

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ В БИМЕДИЦИНСКИХ СИСТЕМАХ INFORMATION TECHNOLOGIES IN BIOMEDICAL SYSTEMS

УДК 621.317; УДК 616.127-07

В. Г. Полосин, канд. техн. наук, доц. кафедры "Физика", e-mail: polosin-vitalij@yandex.ru,
О. Н. Бодин, д-р техн. наук, проф. кафедры "Информационно-измерительной техники и метрологии",
e-mail: bodin_o@inbox.ru
Пензенский государственный университет, Пенза

Энтропийно-параметрический критерий проверки адекватности модели распределения ионных токов миокарда

Рассмотрено описание различных распределений в едином пространстве централизованных оценок коэффициента энтропии и контрэксцесса, приведенных к их средним квадратическим отклонениям. Предложен метод установления справедливости гипотезы распределения на основе энтропийно-параметрического критерия, рассчитанного по выборочным значениям случайных отсчетов потенциала эпикарда. Показано, что в пространстве приведенных оценок энтропийного коэффициента и контрэксцесса возможно установление справедливости распределения на основе контроля энтропийно-параметрического критерия адекватности модели распределения. Получено выражение зависимости значения энтропийно-параметрического критерия от уровня значимости критерия. Данное выражение позволяет оценить адекватность модели распределения ионных токов миокарда для выборки значений ионных токов в выделенной области пространства приведенных оценок энтропийного коэффициента и контрэксцесса.

Ключевые слова: электрокардиосигнал, модель распределения ионных токов миокарда, энтропийно-параметрический критерий, уровень значимости критерия

Введение

В современных медицинских исследованиях находят широкое применение статистические модели благодаря своей лучшей адаптации к изменениям условий внешней среды за счет оптимальной перестройки физиологических параметров и возможности учета случайных процессов. Среди наиболее распространенных и доступных методов инструментального медицинского исследования следует выделить электрокардиографию сердечно-сосудистой системы, основанную на регистрации биопотенциалов электрического поля с помощью электродов на торсе пациента [1]. В целях повышения разрешающей способности при выявлении места повреждения миокарда разработана компьютерная диагностическая система (КДС) "Кардиовид", которая позволяет на основе анализа электрокардиосигнала (ЭКС) исследовать электрическую активность 816 областей эпикардиальной поверхности [2]. В КДС "Кардиовид" для анализа ЭКС используются:

- значения отсчетов ЭКС, которые содержат важную информацию и отражают состояние эпикарда;
- модель распределения ионных токов миокарда, которая отражает ионные процессы в миокарде;

— энтропийно-параметрический критерий, предназначенный для установления справедливости гипотезы распределения отсчетов ЭКС [3, 4] и проверки адекватности модели распределения ионных токов миокарда.

Цель настоящей статьи — обоснование энтропийно-параметрического критерия для проверки адекватности модели распределения ионных токов миокарда.

Модель распределения ионных токов миокарда

Важные показатели состояния миокарда, такие как проводимость и способность к восстановлению, связаны с характером протекания ионных токов в интервалы времени абсолютной и относительной рефрактерных фаз. Для исследования ионных токов по известной активности опорных точек миокарда разработаны статистические модели, основанные на изменении деполяризующего мембрану заряда [5].

Для описания трансмембранного потенциала действия вводится распределение $F_I(t)$ информационно-измерительных квантов. Это распределение связано как с распределением во времени избы-

Энтропийно-параметрический критерий

точного поляризующего заряда эпикарда $q(t)$, так и с изменением во времени потенциала действия $u(t)$ на его поверхности. Выражение для распределения $F_I(t)$ имеет следующий вид:

$$F_I(t) = 1 - \frac{u(t)}{\Delta B_u} = 1 - \frac{q(t)}{\Delta B_q}, \quad (1)$$

где ΔB_u и ΔB_q — коэффициенты приведения, равные максимальным изменениям потенциала действия и заряда деполяризации.

Распределение $F_I(t)$ отражает изменение деполяризующего заряда эпикарда во времени и содержит информацию о распространении усредненного ионного тока через его поверхность в период рефрактерной фазы. Усредненный ионный ток, протекающий через эпикардальную поверхность, связан с функцией плотности $f_I(t)$ распределения дискретных изменений потенциала с помощью выражения [5]

$$I = \frac{d}{dt} q(t) = \Delta B_q (1 - f_I(t)), \quad (2)$$

где $f_I(t)$ — функция плотности дискретных изменений потенциала на эпикардальной поверхности,

$$f_I(t) = \frac{d}{dt} F_I(t). \quad (3)$$

Для диагностической системы "Кардиовид" число отличимых квантов дискретизации колеблется в пределах от 450 до 1000, что позволяет сделать оценку числа интервалов группирования данных как корень квадратный от числа дискретных величин. Эти значения при использовании методов статистики в системе "Кардиовид" лежат в пределах от 20 до 35.

Для построения статистической модели ионных токов через эпикардальную поверхность предлагается использовать смесь распределений следующего вида:

$$f_I(t, c_1, a_1, c_2, a_2) = K_1 \cdot f_1(t, c_1, a_1) + (1 - K_1) \cdot f_2(t, c_2, a_2), \quad (4)$$

где K_1 — весовой коэффициент смеси; $f_1(t, c_1, a_1)$ и $f_2(t, c_2, a_2)$ — составляющие смеси распределений; c_1, c_2, a_1, a_2 — параметры составляющих смеси распределений.

Задача установления составляющих смеси распределения наблюдаемой случайной величины состоит в выборе таких моделей закона распределения вероятностей, которые наилучшим образом соответствуют результатам экспериментальных наблюдений [6]. Справедливость выбора закона распределения устанавливается на основе статистических критериев, которые обеспечивают математическое обоснование принятия истинной и отклонение ложной гипотез.

В современной литературе широко представлены параметрические критерии установления справедливости гипотез, направленные на проверку параметра математического ожидания или среднего квадратического отклонения [7]. Информационные свойства статистики используются для построения критериев *только* для ограниченного набора функций: критерия для нормального распределения [8]; критерия для распределения Лапласа [9]; критерия для распределения Вейбулла—Гнеденко [10], и *не позволяют* установить справедливость гипотезы в случае смеси распределения наблюдаемой случайной величины. Установление справедливости гипотезы распределения с помощью критерия сводится к расчету по выборочным значениям случайной величины статистического критерия при допущении, что распределение вероятности статистики критерия известно.

Среди известных методов для анализа формы распределения находит применение метод топографических диаграмм Новицкого [11], согласно которому результаты эксперимента отображают в едином пространстве энтропийного коэффициента и контрэксцесса, после чего оценивают совпадение этих параметров с соответствующими значениями нулевой гипотезы. Расчет оценок энтропийного коэффициента и контрэксцесса проводится непосредственно по выборочным данным по формулам [11]

$$K_3 = \frac{\Delta y N}{2\sigma} \exp\left(-\frac{1}{N} \sum_{j=1}^m n_j \cdot \ln(n_j)\right);$$
$$\kappa = \frac{\sigma^4}{\mu_4}, \quad (5)$$

где Δy — интервал группирования данных; N — число отсчетов в выборке; m — число интервалов группирования; n_j — число отсчетов в j -м интервале группирования; σ и μ_4 — среднее квадратическое отклонение и четвертый центральный момент распределения значений отсчетов в выборке данных.

Среди недостатков метода топографических диаграмм необходимо отметить, что несмотря на возможности отражения различных типов распределений в едином пространстве коэффициента энтропии и контрэксцесса, затруднителен выбор предпочтительной реализации на основе анализа формы распределения при использовании различных областей топографической диаграммы.

Для анализа параметров распределения с различной формой предлагается метод установления справедливости гипотезы распределения, который сводится к расчету по выборочным значениям энтропийно-параметрического критерия, учитываю-

шего неупорядоченность и статистические параметры выборки данных.

Для построения единого критерия оценки справедливости гипотез рассмотрим распределение оценок в пространстве энтропийного коэффициента и параметра статистического распределения контрэксцесса вблизи положения нулевой гипотезы H_0 . В пространстве, ограниченном средними квадратическими отклонениями (СКО) $S(k_\xi)$ и $S(\kappa)$ оценок коэффициента энтропии k_ξ и контрэксцесса κ , содержится 47 % всех возможных выборок распределений нулевой гипотезы (коэффициент $t_p = 1$, при вероятности $P = 0,684$). На рис. 1 дана иллюстрация области возможных положений для выборок распределения нулевых гипотез в форме прямоугольника 1 со сторонами, равными удвоенному значению СКО оценок. Формально этой области соответствует область в форме эллипса 2 из условия, что в ней содержится такое же число возможных выборок распределений нулевой гипотезы.

Уравнение кривой эллипса имеет следующий вид:

$$\left(\frac{k_\xi - k_{\xi 0}}{S(k_\xi)}\right)^2 + \left(\frac{\kappa - \kappa_0}{S(\kappa)}\right)^2 = \frac{r^2}{b^2}, \quad (6)$$

где $k_{\xi 0}$ и κ_0 — коэффициент энтропии и контрэксцесс для нулевой гипотезы H_0 ; $S(k_\xi)$ и $S(\kappa)$ — средние квадратические отклонения оценок коэффициента энтропии и контрэксцесса, равные интервалам Δk_ξ и $\Delta \kappa$ оценок коэффициента энтропии и контрэксцесса при вероятности $P = 0,684$ и коэффициенте $t_p = 1$; b — коэффициент пропорциональности.

Для широкого класса известных симметричных распределений используется единая аналитическая модель вида [11]

$$f(x) = \frac{\alpha}{2\lambda\sigma\Gamma(1/\alpha)} \exp\left(-\left|\frac{x - X_{II}}{\lambda\sigma}\right|\right), \quad (7)$$

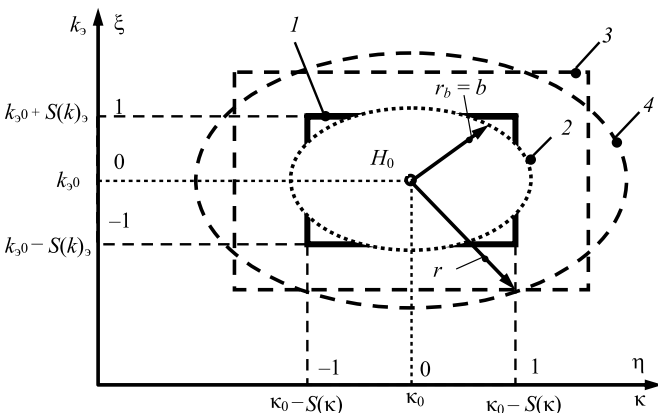


Рис. 1. Соответствие пространств энтропийно-параметрических и приведенных оценок

где $\Gamma(z)$ — гамма-функция; α — показатель степени распределения; σ — среднее квадратическое отклонение; λ — постоянный параметр,

$$\lambda = \sqrt{\frac{\Gamma(1/\alpha)}{\Gamma(3/\alpha)}}.$$

Для расчета интервалов оценок коэффициента энтропии и контрэксцесса распределения (5) используются выражения вида [11]

$$\Delta \kappa = t_p \kappa \frac{\sqrt[3]{(\varepsilon^2 - 1)^3}}{\sqrt{29n}}; \quad (8)$$

$$\Delta k_\xi = t_p 0,9(\kappa k_\xi \sqrt{k_\xi n})^{-1}.$$

Авторами работы для проведения сравнения гипотетических распределений различного типа предложено отображать все реализации распределений в едином пространстве, приведенных относительно средних квадратических отклонений $S(\xi)$ и $S(\eta)$, централизованных оценок ξ и η коэффициента энтропии k_ξ и контрэксцесса κ , рассчитываемых с помощью выражений вида

$$\xi = \frac{k_\xi - k_{\xi 0}}{S(k_\xi)}; \quad (9)$$

$$\eta = \frac{\kappa - \kappa_0}{S(\kappa)}.$$

Область пространства, ограниченная значениями приведенных централизованных оценок ξ и η коэффициента энтропии k_ξ и контрэксцесса κ , рассчитанных из выражения (9), в пределах $(-1) \leq \xi_p \leq 1$ и $(-1) \leq \eta_p \leq 1$, содержит 47 % всех возможных выборок распределений нулевой гипотезы.

На рис. 1 показано соответствие пространства приведенных централизованных оценок ξ — η пространству коэффициента энтропии и контрэксцесса, из которого видно, что границам прямоугольной области соответствуют единичные значения приведенных оценок. Уравнение границы соответствующей эллиптической области в пространстве приведенных централизованных оценок ξ — η получено подстановкой выражений (9) для централизованных оценок ξ — η коэффициента энтропии и контрэксцесса в уравнение эллипса (6):

$$r = b \sqrt{\xi^2 + \eta^2}. \quad (10)$$

Из уравнения (10) следует, что граница области, соответствующая выделенной в пространстве приведенных централизованных оценок ξ — η с помощью СКО $S(k_\xi)$ и $S(\kappa)$ прямоугольной области, задана окружностью радиуса $\sqrt{\pi}$. При увеличении вероятности P попадания выборки для нулевой гипотезы в выделенную область происходит увеличение границ. При этом область круговой границы при заданной вероятности P полностью задана с помо-

шью радиуса r_Γ , связанного с границами центрированных оценок ξ_Γ и η_Γ прямоугольной области с помощью выражения

$$r_\Gamma = \frac{2b}{\sqrt{\pi}} \sqrt{\xi_\Gamma \eta_\Gamma}. \quad (11)$$

Из выражения (11) следует, что параметр r_Γ связан с границами центрированных оценок ξ_Γ и η_Γ , которые определены их средними квадратическими отклонениями:

$$\begin{aligned} \xi_\Gamma &= t_P S(k_3); \\ \eta_\Gamma &= t_P S(\kappa). \end{aligned} \quad (12)$$

Здесь t_P — коэффициент распределения оценок, заданный вероятностью P . Выражение для расчета коэффициента пропорциональности b при заданных радиусе r_Γ границы области допустимых значений и коэффициенте распределения t_P имеет следующий вид:

$$b = \frac{\pi r_\Gamma^2}{2 t_P \sqrt{S(k_3) S(\kappa)}}, \quad (13)$$

где r_Γ — радиус границы области допустимых значений,

$$r_\Gamma = (-2) \ln(1,25 + 0,5 \Phi_0(t_P S(k_3)) + 0,5 \Phi_0(t_P S(\kappa)) + \Phi_0(t_P S(k_3)) \Phi_0(t_P S(\kappa))).$$

Коэффициент пропорциональности определяется из условия равенства вероятностей попадания гипотезы в области пространства, ограниченные оценками границы r_Γ и границами приведенных оценок ξ_Γ и η_Γ :

$$F_r(r_\Gamma) = (0,5 + \Phi_0(\xi_\Gamma))(0,5 + \Phi_0(\eta_\Gamma)).$$

Тогда взаимосвязь радиуса границы области допустимых значений и коэффициента распределений t_P имеет вид

$$r_\Gamma = \sqrt{(-2) \ln(1,25 + 0,5 \Phi_0(\xi_\Gamma) + 0,5 \Phi_0(\eta_\Gamma) + \Phi_0(\xi_\Gamma) \Phi_0(\eta_\Gamma))}.$$

Так как вероятность совершения ошибки первого рода определена коэффициентом распределения t_P и однозначно связана с радиусом границы области допустимых значений в пространстве приведенных оценок, то радиус окружности r_Γ , рассчитанный в приведенной центрированной системе координат, может быть использован в качестве критерия проверки статистических гипотез.

Таким образом, предлагаемый энтропийно-параметрический критерий (см. выражение (10)) позволяет на основе анализа энтропии и статистических параметров выборки отсчетов оценить справедливость принятой гипотезы путем оценки значимости критерия для различных форм симметричных распределений.

Проверка адекватности модели распределения ионных токов миокарда

Построение модели ионных токов миокарда в виде выражения (4) основано на формировании искомой функции с помощью смеси распределений. Для этого все значения нормируются на площадь под кривой. Тогда число значений отсчетов характеризует появление отдельного отсчета с помощью вероятности его наблюдения. Для аппроксимации таких кривых удобно использовать математический аппарат статистики. Отношение числа квантов, попадающих в отдельные интервалы группирования данных, к временному интервалу группирования позволяет построить гистограмму распределения частоты наблюдения квантов в зависимости от временных интервалов наблюдений. Формирование модели распределения ионных токов (4) с помощью смеси распределений иллюстрирует рис. 2, где обозначено 1 — гистограмма распределения квантов для трансмембранного потенциала; 2 — смесь плотностей экспоненциального $f_1(t_i, c_1, a_1)$ и логистического $f_2(t_i, c_2, a_2)$ распределений; 3 — смеси плотностей экспоненциального $f_1(t_i, c_1, a_1)$ и нормального $f_2(t_i, c_2, a_2)$ распределений; 4 — смеси плотностей двухпараметрического $f_1(t_i, c_1, a_1)$ и трехпараметрического $f_2(t_i - t_0, c_2, a_2)$ распределений Вейбулла—Гнеденко.

Выбор наиболее оптимальной смеси распределения связан с задачей проверки адекватности модели, которая сводится к установлению правомерности выбора распределения при описании полученной выборки отсчетов. Для этих целей используется энтропийно-параметрический критерий, позволяющий на основе анализа энтропии и статистических параметров выборки отсчетов оценить справедли-

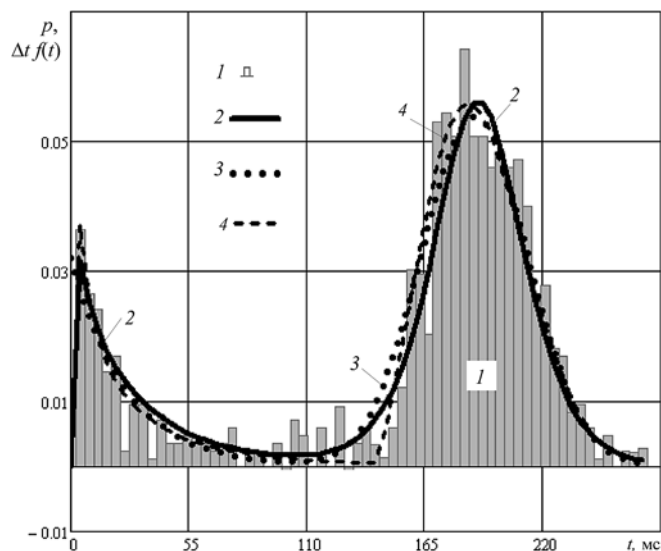


Рис. 2. Гистограмма распределения квантов по временным интервалам и аппроксимации распределения для трансмембранного потенциала

вость принятой гипотезы путем оценки значимости критерия для различных форм симметричных распределений.

Установление соответствия модели реальным физическим процессам, происходящим в системе, состоит в проверке адекватности модели распределения ионных токов и содержит три основных этапа.

На первом этапе проводится разделение смеси распределений на части, соответствующие составляющим модели. Суть разделения состоит в том, что каждому значению тока, протекающего через эпикардиальную поверхность, соответствуют коэффициенты статистической значимости, которые определяют вклад отдельных составляющих смеси распределений в распределение отсчетов. Коэффициенты статистической значимости q_{1i} и q_{2i} для отсчета тока в i -й момент времени можно найти как отношения значений составляющих плотности распределений $f_1(t_i, c_1, a_1)$ и $f_2(t_i, c_2, a_2)$ информационных квантов к значению плотности смеси распределений $f_I(t_i, c_1, a_1, c_2, a_2)$, найденных при известных параметрах проверяемой гипотезы распределения. Формулы для расчета коэффициентов значимости имеют вид:

$$\begin{aligned} q_{1i} &= \frac{f_1(t_i, c_1, a_1)}{f_I(t_i, c_1, a_1, c_2, a_2)}; \\ q_{2i} &= \frac{f_2(t_i, c_2, a_2)}{f_I(t_i, c_1, a_1, c_2, a_2)}. \end{aligned} \quad (14)$$

Расчет коэффициентов значимости проводится при различных значениях весовых коэффициентов K и $(1 - K)$ составляющих смеси распределений, используемой в модели ионных токов. Для выбора наиболее предпочтительного варианта необходимо установить соответствие аппроксимаций выборке экспериментальных данных.

Второй этап проверки адекватности модели состоит в преобразовании полученных данных к симметричной форме. В работе [4] показано, что целый ряд несимметричных распределений допускает их преобразование к симметричным распределениям. Соответственно, если несимметричное распределение является описанием выборки данных, то после преобразования выборки в соответствии с преобразованием несимметричного распределения к симметричной форме, получим выборку, удовлетворяющую симметричному распределению. Тогда проверка адекватности модели распределения ионных токов сводится к расчету энтропийно-параметрического критерия и оценки его уровня значимости для каждой из составляющих модели. Если признается справедливой нулевая гипотеза для обоих распределений при заданном значении уровня значимости критерия, то признается соответствие модели исходной выборке значений.

На третьем этапе рассчитывается энтропийно-параметрический критерий для выборок симмет-

ричных распределений и оценивается значимость критерия. Для оценки значимости критерия рассмотрим распределение реализаций в пространстве приведенных центрированных оценок ξ и η .

При большом числе отсчетов выборки N ($N > 100$) эпикардиального потенциала оценки коэффициента энтропии k_ξ и контрэкссесса k_η на два порядка больше их разбросов Δk_ξ и Δk_η , что позволяет для приближенной аппроксимации распределения оценок k_ξ и k_η использовать нормальное распределение Гаусса. Плотности распределения приведенных центрированных оценок ξ и η в пространстве приведенных оценок равны

$$\begin{aligned} f_1(\xi) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\xi^2}{2}}; \\ f_2(\eta) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\eta^2}{2}}. \end{aligned} \quad (15)$$

Плотности распределения (15) приведенных центрированных оценок ξ и η позволяют получить выражения для расчета вероятности возникновения ошибки первого рода в результате принятия неверной нулевой гипотезы, равной уровню значимости α энтропийного критерия r .

Элементарная вероятность $\Delta P(\xi, \eta)$ попадания оценок ξ и η для выборки результатов нулевой гипотезы в элементарную область, ограниченную приращениями $\Delta\xi$ и $\Delta\eta$ приведенных оценок, имеет вид

$$\Delta P(\xi, \eta) = f_1(\xi)\Delta\xi f_2(\eta)\Delta\eta. \quad (16)$$

Сделав подстановку плотности распределений (15) оценок ξ и η в выражение (16) и заменив элемент площади приращения $\Delta\xi$ и $\Delta\eta$ площадью кольца радиуса r элементарной ширины Δr , получим плотность распределения $f_r(r)$ случайной величины модуля расстояния r между нулевой гипотезой и приведенными оценками выборки результатов:

$$f_r(r) = re^{-\frac{1}{2}r^2}. \quad (17)$$

Плотность распределения (17) для модуля расстояния r представляет собой плотность вероятности классического двухпараметрического распределения Вейбулла—Гнеденко с параметрами масштаба и формы, равными $\sqrt{2}$ и 2, соответственно. Тогда аналитическое выражение для распределения модуля расстояния r имеет вид

$$F_r(r) = 1 - e^{-\frac{1}{2}r^2}. \quad (18)$$

Из анализа распределения (18) следует, что вероятность $F_r(r)$ однозначно определена значением случайной величины r и не содержит каких-либо других параметров, влияющих на распределение модуля расстояния r . Такую случайную величину удобно использовать в качестве критерия для проверки гипотез различных типов симметричных распределений. Для уровня значимости $\alpha(r)$ критерия r будет справедливо выражение вида

$$\alpha(r) = 1 - F_r(r) = e^{-\frac{1}{2}r^2}. \quad (19)$$

Тогда для расчета критерия при различных уровнях значимости справедливо выражение вида

$$r(\alpha) = \sqrt{\ln(\alpha^{-2})}. \quad (20)$$

В зависимости от требуемой надежности результата при решении задач пределы уровня значимости α выбирают от 20 до 0,1 %, что определяет границы задания критерия r от 1,794 до 3,717.

В таблице даны значения параметров смесей и значения энтропийно-параметрического критерия.

Параметры статистической модели ионных токов

Состав смеси распределения для статистической модели ионных токов	Параметры составляющих смесей распределений		Весовой коэффициент	Значение критерия r
	$f_1(t)$	$f_2(t)$		
Экспоненциальное и логистическое распределения	$\lambda = 20,04$	$\mu = 197$ $\lambda = 17,6$	0,23	$r_1 = 2,451$ $r_2 = 2,741$
Экспоненциальное и нормальное распределения	$\lambda = 26,9$	$\sigma = 22,67$ $\mu = 190,04$	0,25	$r_1 = 3,26$ $r_2 = 2,12$
Распределение Вейбула—Гнеденко и распределение Вейбула—Гнеденко	$c_1 = 2,339$ $a_1 = 55,1$ $t_0 = 141$	$c_2 = 0,741$ $a_2 = 25$	0,755	$r_1 = 3,101$ $r_2 = 2,859$

Важное свойство энтропийно-параметрического критерия r состоит в том, что в пространстве приведенных оценок ξ и η нулевой гипотезы критерий позволяет проводить сравнительный анализ различных симметричных распределений. Модель принимается адекватной, если энтропийно-параметрический критерий не превышает своего предельного значения, установленную с помощью уровня значимости и рассчитанного на основе соотношения (20).

Из анализа результатов таблицы следует, что энтропийно-параметрический критерий не превышает предельного значения 3,04, ограниченного уровнем значимости α , равного 0,01, для двух смесей распределений. Первая смесь распределений содержит составляющие экспоненциального и логистического распределения, вторая смесь состоит из двух распределений Вейбулла—Гнеденко. При выборе из двух полученных распределений предпочтение следует отдать смеси экспоненциального и логистического распределения. Таким образом, энтропийно-параметрический критерий является эффективным инструментом проверки адекватности статистической модели ионных токов на эпикардиальной поверхности.

Список литературы

1. Орлов В. Н. Руководство по электрокардиографии. М.: Медицина, 1983. 527 с.
2. Бодин О. Н., Митрохина Н. Ю. Регуляризация решения обратной задачи электрокардиографии в компьютерной диагностической системе "Кардиовид" // Мехатроника, автоматизация, управление. 2008. № 11. С. 37—40.
3. Вёгер В. Информация об измеряемой величине как основа формирования функции плотности вероятности // Измерительная техника. 2003. № 9. С. 3—9.
4. Полосин В. Г., Першенков П. П. Информационный способ проверки гипотез несимметричных распределений // Измерительная техника. 2013. № 12. С. 8—10.
5. Полосин В. Г., Бодин О. Н., Балахонова С. А. Статистические модели трансмембранного потенциала миокарда в компьютерной диагностической системе "Кардиовид" // Математическая биология и биоинформатика: V Международная конф., г. Пушкино, 19—24 октября 2014 г.: Доклады / Под ред. В. Д. Лахно. М.: МАКС Пресс, 2014. 228 с.
6. Лемешко Б. Ю. О задаче идентификации закона распределения случайной составляющей погрешности измерения // Метрология. 2004. № 7. С. 8—17.
7. Брандт З. Анализ данных. Статистические и вычислительные методы для научных работников и инженеров. М.: Мир, Издательство АСТ, 2003. 686 с.
8. Vasicek O. A test for normality based on sample entropy // JRSS. 1976. Vol. 38, N. 1. P. 54—59.
9. Dudewcz E. J., van der Meulen E. C. Entropy-based tests of uniformity // JASA. 1981. Vol. 76, N. 376. P. 967—974.
10. Kolossvary I., Telek M. Explicit identification of the class of order 3 matrix exponential distributions. 2011. At Eurandom, Eindhoven, Netherlands.
11. Новицкий П. В., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат. 1985. 284 с.
12. Боровков А. А. Математическая статистика. Оценка параметров проверки гипотез. М.: Наука., Главная редакция физико-математической литературы, 1984. 472 с.
13. Тычков А. Ю., Чураков П. П., Кривоногов Л. Ю. Автоматизированная система обработки и анализа электрокардосигналов в условиях интенсивных помех различного вида // Известия высших учебных заведений. Поволжский регион. Технические науки. 2011. № 1 (17). С. 117—125.

V. G. Polosin, Ph.D., Associate Professor,
Senior Lecturer of the Department "Physics", polosin-v@sura.ru,
O. N. Bodin, Professor of the Department
"Information Measuring Techniques and Metrology", bodin_o@inbox.ru
Penza State University, Penza

Entropy-Parametric Criterion for the Establishing the Adequacy of the Distribution Model of Ionic Currents of the Myocardium

The article is devoted to reviewing the adequacy of the distribution model of the ion currents the myocardium based on the entropy-parametric criterion. This paper considers the possibility of describing the various distributions in a uniform space of estimates of the entropy factor and of the counter kurtosis. These estimates were centered with respect to the null hypothesis of distribution, for which the entropy factor and counter kurtosis are known a priori. Estimates of the entropy factor and of the ratio kurtosis have been given as the ratio on their standard deviation that made it possible to build them into a single space. We have proposed a method of establishing validity of the hypothesis of distribution. It is based on the entropy-parametric criterion that is calculated by values of the random sample of potential. These samples were calculated for the surface of the epicardium. It is shown that in the space of relative estimates of the entropy factor and of the counter kurtosis it is possible to establishing the justice and the adequacy for the statistical model that is built as the sum of the distributions. In particular, we have showed that in the space of the reduced estimates can be established the integral part of the additive model of the distributions of ionic currents. This is based on control of the weighting factor component of the model. We obtain expressions the dependence of the values of the entropy-parametric criterion when the significance level criterion. This expression allows you to assess the adequacy of the distribution model of myocardial ion currents to the sample values of the ion currents in the selected area of the space that is defined as the ratio of estimates of the entropy factor and counter kurtosis on their known values.

Keywords: electrocardiosignal, the entropy factor, the counter kurtosis, the entropy-parametric criterion, a single space, to establishing the justice, the surface of the epicardium, the significance level criterion, the myocardial ion currents, model of ionic currents of the myocardium

References

1. Orlov V. N. *Rukovodstvo po elektrokardiografii* (Guide electrocardiography.) Moscow, Meditsine, 1983, 527 p.
2. Bodin O. N., Mitrohina N. Yu. Regularizatsiya resheniya obratnoy zadachi elektrokardiografii v kompyuternoy diagnosticheskoy sisteme "Kardiovid" (Regularization of the inverse problem of electrocardiography in the computer diagnostic system "Kardiofit"), *Mehatronika. Avtomatizatsiya. Upravlenie* (Mechatronics. Automation. Control.), 2008, no. 11, pp. 37–41.
3. Vyoger V. Informatsiya ob izmeryaemoy velichine kak osnova formirovaniya funktsii plotnosti veroyatnosti (Information about the measured value as a basis of the probability density function), *Izmeritel'naya tekhnika* (Measurement Technique), 2003, no. 9, pp. 3–9.
4. Polosin V. G., Pershenkov P. P. Informatsionnyy sposob proverki gipotez nesimmetrichnykh raspredeleniy (Information — theoretic method for hypothesis testing with nonsymmetric distributions), *Izmeritel'naya tekhnika* (Measurement Techniques), 2013, no. 12, pp. 8–10. (Vol. 56, no. 12, march, 2014, pp. 1318–1322).
5. Polosin V. G., Bodin O. N., Balahonova S. A. Statisticheskie modeli transmembrannogo potentsiala miokarda v kompyuternoy diagnosticheskoy sisteme "Kardiovid" (Statistical models of the transmembrane potential of the myocardium in the computer diagnostic system "Kardiofit"), *Matematicheskaya biologiya i bioinformatika: V Mezhdunarodnaya konf.* (Mathematical Biology and Bioinformatics: International conf), g. Puschino, 19–24 okt. 2014: Doklady, Ed. V. D. Lahno, Moscow, MAKS Press, 2014, 228 p.
6. Lemeshko B. Yu. O zadache identifikatsii zakona raspredeleniya sluchaynoy sostavlyayushey pogreshnosti izmereniya (On the problem of identifying the law of distribution of the random component of measurement error), *Metrologiya* (Metrology), 2004, no. 7, pp. 8–17.
7. Brandt Z. *Analiz dannykh. Statisticheskie i vychislitelnyye metody dlya nauchnykh rabotnikov i inzhenerov* (Data analysis. Statistical and Computational Methods for Scientists and Engineers), Moscow, Mir, OOO "Izdatelstvo AST", 2003, 686 p.
8. Vasicek O. A test for normality based on sample entropy, *JRSS*, 1976, vol. 38, no. 1, pp. 54–59.
9. Dudewcz E. J., van der Meulen E. C. Entropy-based tests of uniformity, *JASA*, 1981, vol. 76, no. 376, pp. 967–974.
10. Kolossvary I., Telek M. Explicit identification of the class of order 3 matrix exponential distributions, *YEQT V "Stochastic Networks and Optimization"*, October 24–26, 2011. At Eurandom, Eindhoven, Netherlands. <http://www.eurandom.nl/events/workshops/2011/YEQTV>
11. Novitskiy P. V., Zograf I. A. Otsenka pogreshnostey rezultatov izmereniy, Leningrad, Energoatomizdat, 1985, 284 p.
12. Borovkov A. A. Matematicheskaya statistika. Otsenka parametrov proverki gipotez (Math statistics. Parameter estimation of testing hypotheses, Moscow, Nauka, Glavnaya redaktsiya fiziko-matematicheskoy literatury, 1984, 472 p.
13. Tyichkov A. Yu., Churakov P. P., Krivonogov L. Yu. Avtomatizirovannaya sistema obrabotki i analiza elektrokardiosignalov v usloviyakh intensivnykh pomekh razlichnogo vida (Automated system for processing and analyzing electrocardiosignals under intensive interference of various kinds), *Izvestiya vysshih uchebnykh zavedeniy. Povolzhskiy region. Tehnicheskie nauki* (Proceedings of the higher educational institutions. Volga region. Technical science), 2011, no. 1 (17), pp. 117–125.