10^{-3}$ | $2,6 \cdot 10^{-3}$ |
| 2 | 0,153 | $1,99 \cdot 10^{-2}$ | $1,1 \cdot 10^{-2}$ | $5,7 \cdot 10^{-3}$ | $3,5 \cdot 10^{-3}$ |
| 2,2 | 0,161 | $1,86 \cdot 10^{-2}$ | $9,9 \cdot 10^{-3}$ | $6,3 \cdot 10^{-3}$ | $2,95 \cdot 10^{-3}$ |

Процедура перехода от независимых СЧ к коррелированным СЧ для устойчивой СИМ-модели соответствует [11]. На рис. 3-8 представлены результаты сравнения вероятности $P_i(z_N)$ попадания z_N [0; 10] в интервалы с номерами i [1; 20] для нормальной модели (при $\gamma = 2$) – левые гистограммы соответствуют расчету по формулам (4)-(5), правые – результатам СИМ при $N_z = 5 \cdot 10^3$, для $R_0 = 0,05 \dots 0,99$.

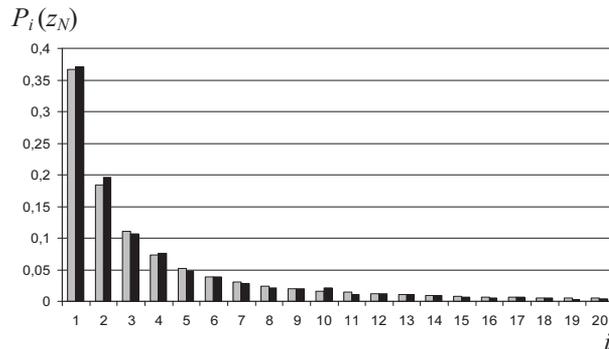


Рис. 3. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,05$

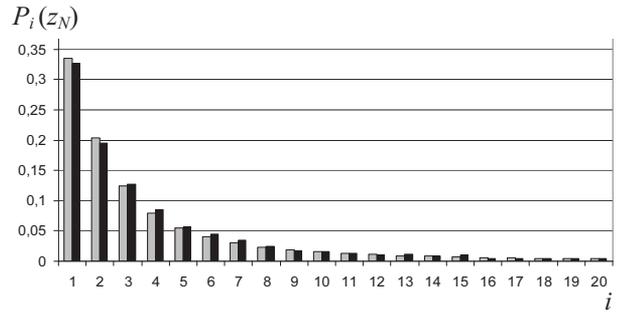


Рис. 4. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,5$

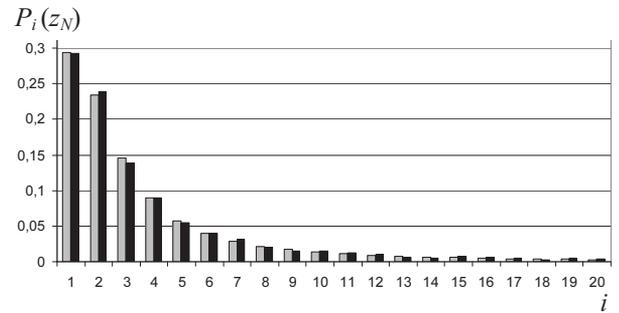


Рис. 5. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,7$

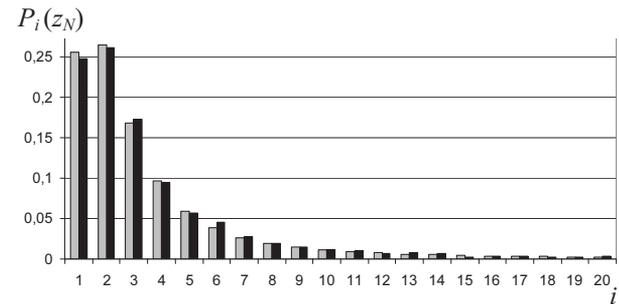


Рис. 6. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,8$

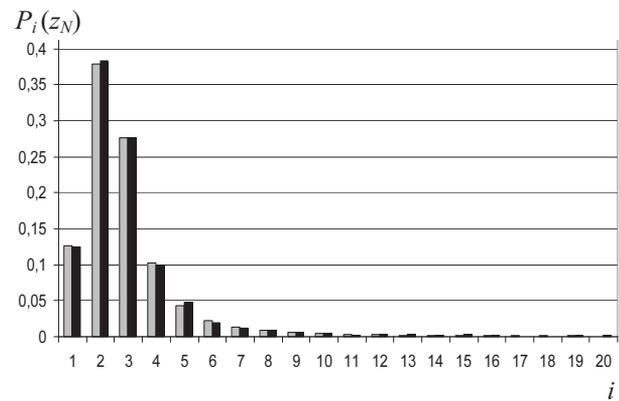


Рис. 7. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,95$

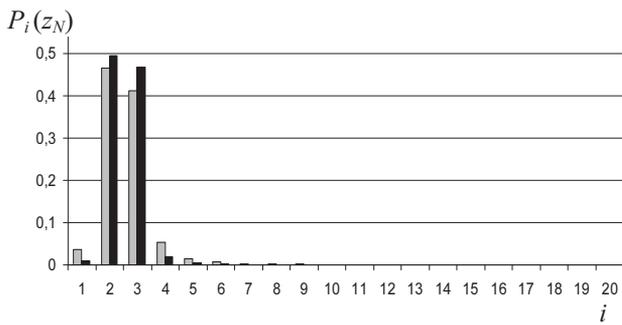


Рис. 8. Данные тестирования результатов СИМ для z_N при $\gamma = 2$; $R_0 = 0,99$

Данные СИМ на рис. 3-8 достаточно убедительно иллюстрируют и подтверждают динамику ПРВ $w_1(z_N)$ с увеличением параметра корреляции R_0 , прогнозируемую по результатам аналитического расчета для случая $\gamma = 2$.

Для гистограмм на рис. 3-8 полученные методом СИМ оценки коэффициента корреляции R_{xy} при заданных значениях $R_0 = 0,05 \dots 0,99$ для зависимых пар СЧ x_1 и y_1 ; и x_2 и y_2 представлены в таблице 2. Оценки для независимых ($R_0 = 0$) пар СЧ: x_1 и x_2 ; y_1 и y_2 ; x_1 и y_2 ; x_2 и y_1 находятся в пределах $[-0,019; 0,0355]$, что показывает вполне приемлемую степень соответствия результатов СИМ заданным исходным условиям. Однако существует еще один вариант проверки правомерности использования R_0 в качестве меры корреляции между СЧ, подчиняющимися усеченному устойчивому закону (условиям приемлемости финитной устойчивой СИМ-модели). Согласно [8], при коэффициентах корреляции R_{xy} для зависимых нормально распределенных пар СЧ $x_{1,2}$ и $y_{1,2}$, с заданной точностью соответствующих R_0 , коэффициент корреляции R_{XY} между суммами их квадратов $x_N = x_1^2 + x_2^2$; $y_N = y_1^2 + y_2^2$ должен равняться R_0^2 . Результаты сравнения коэффициентов и параметров корреляции, полученные с помощью метода СИМ в тестовом случае $\gamma = 2$, которые демонстрируют наблюдаемую степень соответствия R_0^2 и R_{XY} , также представлены в таблице 2. По результатам комплексного тестирования можно сделать вывод о том, что разработанная СИМ-модель коэффициента превышения пригодна для исследования его статистических и энтропийных характеристик в условиях применимости финитной устойчивой модели.

Таблица 2. Результаты сравнения коэффициентов и параметров корреляции при $\gamma = 2$

| | | | | | | |
|-----------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|
| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
| $R_{x,y}$ | 0,0485; 0,073 | 0,499; 0,517 | 0,695; 0,715 | 0,797; 0,8115 | 0,949; 0,949 | 0,990; 0,991 |
| R_0^2 | 0,025 | 0,25 | 0,49 | 0,64 | 0,902 | 0,980 |
| R_{XY} | -0,01 | 0,231 | 0,470 | 0,610 | 0,886 | 0,977 |

Результаты моделирования характеристик коэффициента превышения

По итогам СИМ для $\gamma = 1,2 \dots 2,2$ были построены гистограммы $P_i(z_N)$, аналогичные представленным на рис. 3-8, и определены оценки статистических характеристик (см. таблицы 3-6): среднего значения $M_1\{z_N\}$; медианы z_{Nmed} ; верхней $z_N^{0,95}$ и нижней границ доверительного интервала для стандартной вероятности 0,9 и дисперсии $D\{z_N\}$ множителя z_N , а также его энтропийных характеристик H_{1-4} (см. таблицы 7-12).

Таблица 3. Статистические характеристики z_N по результатам СИМ при $\gamma = 1,2$

| R_0 | $M_1\{z_N\}$ | z_{Nmed} | $z_N^{0,05}$ | $z_N^{0,95}$ | $D\{z_N\}$ |
|-------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|
| 0,05 | 1,718 | 0,844 | 0,039 | 6,861 | 4,535 |
| 0,5 | 1,660 | 0,938 | 0,053 | 6,086 | 3,749 |
| 0,7 | 1,559 | 0,976 | 0,078 | 5,310 | 2,978 |
| 0,8 | 1,454 | 0,987 | 0,104 | 4,728 | 2,403 |
| 0,95 | 1,223 | 1,000 | 0,269 | 2,910 | 1,099 |
| 0,99 | 1,061 | 1,002 | 0,531 | 1,723 | 0,228 |

Таблица 4. Статистические характеристики z_N по результатам СИМ при $\gamma = 1,5$

| R_0 | $M_1\{z_N\}$ | z_{Nmed} | $z_N^{0,05}$ | $z_N^{0,95}$ | $D\{z_N\}$ |
|-------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|
| 0,05 | 1,722 | 0,877 | 0,046 | 6,545 | 4,387 |
| 0,5 | 1,648 | 0,932 | 0,058 | 6,073 | 3,668 |
| 0,7 | 1,569 | 0,973 | 0,085 | 5,320 | 3,020 |
| 0,8 | 1,455 | 0,983 | 0,112 | 4,744 | 2,331 |
| 0,95 | 1,234 | 0,999 | 0,283 | 2,925 | 1,128 |
| 0,99 | 1,085 | 0,998 | 0,555 | 1,760 | 0,362 |

Таблица 5. Статистические характеристики z_N по результатам СИМ при $\gamma = 2$

| R_0 | $M_1\{z_N\}$ | z_{Nmed} | $z_N^{0,05}$ | $z_N^{0,95}$ | $D\{z_N\}$ |
|-------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|
| 0,05 | 1,632 | 0,836 | 0,047 | 6,419 | 4,117 |
| 0,5 | 1,586 | 0,867 | 0,063 | 5,889 | 3,535 |
| 0,7 | 1,586 | 0,967 | 0,096 | 5,503 | 3,108 |
| 0,8 | 1,472 | 0,967 | 0,124 | 4,872 | 2,452 |
| 0,95 | 1,242 | 0,998 | 0,283 | 3,037 | 1,117 |
| 0,99 | 1,027 | 0,999 | 0,760 | 1,329 | 0,087 |

Таблица 6. Статистические характеристики z_N по результатам СИМ при $\gamma = 2,2$

| R_0 | $M_1\{z_N\}$ | z_{Nmed} | $z_N^{0,05}$ | $z_N^{0,95}$ | $D\{z_N\}$ |
|-------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|
| 0,05 | 1,674 | 0,900 | 0,056 | 6,182 | 3,898 |
| 0,5 | 1,676 | 0,934 | 0,071 | 6,310 | 3,868 |
| 0,7 | 1,585 | 0,962 | 0,101 | 5,552 | 3,081 |
| 0,8 | 1,529 | 0,973 | 0,130 | 5,076 | 2,730 |
| 0,95 | 1,243 | 0,995 | 0,317 | 2,949 | 1,099 |
| 0,99 | 1,081 | 0,998 | 0,587 | 1,721 | 0,312 |

Оценки (9) энтропийных характеристик H_{1-4} для результатов СИМ $P_i(z_N)$, аналогичных приведенным на рис. 3-8, приобретают вид

$$\begin{aligned}
 H_1(z_N) &= -\sum_{i=1}^{20} P_i(z_N) \ln [P_i(z_N)], \\
 H_2(z_N) &= \sum_{i=1}^{20} P_i(z_N) \ln \{[1 - P_i(z_N)] / P_i(z_N)\}, \\
 H_3(z_N) &= \sum_{i=1}^{20} P_i(z_N) [1 - P_i(z_N)], \\
 H_4(z_N) &= \sum_{i=1}^{20} P_i(z_N) \ln^2 [1 - P_i(z_N)].
 \end{aligned} \quad (11)$$

Оценки (11) были получены тремя способами: во-первых, после обработки гистограмм z_N , по непосредственно найденным экспериментальным значениям $P_i(z_N)$ для $\gamma = 1,2 \dots 2,2$ (см. таблицы 7; 10-12).

Во-вторых, с помощью расчета по формуле

$$P_i(z_N) = (1/A_m) \int_{z_{i-1}}^{z_i} w_1(z_N) dz \text{ для случая } \gamma = 2$$

(см. таблицу 8). В-третьих, путем непосредственного расчета по формулам (9), то есть без разделения области $z_N [1; 10]$ на интервалы с номерами $i [1; 20]$ – см. таблицу 9.

Сравнение тестовых результатов СИМ H_3 (см. таблицу 7) с расчетными данными H_0 (см. таблицу 8) показывает, что в области $R_0 = 0,05 \dots 0,95$ значения относительной погрешности $\delta(H) = |H_3 - H_0| / H_0$ не превышают 1%.

Таблица 7. Энтропийные характеристики z_N по результатам СИМ значений $P_i(z_N)$ при $\gamma = 2$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| H_1 | 2,123 | 2,12 | 2,132 | 2,054 | 1,708 | 0,879 |
| H_2 | 1,895 | 1,900 | 1,938 | 1,850 | 1,410 | 0,245 |
| H_3 | 0,808 | 0,814 | 0,830 | 0,822 | 0,753 | 0,536 |
| H_4 | 5,921 | 5,805 | 5,705 | 5,327 | 4,056 | 1,377 |

Таблица 8. Энтропийные характеристики z_N по результатам расчета $P_i(z_N)$ при $\gamma = 2$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| H_1 | 2,133 | 2,129 | 2,100 | 2,049 | 1,698 | 1,170 |
| H_2 | 1,903 | 1,915 | 1,897 | 1,845 | 1,3962 | 0,655 |
| H_3 | 0,807 | 0,817 | 0,823 | 0,821 | 0,750 | 0,609 |
| H_4 | 5,966 | 5,843 | 5,610 | 5,338 | 4,027 | 2,407 |

Таблица 9. Энтропийные характеристики z_N по данным расчета с помощью ПРВ $w_1(z_N)$ при $\gamma = 2$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| H_1 | 1,425 | 1,429 | 1,401 | 1,348 | 0,972 | 0,3 |
| H_2 | – | 0,856 | 0,904 | 0,849 | 0,024 | – |
| H_3 | 0,597 | 0,627 | 0,642 | 0,636 | 0,475 | –0,066 |
| H_4 | 3,50 | 3,37 | 3,17 | 2,97 | 2,15 | 1,49 |

Таблица 10. Энтропийные характеристики z_N по результатам СИМ значений $P_i(z_N)$ при $\gamma = 1,2$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| H_1 | 2,121 | 2,116 | 2,108 | 2,089 | 2,028 | 1,164 |
| H_2 | 1,871 | 1,857 | 1,836 | 1,803 | 1,715 | 0,654 |
| H_3 | 0,796 | 0,790 | 0,783 | 0,774 | 0,757 | 0,612 |
| H_4 | 6,010 | 6,039 | 6,064 | 6,056 | 5,882 | 2,298 |

Таблица 11. Энтропийные характеристики z_N по результатам СИМ значений $P_i(z_N)$ при $\gamma = 1,5$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| H_1 | 2,132 | 2,115 | 2,120 | 2,096 | 2,039 | 1,185 |
| H_2 | 1,892 | 1,861 | 1,855 | 1,817 | 1,733 | 0,671 |
| H_3 | 0,801 | 0,793 | 0,787 | 0,778 | 0,761 | 0,610 |
| H_4 | 6,019 | 6,002 | 6,095 | 6,054 | 5,904 | 2,495 |

Таблица 12. Энтропийные характеристики z_N по результатам СИМ значений $P_i(z_N)$ при $\gamma = 2,2$

| R_0 | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| H_1 | 2,134 | 2,147 | 2,138 | 2,123 | 2,048 | 1,155 |
| H_2 | 1,908 | 1,913 | 1,900 | 1,862 | 1,753 | 0,631 |
| H_3 | 0,810 | 0,805 | 0,797 | 0,789 | 0,768 | 0,604 |
| H_4 | 5,937 | 6,070 | 6,107 | 6,101 | 5,883 | 2,373 |

Анализ (9) путем численного интегрирования (см. таблицу 9) дает результаты, которые трудно использовать для проверки данных СИМ, но они лучше всего соответствуют выводам, сделанным при анализе кривых ПРВ $w_1(z_N)$ на рис. 2. В час-

тности, переход $w_1(z_N)$ с ростом R_o от одностроннего закона распределения к дельта-функции Дирака (кривые 1-4 на рис. 2) сопровождается наиболее заметным снижением H_{1-4} именно по данным таблицы 9, поскольку в таблицах 7-8 данный эффект «сглаживается» за счет разделения области z_N [1; 10] на интервалы. При этом наименее «чувствительны» к изменениям ПРВ $w_1(z_N)$ меры Шеннона H_1 и Фишера H_4 , а наиболее резко изменяется мера Кульбака H_2 – существенным недостатком которой в данном случае является неработоспособность при $w_1(z_N) > 1$ (см. прочерки в таблице 9). Другие результаты СИМ энтропийных характеристик z_N при $\gamma = 1,2 \dots 2,2$ содержат таблицы 10-12.

Анализ данных таблиц 7-12 дополняет и подтверждает результаты оценки дисперсии $D\{z_N\}$ по данным таблиц 3-6.

Выводы

Первый вывод содержит ответ на вопрос о том, можно ли использовать параметр R_o в качестве меры корреляционной зависимости между СЧ при проведении СИМ коэффициента превышения χ_N с применением финитной устойчивой модели ($\gamma = 1,2 \dots 2,2$), обобщающей нормальный закон ($\gamma = 2$).

Таблица 13. Результаты сравнения коэффициентов и параметров корреляции для финитной устойчивой модели при $\gamma = 1,2$ и $1,5$

| | | | | | | |
|-----------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| R_o | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
| $R_{x,y}$ | 0,0325; 0,057 | 0,490; 0,518 | 0,695; 0,716 | 0,797; 0,812 | 0,950; 0,954 | 0,990; 0,991 |
| R_o^2 | 0,025 | 0,25 | 0,49 | 0,64 | 0,9025 | 0,980 |
| R_{xy} | 0,01; 0,024 | 0,247; 0,249 | 0,484 | 0,632; 0,635 | 0,898; 0,900 | 0,979 |

Таблица 14. Результаты сравнения коэффициентов и параметров корреляции для финитной устойчивой модели при $\gamma = 2,2$

| | | | | | | |
|-----------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| R_o | 0,05 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,95 | 0,99 |
| $R_{x,y}$ | 0,034; 0,057 | 0,491; 0,5165 | 0,695; 0,714 | 0,797; 0,811 | 0,950; 0,953 | 0,990; 0,991 |
| R_o^2 | 0,025 | 0,25 | 0,49 | 0,64 | 0,9025 | 0,980 |
| R_{xy} | 0,022 | 0,227 | 0,448 | 0,592 | 0,884 | 0,976 |

По аналогии с таблицей 2 при $\gamma = 2$, сравним значения и оценки коэффициентов R_o ; $R_{x,y}$; R_o^2 и R_{xy} для $\gamma = 1,2 \dots 2,2$. Поскольку результаты СИМ при $\gamma = 1,2$ и $1,5$ отличаются друг от друга незначительно, сведем их в общую таблицу

13. Результаты СИМ при $\gamma = 2,2$ в таблице 14 интересны тем, что в данном случае используется финитная формально устойчивая модель [10] с параметром $\gamma > 2$, которой соответствует ограничение $w_1(z_N) > 0$.

Сопоставление данных таблиц 13-14 с данными таблицы 2 показывает, что в рамках рассматриваемой задачи более общая и универсальная устойчивая СИМ-модель «работает» не менее правильно и точно, чем тестовая модель на основе нормального закона ($\gamma = 2$): как при $\gamma < 2$, так и при $\gamma > 2$.

Вторым выводом из анализа статистических и энтропийных характеристик коэффициента превышения χ_N является рекомендация обеспечивать при проектировании САЗ значение коэффициента корреляции между КИ-сигналом и преднамеренной помехой $R_o \rightarrow 1$ с тем, чтобы минимизировать расхождение их ПЭМИН в окружающей среде. При активной защите ПЗП (см. примеры реализации СА в [4]) одним из вариантов реализации данного требования является [12].

Литература

1. Электромагнитная безопасность и имитационное моделирование инфокоммуникационных систем. Под ред. Маслова О.Н. М.: Радио и связь, 2002. – 288 с.
2. Бузов Г.А., Калинин С.В., Кондратьев А.В. Защита от утечки информации по техническим каналам. М.: Горячая линия – Телеком, 2005. – 416 с.
3. Маслов О.Н., Раков А.С., Шашенков В.Ф., Яруллин Н.Т. Эффективность САЗ побочного электромагнитного канала утечки информации: постановка задачи и описание объекта СИМ // ИКТ. Т.3, №3, 2005. – С. 65-72.
4. Алышев Ю.В., Маслов О.Н., Раков А.С., Рябушкин А.В. Исследование случайных антенн методом статистического имитационного моделирования // Успехи современной радиоэлектроники. №7, 2008. – С. 3-41.
5. Алышев Ю.В., Маслов О.Н., Рябушкин А.В. Методы и средства исследования эффективности случайных антенн // Антенны. №4 (131), 2008. – С. 59-65.
6. Кондратюк А.П. Методология создания объектов информатизации различного назначения в защищенном исполнении // Защита информации. Инсайд. №2, 2007. – С. 8-13.
7. Маслов О.Н., Раков А.С. Имитационное моделирование энергетического потенциала СА-ФАР // ИКТ. Т.4, №3, 2006. – С. 73-83.

8. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Сов. радио, 1969. Кн.1. – 752 с.
9. Прудников А.П., Брычков Ю.А., Маричев О.И. Интегралы и ряды. М.: Наука, 1981. – 800 с.
10. Маслов О.Н. Устойчивые распределения и их применение в радиотехнике. М.: Радио и связь, 1994. – 152 с.
11. Быков В.В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. М.: Сов. радио, 1972. – 328 с.
12. Способ электромагнитной защиты помещения // Маслов О.Н., Раков А.С., Шашенков В.Ф. Патент RU 2295197 от 11.07.2005, опубл. 10.03.2007, бюлл. №7.

УПРАВЛЕНИЕ И ПОДГОТОВКА КАДРОВ ДЛЯ ОТРАСЛИ ИНФОКОММУНИКАЦИЙ

УДК 621.37: 612.014.48

О ВЛИЯНИИ ЭНЕРГОИНФОРМАЦИОННЫХ МОДУЛЯТОРОВ НА ФИЗИЧЕСКОЕ СОСТОЯНИЕ УЧАЩИХСЯ

Великанов В.А., Гордон Д.В., Дикарев О.Б., Соминская Э.Б.

В статье рассматриваются основные техногенные факторы риска учащихся общеобразовательных учреждений и предлагаются новые методы защиты и профилактики с помощью биоинформационных технологий.

Введение

Человек – неотъемлемый элемент иерархической структуры мироздания, существующий в органическом единстве с окружающим миром. Это относится и к полевым структурам индивидуума, которые не только обеспечивают его здоровье, но и позволяют ему быть неотъемлемой частью материального и духовного бытия человечества в целом [1-3]. Сегодня на естественные биополя людей воздействуют возмущающие факторы самого разного рода: от радиоэлектронных средств (бытовая техника, телевидение и радиовещание, сотовая связь) до смены астрономических эпох. Прямым результатом чего является не только появление «электронных болезней», но и существенное снижение адаптационных, авторегуляторных и защитных возможностей организма. По данным НИИ клеточных мембран РАМН (д.б.н. Банкова В.В.), например, биохимические анализы крови показывают, что просмотр ТВ-передачи в течение 15 мин. снижает качество клеточной адаптации эритроцитов у среднего человека почти вдвое [1]. Этот негативный процесс относится к числу «медленных киллеров», приводящих к исчезновению у людей желания жить и отсутствию энергии для физического и умственного развития. Напротив, наличие полноценного информационно-энергетического обмена организма с окружающей средой является условием восстановления здоровья человека, – которому, к сожалению, сегодня нельзя уйти назад в природу,

поскольку мир продолжает свое развитие по пути технической цивилизации.

Разорвать этот порочный круг не представляется возможным, поэтому периодически появляются предложения каким-то образом нейтрализовать негативное воздействие созданной цивилизации [2]. Группой ученых из Лаборатории иерархических информационных технологий (Инфотех, г. Москва) разработано устройство в виде «согласованного набора (пакета) сложных графических изображений (портретов) динамических мыслеформ, сформированных и зафиксированных человеком, имеющим специальную подготовку, реализованного в изделии с помощью соответствующей технологии» – терминология авторов разработки.

Структура закодированных изображений определяет перечень операций, которые способны выполнять эти энергоинформационные модуляторы (ЭИМ), являющиеся активными эталонными устройствами, призванными гармонизировать взаимодействие собственных полей биологических объектов с полями окружающей среды, создавать условия для индивидуально гармоничного альянса полевых структур человека с окружающими полями в любом частотном диапазоне и на любом уровне тонкоматериального бытия.

В Московской медицинской академии им. И.М. Сеченова (д.м.н. Пономарева В.В.) был опробован ЭИМ типа «Бриз» в плане коррекции нарушений энергоинформационного обмена у студентов данного вуза. Сорок здоровых студентов медицинского отделения были разделены на две группы по 20 человек (опытная и контрольная). Не вдаваясь в подробности методики эксперимента, заметим, что при среднем паспортном возрасте студентов 18,4 (от 17 до 20) лет, их фун-