

Перейдем к рассмотрению собственно ситуационной вероятности  $P_{\text{по}}$ . На рис. 2 приведена зависимость  $P_{\text{по}}(J)$  для курсов носителя  $w = 0$  и  $90^\circ$ . Эта вероятность определена как отношение числа реализаций статистики  $L_{Sq}$ , превышающих порог обнаружения  $h$ , к общему числу реализаций для заданной вероятности распределения неизвестных параметров поисковой ситуации. В данном случае полагаем, что неизвестным является только курс искомого объекта, который равномерно распределен в диапазоне  $0 - 360^\circ$ . Значения остальных параметров поисковой ситуации указаны ранее. Для выбранного относительного значения порога  $h$  зависимость  $P_{\text{по}}(J, w)$  полностью согласуется с выводами анализа усредненных статистик  $L_{Sq}(J, w)$ , который представлен выше.

Заметим, что для заданной вероятности распределения априори неизвестных параметров поисковой ситуации ситуационная вероятность  $P_{\text{по}}$  является функцией трех переменных — геомагнитного наклона района поиска  $J$ , курса носителя  $w$  и порога обнаружения  $h$ , т. е.  $P_{\text{по}} = P_{\text{по}}(J, w, h)$ . Эта зависимость позволяет заранее оценивать предельную вероятность обнаружения ЛМА в условиях реализованного уровня остаточных магнитных помех, которые задают порог  $h$ , а также планировать методику поиска, обеспечивающую максимальную вероятность обнаружения ЛМА в заданном районе поиска. Исследование зависимости  $P_{\text{по}}(J, w, h)$  представляет самостоятельный интерес и может быть предметом отдельной работы.

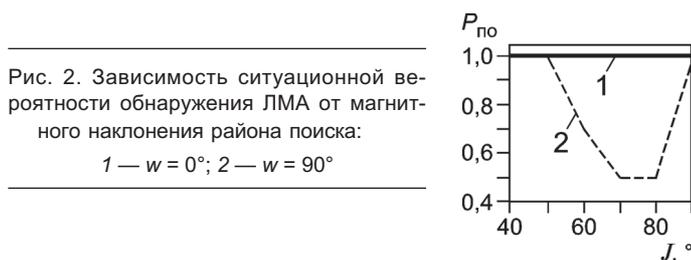


Рис. 2. Зависимость ситуационной вероятности обнаружения ЛМА от магнитного наклона района поиска:

1 —  $w = 0^\circ$ ; 2 —  $w = 90^\circ$

#### Л и т е р а т у р а

1. Яроцкий В. А. Оптимальное обнаружение магнитного диполя // Измерительная техника. 1992. № 10. С. 43—45; Yarotskii V. A. Optimum detection of magnetic dipoles // Measurements Techniques. 1992. V. 35. N 10. P. 1190—1194.
2. Долинский М. Ю., Долинский Ю. Д. Оптимальный обнаружитель сигнала намагниченного тела // Геофизическая аппаратура. 1993. № 97. С. 38—44.
3. Семевский Р. Б., Аверкиев В. В., Яроцкий В. А. Специальная магнитометрия. СПб.: Наука, 2002.
4. Пат. 2411550 РФ. Способ обнаружения локальной магнитной аномалии / В. В. Аверкиев, Ю. М. Петухов // Изобретения. Полезные модели. 2011. № 4.
5. Акимов П. С. и др. Теория обнаружения сигналов. М.: Радио и связь, 1984.

Дата принятия 05.07.2012 г

## МЕДИЦИНСКИЕ И БИОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

534.6+612.172.4:57.02

### Параметры информационной энтропии диаграммы ритма сердца

А. А. КУЗНЕЦОВ

Владимирский государственный университет, Владимир, Россия, e-mail: artemi-k@mail.ru

Приведены методики, формулы и результаты расчета информационной энтропии и ее параметров по столбцам гистограммы и ярусной модели диаграммы ритма сердца. По данным анализа виртуальных диаграмм ритма сердца получены свидетельства недостоверности методики расчета энтропии и ее параметров по столбцам гистограммы. Вскрытые недостатки отсутствуют в альтернативной ярусной модели, в рамках которой определены параметры информационной энтропии.

**Ключевые слова:** диаграмма ритма сердца, информационная энтропия, абсолютная и относительная погрешности.

The procedures calculation formulas and results of informational entropy and its parameters calculation by histogram columns and a heart rhythm diagram tier model are given. According to data of the analysis of virtual heart rhythm diagrams the evidences of unreliability of the procedure of informational entropy and its parameters calculation by histogram columns were received. The uncovered shortcomings are absent in the alternative tier model by means of which the informational entropy parameters were determined.

**Key words:** heart rhythm diagram, informational entropy, absolute and relative errors.

**Постановка задачи.** При отсутствии посторонних источников доминирующего влияния при регистрации физического процесса параметрические флуктуации в форме единого

нестационарного случайного процесса проявляются в результате совместного действия факторов малого влияния. Вне зависимости от закона распределения текущих вкладов

каждого фактора результат их суммарного действия приводит к гауссову распределению, что является следствием центральной предельной теоремы Ляпунова [1].

При регистрации электрокардиограммы (ЭКГ) человека основные факторы влияния — степень отклонения функционального состояния организма от условной нормы [2], а также двигательная, психическая и эмоциональная активности. Необходимое условие уменьшения влияния этих факторов — создание относительного покоя с адаптацией к регистрации ЭКГ молодого здорового человека [2]. В таких случаях ритмограмма сердца характеризуется нормализацией распределения с максимальным значением информационной энтропии [3 — 5]. Это позволяет использовать при структурно-топологическом анализе ритмограмм их идеализированное приближение (виртуальные ритмограммы) в форме цифровых рядов, полученных генерацией случайных чисел по нормальному закону распределения с основными параметрами реальных ритмограмм [5]. Количественной оценкой вклада хаотической составляющей в структуру ритма сердца служит информационная энтропия ритмограмм.

Цель работы — определение параметров информационной энтропии при минимальном действии факторов влияния на ее величину.

**Ярусная модель диаграммы ритма сердца.** При регистрации ЭКГ монитором Холтера рекомендуемая частота считывания (дискретизации во времени) обеспечивается его быстрым действием и составляет 1000 Гц [6]. Соответствующая запись ЭКГ имеет шаги дискретизации  $\Delta x = 1$  мс и  $\Delta u = 4$  мВ по временной и амплитудной шкалам, соответственно. Реализация ритма сердца (ритмограмма) в форме цифровой последовательности R—R-интервалов на ЭКГ представлена на шкале отсчетов и имеет шаг дискретизации  $\Delta x = 1$  мс по амплитудной шкале. В графическом формате точечная диаграмма ритма сердца (ДРС) обретает ярусную фазовую структуру, на которой каждый  $i$ -й ярус имеет  $n_i$  фиксированных значений  $x_i$ . Общее число таких значений составляет

объем выборки  $n = \sum_{i=1}^k n_i$ , где  $k$  — общее число ярусов.

При таком представлении приборная запись параметра сигнала любой природы приобретает модельную форму по признаку распределения текущих точечных значений параметра по ярусам их фиксированных значений. Ритмограмма сердца в графическом формате ДРС оказывается разделенной на горизонтальные «отсеки» одинаковой ширины  $\Delta x$ .

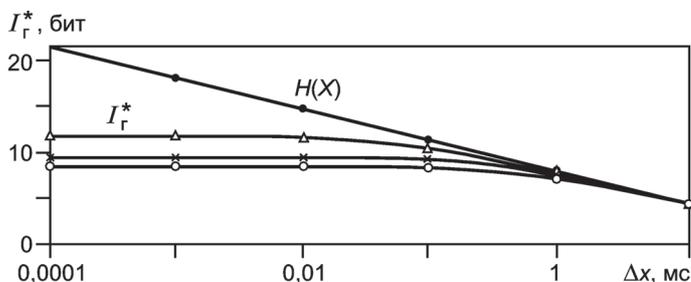


Рис. 1. Графики зависимости информационной энтропии  $I_r^*$  виртуальной ДРС при  $n = 1000$  (о); 2000 (х); 10000 ( $\Delta$ ) и функции  $H(X)$  ( $\bullet$ ) при  $n \rightarrow \infty$  от шага дискретизации  $\Delta x$  ( $\sigma = 70$  мс)

Каждый  $i$ -й ярус обретает фиксированное значение  $x_i \pm \Delta x/2$ . Ярусная модель ДРС позволяет:

трактовать полную точечную диаграмму ритма как макросостояние системы, а ярусы — как совокупность микросостояний [3];

проводить структурно-топологический анализ ДРС с применением параметров количества информации и информационной энтропии [3, 4];

ввести понятие идеализированной конечной ярусной структуры ДРС, определяемой нормальным законом распределения с информационной энтропией  $I_r^*$  [5];

ввести понятие эталонной ярусной структуры ДРС, определяемой нормальным законом распределения при  $n \rightarrow \infty$  с энтропией  $H(X)$  [1, 5].

**Зависимость информационной энтропии от приборной частоты.** Известно [1], что энтропия непрерывного множества случайных чисел, распределенных по нормальному

закону, определяется формулой  $H(X) = 1,443 \ln \frac{\sqrt{2\pi}\sigma}{\Delta x}$ , где

$\sigma$  — стандартное отклонение. При этом величина  $\Delta x$  должна быть достаточно мала. В данном случае шаг дискретизации  $\Delta x = 1$  мс определен постоянной частотой сканирования монитора Холтера ( $f_c = 1000$  Гц). Очевидно, что при использовании прибора с иными частотными характеристиками соответствующим образом изменятся значения шага дискретизации и  $H(X)$ . Смоделируем эти изменения для цифровых рядов, полученных генерацией случайных чисел по нормальному закону распределения с основными параметрами реальных ритмограмм. Полученные виртуальные ритмограммы (виртуальные ДРС) идеализированы по признаку отсутствия доминирующих факторов влияния на ритм сердца и в приближении хаотической составляющей ритма сердца [3, 5]. С ростом частоты  $f_c$  значение  $\Delta x$  пропорционально падает, количество значащих цифр в значениях R—R-интервалов и соответственно общее число ярусов на виртуальной ДРС растет, а число рабочих (наполненных) ярусов в ее структуре растет медленнее [5].

На рис. 1 в полулогарифмическом масштабе приведены графики зависимости функции  $H(X)$  и информационной энтропии  $I_r^*$  от шага дискретизации  $\Delta x$  для виртуальной ДРС с постоянными параметрами среднего значения  $\langle X \rangle = 952$  мс и стандартного отклонения  $\sigma = 70$  мс ритма сердца условно здорового молодого человека. При фиксированном значении

$\sigma$  информационная энтропия  $I_r^*$  виртуальной ДРС растет монотонно, выходя на уровень постоянного значения насыщения, а функция  $H(X)$  ( $\Delta x$ ) в полулогарифмическом масштабе растет линейно. Графики зависимости  $I_r^*$  ( $\Delta x, n$ ) образуют семейство кривых, равномерно заполняющих пространство под кривой  $H(X)$ , распрямляясь с ростом  $n$ .

Для реальных ДРС в общем случае значение  $\sigma$  нелинейно и немонотонно растет с ростом  $n$ , но при этом синхронно увеличиваются соответствующие значения  $I_r^*$ ,  $H(X)$  с сохранением неравенства  $I_r^* < H(X)$ . Для ДРС вся конфигурация графиков на рис. 1 сдвигается вверх по вертикали без качественного изменения. Поэтому для любых  $n$  всегда найдется такое значение  $f_c$ , выше которого значение  $I_r^*$  становится

равным  $H(X)$ . При этом значение  $I_r^*$  становится

равным  $H(X)$ . При этом значение  $I_r^*$  становится

равным  $H(X)$ . При этом значение  $I_r^*$  становится

неизменным, что означает исчезновение частотного фактора ( $f_c$ ) выборочной вариабельности информационной энтропии.

**Расчетная погрешность информационной энтропии.** Существует известный постулат о необходимости «платы» в форме энергии за получаемую информацию: энтропия системы повышается на величину, по крайней мере, равную ее понижению за счет полученной информации [7]. Это означает [1, 3, 4], что количество информации  $I^*$ , приобретаемое физической системой  $X$ , при полном выяснении ее состояния равно энтропии системы

$$H(X) = - \sum_{i=1} p_i \log_2 p_i. \quad (1)$$

Степень неопределенности состояния системы может определяться и вероятностями  $p_i$  ее возможных состояний, и их количеством [1, 3], поэтому возможно переходить от вероятностных категорий к макропараметрам ДРС.

Предположим, что величина  $\Delta x$  достаточно мала, а объем  $n$  выборки, получаемый при измерениях цифрового ряда значений  $x$ , достаточно велик ( $n \rightarrow \infty$ ). После несложных алгебраических преобразований с использованием формулы Стирлинга  $n! \approx \sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}$  получим [3, 4]:

$$I^* = \frac{A}{n} \left[ \ln \frac{n!}{\prod_{i=1}^k n_i!} + B \right], \quad (2)$$

где  $n$ ,  $n_i$  — количество дискретных значений  $R$ — $R$ -интервалов в анализируемой выборке и на  $i$ -м ярусе, соответственно,  $i = 0, 1, 2, \dots, k$ ;  $A = 1/\ln 2$  — переводной коэффициент. Параметр информационной энтропии

$$B = 0,5 \left[ \ln \frac{\prod_{i=1}^k n_i}{n} + 1,84(k-1) \right]. \quad (3)$$

В общем виде (2) можно представить как

$$I^* = \frac{A}{n} [\ln \Gamma + B], \quad (4)$$

где полиномиальный коэффициент  $\Gamma = n! / \prod_{i=1}^k n_i!$  приобре-

тает смысл аналога термодинамической вероятности и определяет число микросостояний (комбинаций), с помощью которых реализуется макросостояние системы  $X$  ритма сердца. Абсолютная погрешность  $\Delta I^* = AB/n$  определяется величиной  $B$  и уменьшается обратно пропорционально росту объема выборки  $n$ .

В (3) величина  $n_i$  определяет количество дискретных значений  $R$ — $R$ -интервалов на  $i$ -м ярусе анализируемой выборки или частоту исходов для каждого яруса, поэтому первое

слагаемое в квадратных скобках можно представить в виде

$$\ln \frac{\prod_{i=1}^k [n f(k_i)]}{n} \quad \text{или} \quad \ln \left[ n^{k-1} \prod_{i=1}^k f(k_i) \right].$$

Подставив полученное выражение в (3), запишем

$$B = 0,5 \left[ (k-1)(\ln n + 1,84) + \ln \prod_{i=1}^k f(k_i) \right]. \quad (5)$$

Величина  $B$  определяется количеством  $k = k_{\text{я}}^*$  рабочих ярусов на ДРС, а также в меньшей степени объемом  $n$  выборки и функцией плотности вероятности  $f(k_i)$  распределения дискретных значений  $R$ — $R$ -интервалов на рабочих ярусах. Отметим, что второе слагаемое в квадратных скобках (4) всегда отрицательное, а его модуль в значительной степени

определен формой распределения и количеством  $k_{\text{я}}^*$ . Реальное выборочное распределение стремится к теоретическому распределению плотности вероятностей при увеличении объема выборки в приближении  $n \rightarrow \infty$ . Очевидно, что при этом величина  $B$  будет расти, а  $\Delta I^*$  — уменьшаться. Таким образом, параметр  $B$  определяет методическую систематическую расчетную погрешность, пренебрежение которой влияет на значение  $I^*$  конечного результата.

Для проверки этого утверждения и определения характеристики  $\Delta I^*$  необходимо провести анализ ее зависимости от формы функции  $f(k_i)$  и величин  $k$  и  $n$ . Заметим, что в (2), (3), (5) используемое обозначение количества ярусов  $k$  следует трактовать как количество рабочих (наполненных) ярусов  $k_{\text{я}}^*$  [3, 5]. В противном случае произведение  $n_i$  будет равно нулю, так как для конечных рядов всегда найдется хотя бы один незаполненный ярус значений на диаграмме.

Если расчет информационной энтропии по (1) связан с проблемой определения количества столбцов гистограммы ДРС, то расчет по (4) — с определением значения параметра  $B$ .

**Оценка количества интервалов на гистограмме ДРС.**

Если вид функции  $f(k_i)$  априори неизвестен, то для его определения исследуемую выборку представляют в виде гистограммы. При ее создании общеприняты одинаковые по величине интервалы группирования. Проблема заключается в определении их количества  $m$ . Если число интервалов будет слишком большим, то некоторые из них окажутся незаполненными, что приведет к изрезанности кривой полигона гистограммы. При малом  $m$  гистограмма будет отличаться от действительной кривой распределения слишком крупной ступенчатостью с возможной потерей характерных особенностей [8]. Одним из практических признаков приближения к оптимальному числу интервалов может служить исчезновение в гистограмме провалов, и близким к оптимальному может считаться наибольшее  $m$ , при котором кривая полигона гистограммы еще сохраняет плавный характер. Граничные значения  $m$  рекомендовано определять, используя следующие формулы [8]:

Старджеса  $m = \log_2 n + 1 = 3,31 \lg n + 1$ ;

Хайнхольда  $m = n^{0,5}$ ;

Брукса—Каррузера  $m = 5 \lg n$ ;

Новицкого—Зографа  $m_{\text{min}} = 0,55n^{0,4}$ ;  $m_{\text{max}} = 1,25n^{0,4}$ .

Представленные формулы оценки  $m$  на гистограмме содержат степенные и логарифмические функции и предназначены для рядов случайных величин, поэтому их применение возможно для ритмограмм только в приближении хаотической составляющей, т. е. для ДРС здоровых молодых людей, находящихся в состоянии относительного покоя, или для виртуальной ДРС. Для удобства сравнительного анализа рассчитанные значения  $m$  приведены в табл. 1. Здесь же даны значения  $m$ , рассчитанные в программе Excel для ярусной модели ДРС. В последнем случае они определены как количество  $k_{я}^*$  рабочих (наполненных) ярусов на ДРС.

Таблица 1

Результаты оценки количества  $m$  интервалов на гистограмме

$n$	Значения $m$ , рассчитанные по формулам						Количество ярусов $k_{я}^*$ при $\sigma$ , мс		
	Старджеса	Хайнхольда	Брукса—Каррузера	Новицкого—Зографа		Excel	40	70	100
				min	max				
50	7	7	8	3	6	7	42	46	48
100	8	10	10	3	8	11	74	84	89
500	10	22	13	7	15	23	143	228	279
1000	11	32	15	9	20	33	185	285	370
2000	12	45	17	12	26	45	215	337	453
3600	13	60	18	15	33	61	232	371	501
5000	13	71	18	17	38	71	236	384	519
10000	14	100	20	22	50	101	254	415	571

Очевидно, что выставленная «по умолчанию» в программе Excel процедура определения количества  $m$  столбцов на гистограмме настроена по формуле Хайнхольда с учетом известного правила: искомое  $m$  должно быть нечетным (см. табл. 1). В противном случае в центре гистограммы могут оказаться два равных по высоте столбца, и середина кривой экспериментального полигона принудительно утолщается [8].

Формула Хайнхольда определяется отношением выборочного стандартного отклонения отдельного измерения к стандартному отклонению выборочного среднего, полученному по  $n$  измерениям. Число  $m$  различных градаций измеряемой величины задается по установленной ширине

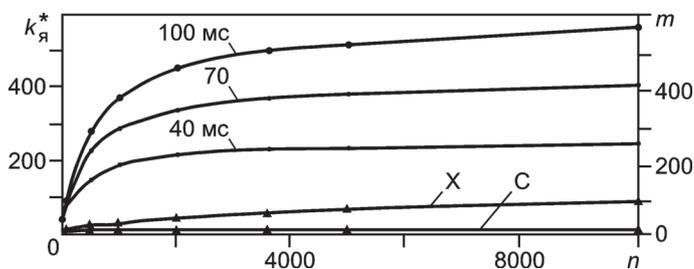


Рис. 2. Комбинированный график зависимости количества рабочих ярусов  $k_{я}^*$  на виртуальной ДРС (•) для трех значений  $\sigma = 40; 70; 100$  мс и количества  $m$  столбцов на гистограмме (▲) от объема выборки  $n$ , определенного по формулам Хайнхольда (X) и Старджеса (C)

кармана столбца гистограммы, равной минимальному интервалу неопределенности или средней ошибке. Таким образом, применение этой формулы необходимо для выделения центрального столбца гистограммы и определения его характеристик.

Формула Старджеса основана на ином подходе и может быть переписана в виде  $n = 2^{m-1}$ , а с учетом упомянутого выше правила «округления» значения  $m$  к ближайшему большему нечетному значению — в виде неравенства  $n = 2^{m-1} \geq n$ . Ритмограмма представлена сообщением в форме конечной последовательности символов (значений  $R-R$ -интервалов).

Все  $R-R$ -интервалы образуют конечный список, называемый алфавитом. Члены этого списка — буквы, а произвольная конечная цепочка букв — слово [9]. Это позволяет трактовать величину  $n$  как значение полиномиального коэффициента, определяющего количество комбинаций при назначенном числе  $m$  столбцов

$$n = \frac{m!}{k_1! k_2! \dots k_m!} = \frac{m!}{\prod_{i=1}^m k_i!}$$

Получаемый словарь комбинаций из основных символов значительно больше самого алфавита. Для того чтобы обеспечить неповторяемость (индивидуальность) перестановок букв в слове для  $n$ -буквенного алфавита, должно быть справедливо неравенство  $2^{m-1} \geq n$ , где  $(m-1)$  — длина кодовой комбинации (для равномерного бинарного кода) [9]. При таком подходе каждый столбец гистограммы включает в себя группу

соседних ярусов на ДРС и, следовательно, фиксирует и определяет  $(m-1)$  микросостояний системы. При этом как требования обязательности одинаковой ширины столбцов, так и «верхние» ограничения значения  $m$  отсутствуют. Первое обстоятельство позволяет применять к исследованию ДРС амплитудный метод [10], а второе — интерквантильный и структурно-топологический методы анализа [11, 12], приводя в конечном итоге ширину столбца гистограммы к шагу дискретизации, а количество столбцов  $m$  — к количеству  $k_{я}^*$  рабочих ярусов на ДРС (см. табл. 1). В рамках ярусной модели ДРС величина  $(m-1)$  определяет количество межъярусных промежутков на ней или число микропереходов между соседними ярусами.

Формулы Брукса—Каррузера и Новицкого—Зографа, вероятно, можно трактовать как формы эмпирических объективных модификаций формул Старджеса и Хайнхольда, соответственно.

**Анализ расчетной погрешности информационной энтропии ДРС.** Известно [1, 5], что распределение точечных значений  $R-R$ -интервалов на ДРС здорового молодого человека, находящегося в стационарном состоянии относительного покоя, подчиняется нормальному закону при  $n \rightarrow \infty$ . Для таких объектов исследования вид функции  $f(k_i)$  априори известен и не является целью исследования. В таком случае требования оптимального количества  $m$  столбцов гистограммы для обеспечения гладкости кривой экспериментального полигона распределения теряют свою значимость. Более того, оптимальное число интервалов гистограммы

Расчетные данные информационной энтропии виртуальной ДРС

n	B, бит	$\Delta I^*$ , бит	$I^*$ , бит	$\varepsilon$ , %	$\sigma = 40$ мс			$\sigma = 70$ мс			$\sigma = 100$ мс		
					B, бит	$\Delta I^*$ , бит	$I^*$ , бит	$\varepsilon$ , %	B, бит	$\Delta I^*$ , бит	$I^*$ , бит	$\varepsilon$ , %	
50	37	1,07	4,12	26,4	40	1,15	4,20	27,4	43	1,23	4,24	29,0	
100	73	1,05	4,95	21,2	77	1,11	5,08	21,9	80	1,15	5,13	22,4	
500	202	0,58	6,38	9,1	255	0,74	6,77	10,9	318	0,92	6,97	13,2	
1000	293	0,42	6,75	6,2	367	0,53	7,26	7,3	482	0,70	7,54	9,3	
2000	492	0,35	6,99	5,0	567	0,41	7,64	5,4	680	0,49	7,94	6,2	
3600	767	0,32	7,11	4,5	867	0,35	7,79	4,5	956	0,38	8,20	4,6	
5000	992	0,29	7,16	4,0	1070	0,31	7,86	4,0	1160	0,33	8,29	4,0	
10000	1080	0,16	7,25	2,1	1170	0,17	8,00	2,1	1267	0,18	8,46	2,1	

слабо зависит от формы распределения [8]. Тем не менее количество столбцов гистограммы сильно влияет на информационную энтропию в части определения как полиномиального коэффициента  $\Gamma$ , так и параметра  $B$  в (3) — (5).

При заданной вариации значений  $R$ — $R$ -интервалов на ДРС сужение интервалов гистограммы приводит к росту их числа  $m$ . Следовательно, уменьшается значение знаменателя в формуле полиномиального коэффициента  $\Gamma$  и растет значение информационной энтропии. В этой части значение информационной энтропии ограничено сверху ярусной моделью ДРС, определяющей

$m_{\max} = k_{\text{я}}^*$ . При расчете параметра  $B$  рост  $m$  приводит к увеличению и первого, и второго слагаемых (см. (3)), поэтому для ярусной модели ДРС значение параметра  $B$  является максимальным для каждого заданного значения  $n$ .

В интервале значений  $m = 1 \dots k_{\text{я}}^*$  представлена вся иерархия условных микросостояний ДРС: от макросостояния ( $m = 1$ ) до микросостояний ярусной модели ( $m = k_{\text{я}}^*$ ). Методика определения оптимального значения  $m$  не является адекватной по отношению к любым параметрам ДРС, за исключением  $n$ . Если значение  $m$ , определенное по формуле Хайнхольда, косвенно зависит от стандартного отклонения  $\sigma$  (см. выше), то иные методы оценки  $m$  не учитывают и этой зависимости.

Очевидно, что и при использовании формул Хайнхольда и Старджеса ни число  $m$  (рис. 2), ни параметр  $B$ , ни соответственно значение  $\Delta I^*$  практически не зависят от  $\sigma$ . Это ставит под сомнение достоверность методики использования гистограммы при определении энтропии ДРС по (1) и ее параметров. Стандартное отклонение ДРС является основным параметром вариабельности сердечного ритма [13]. Поэтому при структурно-топологическом анализе ДРС методику расчета энтропии по столбцам гистограммы приходится отвергнуть как недостоверную.

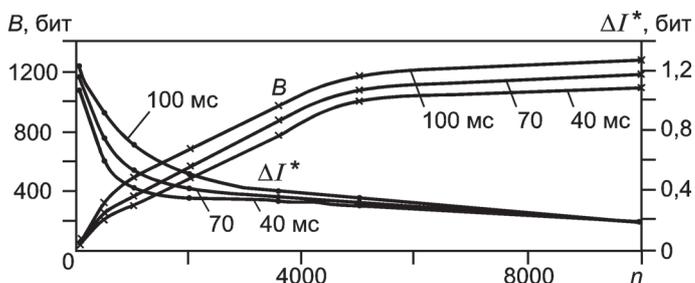


Рис. 3. Комбинированный график зависимостей  $B(n)$  и  $\Delta I^*(n)$  для ярусной модели виртуальной ДРС по трем значениям  $\sigma = 40; 70; 100$  мс

Переход от гистограммы к ярусной модели ДРС ( $m = k_{\text{я}}^*$ )

аналогичен по результату расчета  $I^*$  увеличению частоты считывания прибора и уменьшению шага дискретизации (см.

рис. 1), но при этом величина  $k_{\text{я}}^*$  становится сильно и функционально зависимой от  $\sigma$  (рис. 2). В рамках ярусной модели данные по расчету информационной энтропии виртуальной ДРС и ее параметров, включая относительную погрешность  $\varepsilon$ , приведены в табл. 2 и на рис. 3, 4.

При росте  $n$  значения информационной энтропии и ее параметра  $B$  растут, а значения параметров абсолютной и относительной погрешности падают с уменьшением влияния  $\sigma$  (рис. 3, 4). При этом используемый для формирования виртуальной ДРС генератор случайных чисел обеспечивает практическую независимость информационной энтропии от среднего значения  $\langle X \rangle$  с относительной погрешностью до 0,1%, что соответствует ее определению (см. (2) — (5)).

Для реальных ДРС молодых здоровых людей, находящихся в условиях относительного покоя, основными факторами влияния являются психическая (ментальная) и эмоциональная составляющие общего функционального состояния. При этом и относительно виртуальной ДРС наблюдается рост упорядоченности структуры ритма сердца на диаграмме, определяемый по снижению величин  $\sigma$  и  $k_{\text{я}}^*$ . Это приводит, с одной стороны, к уменьшению значений параметров  $B$  и  $\Delta I^*$ , а с другой — к падению значений  $I^*$ . Функция

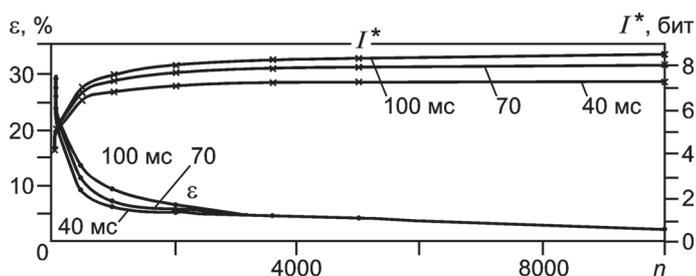


Рис. 4. Комбинированный график зависимостей  $\varepsilon(n)$  и  $I^*(n)$  для ярусной модели виртуальной ДРС по трем значениям  $\sigma = 40; 70; 100$  мс

$\varepsilon(n, \sigma)$  виртуальной ДРС (см. рис. 4) практически не меняется и может быть использована при определении расчетных параметров информационной энтропии реальных ДРС. Чтобы влияние параметров  $\Delta I^*$  и  $\varepsilon$  на значение  $I^*$  ограничивалось третьей значащей цифрой, должно выполняться условие  $n > 1200$  или время регистрации ЭКГ должно быть более 2 ч.

Как показывает практика регистраций ЭКГ, двигательную активность в интервале 20 мин можно уменьшить вплоть до рефлекторного уровня, однако «выключить» факторы психической и эмоциональной активности не представляется возможным. Можно лишь привести эти составляющие функционального состояния организма на условно-минимальный стационарный уровень адаптацией к условиям регистрации. Но и это становится проблематичным при увеличении интервала регистрации более 20 мин. Таким образом, стационарные условия регистрации ЭКГ в течение 20 мин могут обеспечить стационарность ритма сердца при действии факторов малой вариабельности ( $\sigma < 70$  мс). При этом расчетные значения информационной энтропии при пренебрежении параметром  $B$  (см. (4)) определены с относительной погрешностью  $\varepsilon = 5 \dots 7 \%$  и оказываются всегда заниженными на  $\Delta I^* = 0,4 \dots 0,5$  бит.

**Выводы.** При структурно-топологическом анализе ДРС методика расчета информационной энтропии по столбцам гистограммы не достоверна. Альтернативный метод исследования ярусной модели ДРС может быть распространен на приборные реализации любых по природе сигналов с постоянным малым шагом дискретизации.

Увеличение приборной частоты считывания приводит к уменьшению шага дискретизации  $\Delta x$ , росту информационной энтропии  $I^*$  и по результату аналогично переходу от статистической модели распределения на ДРС в форме гистограммы к ярусной модели ДРС.

В условиях, обеспечивающих стационарность ритма сердца, расчетные значения информационной энтропии ярусной модели ДРС снижены на 0,4 — 0,5 бит и определены с относительной погрешностью 5 — 7 %.

#### Л и т е р а т у р а

1. **Вентцель Е. С.** Теория вероятностей: Учебник для вузов. М.: Высшая школа, 1999.

2. **Шмидт Р., Тевс Г.** Физиология человека. В 3 т. Т. 2 / Пер. с англ. М.: Мир, 1996.

3. **Кузнецов А. А.** Количество информации и энтропия ярусной диаграммы ритма сердца // Информационно-управляющие системы. 2010. № 4. С. 57—62.

4. **Кузнецов А. А.** Связь между временными и структурно-топологическими характеристиками диаграмм ритма сердца здоровых людей // Информатика и ее применения. 2010. Т. 4. Вып. 4. С. 39—48.

5. **Кузнецов А. А.** Характеристики виртуальной диаграммы ритма сердца // Инфокоммуникационные технологии. 2009. Т. 7. № 4. С. 91—96.

6. **Прилуцкий Д. А., Кузнецов А. А., Плеханов А. А.** Накопитель ЭКГ «Ann AFlash 2000» // Методы и средства измерений физических величин: Матер. XIV Всерос. науч.-техн. конф. Н. Новгород: НГТУ, 2006. С. 31.

7. **Бриллюэн Л.** Наука и теория информации. М.: Физматгиз, 1960.

8. **Новицкий П. В., Зограф И. А.** Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, 1991.

9. **Вильнер Б. Я., Пешес Л. Я.** Очерки по биологической кибернетике. Минск: Вышэйшая школа, 1977.

10. **Кузнецов А. А.** Определение количественных характеристик вертикальной макроструктурной неоднородности диаграммы ритма сердца человека. Амплитудный метод анализа // Измерительная техника. 2011. № 1. С. 62—65; **Kuznetsov A. A.** Determination of the quantitative characteristics of vertical macrostructural nonuniformity in human heart rhythm patterns. Amplitude analysis method // Measurement Techniques. 2011. V. 54. N 1. P. 62—65.

11. **Ардашев А. В. и др.** Интерквантильный метод анализа R-R-интервалограмм // Вестник новых медицинских технологий. 2006. Т. XIII. № 4. С. 20—21.

12. **Кузнецов А. А.** Структурно-топологический анализ диаграмм электрокардиосигналов // Успехи современной радиоэлектроники. 2010. № 1. С. 27—43.

13. **Heart rate variability.** Standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use // Europ. Heart J. 1996. V. 17. P. 354—381.

Дата принятия 24.10.2012 г.