

Оценка допустимых границ выборочного коэффициента взаимной корреляции в задаче классификации кардиокомплексов

Аннотация

Найден закон распределения выборочного коэффициента корреляции $\hat{\rho}$. Получено выражение для нахождения границы $\rho_{\text{тр}}$, которую выборочный коэффициент корреляции $\hat{\rho}$ при сравнении степени близости кардиокомплексов не превышает с вероятностью $\beta = 0,005$.

Среди основных причин смертности населения России лидирующее положение занимают заболевания, обусловленные нарушениями деятельности сердечно-сосудистой системы (ССС).

Электрокардиография является одним из основных методов исследования сердца и диагностики заболеваний ССС. С помощью анализа фрагментов электрокардиограммы (ЭКГ) (зубцов, интервалов, сегментов) можно выявить патологии сердца (например миокардиты, перегрузки сердца, патологию проводящей системы сердца и др.).

Однако одна из основных проблем диагностики ССС определяется тем, что при съеме ЭКГ возникают помехи и артефакты разного рода, искажающие сигнал и значительно усложняющие диагностику.

В качестве основных помех, присутствующих в мониторограммах, выступают миографическая помеха (для которой в первом приближении можно использовать модель нормального белого шума [1]) и дрейф изоэлектрической линии. В настоящее время существуют методы, устраниющие дрейф изоэлектрической линии, поэтому с помощью предварительной обработки электрокардиосигнала можно избавиться от данной помехи [1], [2].

В одной из последних работ [3] авторами был предложен алгоритм обнаружения и сортировки кардиокомплексов с их одновременным накоплением в задаче обработки данных длительного мониторирования кардиосигнала. В качестве отличительных признаков, используемых для оценки степени близости кардиокомплексов (выделения основных типов кардиокомплексов), были выбраны:

- коэффициент взаимной корреляции между опорным (эталонным) сигналом $S_{\text{оп}}(i)$ и анализируемым фрагментом;
- энергия наблюдаемого кардиокомплекса;
- ритмическая структура кардиосигнала.

Необходимым условием для вынесения решения о принадлежности анализируемого кардиокомплекса к конкретному

типу является превышение заданного порога выборочным коэффициентом взаимной корреляции. Наличие шума приводит к тому, что коэффициент взаимной корреляции является случайной величиной. Для уменьшения влияния миографической помехи на качество процедуры обработки сигнала предварительно выполняется аппроксимация ЭКС. Данная процедура основана на возможности в режиме «скользящего окна» для каждого довольно непродолжительного j -го сегмента наблюдаемой реализации ЭКС с помощью метода наименьших квадратов построить кривую функции аппроксимации в виде полинома второго порядка $\hat{S}_{\phi}(i) = \hat{b}_{2,j}i^2 + \hat{b}_{1,j}i + \hat{b}_{0,j}$ ($i = 1, 2, \dots, I$, где I – количество отсчетов в фрагменте), которая будет являться оценкой формы фрагмента кардиосигнала, отражающего истинную электрическую активность сердца.

Наибольшая дисперсия ошибки аппроксимации наблюдается на краях аппроксимирующего полинома. Для уменьшения ошибки приближения аппроксимирующей кривой $\hat{S}(i)$ к форме кардиокомплекса $S(i)$ необходимо использовать усреднение функций аппроксимаций всех перекрывающихся сегментов за исключением μ крайних сегментов, что позволяет исключить из накопления слагаемые, дисперсия которых значительно превалирует [4]:

$$\hat{S}(i) = \frac{1}{I - 2\mu} \sum_{x=1+\mu}^{I-\mu} \hat{S}_{\phi,i-x+1}(x) = S(i) + \zeta(i); \quad 0 \leq \mu \leq [I/2 - 1], \quad (1)$$

где

$$\zeta(i) = \sum_{k=1-I}^{I-1} \alpha_k(I+k)n(i+k)$$

– итоговая ошибка аппроксимации сигнала, обусловленная влиянием шума [отсчеты $\zeta(i)$ являются совместно нормальными величинами], причем коэффициенты $\alpha_k(k)$ не зависят от

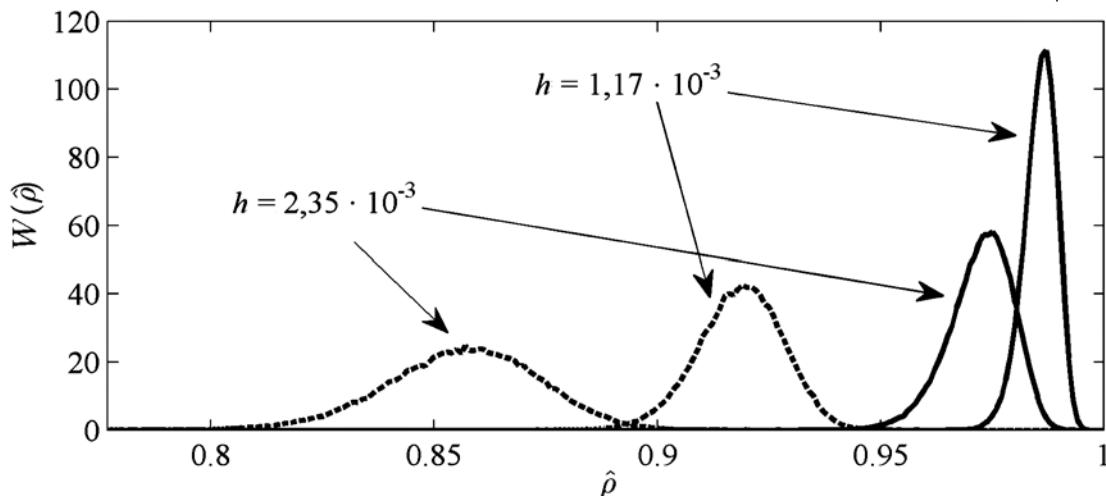


Рис. 1. Распределения выборочного коэффициента корреляции, полученные для различного отношения шум/сигнал: сплошная кривая – распределение коэффициента корреляции без предварительной аппроксимации сигнала, штриховая кривая – распределение коэффициента корреляции после аппроксимации кардиокомплекса на основе выражения (1)

наблюдаемой реализации $\alpha_{\mu}(k) = f\alpha_{\mu}(I, \mu, k)$ (считается, что I – фиксированная величина). В зависимости от количества отсчетов I в сегменте можно найти такое значение μ , при котором обеспечивается минимум дисперсии $D\{\zeta(i)\}$ ошибки аппроксимации.

На рис. 1 представлены распределения выборочного коэффициента корреляции

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N S_{\text{оп}}(i)[S(i) + \zeta(i)]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N S_{\text{оп}}^2(i) \sum_{i=1}^N [S(i) + \zeta(i)]^2}}, \quad (2)$$

где N – количество отсчетов в анализируемом фрагменте, полученное на основе компьютерного моделирования (выборка из 10^5 испытаний) в зависимости от параметра $h = \sigma^2 / E_s$ (отношения шум/сигнал) ($N = 158$; $I = 11$; $\mu = 2$) для опорного и анализируемого кардиокомплексов одного типа, представленного на рис. 2 (тип 2) ($\rho = 1$), где сплошная кривая – распределение коэффициента корреляции без предварительной аппроксимации сигнала, штриховая кривая – распределение коэффициента корреляции после аппроксимации кардиокомплекса на основе выражения (1).

Из рисунка видно, что предложенный подход предварительной обработки позволяет уменьшить влияние случайных отклонений и выбросов, присутствующих в анализируемом фрагменте, на результаты обработки кардиосигнала. Однако остается открытым вопрос о влиянии данной ошибки (остаточной ошибки) на выборочный коэффициент взаимной корреляции опорного сигнала с аппроксимацией наблюдаемой реализации сигнала. Этому вопросу и посвящена данная статья.

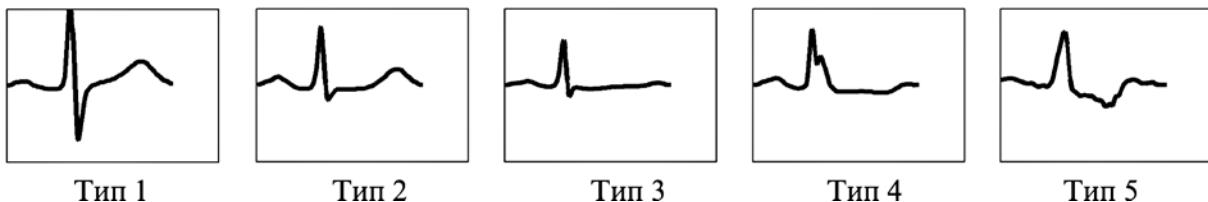


Рис. 2. Пять различных типов кардиокомплексов, соответствующих как типу «норма», так и патологическому типу

Таблица 1
Средние значения $m\{\hat{\rho}\}$, дисперсии $D\{\hat{\rho}\}$ и трети центральные моменты $M_3\{\hat{\rho}\}$ для значения шум/сигнал $h = 5,77 \cdot 10^{-4}$

Тип кардиокомплекса	1	2	3	4	5
$m\{\hat{\rho}\}$	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992
$D\{\hat{\rho}\}$	$3,33 \cdot 10^2$	$3,33 \cdot 10^2$	$3,31 \cdot 10^2$	$3,32 \cdot 10^2$	$3,32 \cdot 10^2$
$M_3\{\hat{\rho}\}$	$-3,44 \cdot 10^3$	$-3,44 \cdot 10^3$	$-3,39 \cdot 10^3$	$-3,42 \cdot 10^3$	$-3,43 \cdot 10^3$

Таблица 2
Средние значения $m\{\hat{\rho}\}$, дисперсии $D\{\hat{\rho}\}$ и трети центральные моменты $M_3\{\hat{\rho}\}$ для значения шум/сигнал $h = 2,311 \cdot 10^{-3}$

Номер кардиокомплекса	1	2	3	4	5
$m\{\hat{\rho}\}$	0,972	0,972	0,972	0,972	0,972
$D\{\hat{\rho}\}$	$0,518 \cdot 10^4$	$0,518 \cdot 10^4$	$0,511 \cdot 10^4$	$0,517 \cdot 10^4$	$0,520 \cdot 10^4$
$M_3\{\hat{\rho}\}$	$-0,217 \cdot 10^6$	$-0,217 \cdot 10^6$	$-0,212 \cdot 10^6$	$-0,220 \cdot 10^6$	$-0,222 \cdot 10^6$

$$s(i) = \frac{S(i)}{\sqrt{E_s}}$$

– нормированный отсчет анализируемого сигнала.

В результате проведенных многочисленных экспериментов для различных типов кардиокомплексов было установлено, что в качестве первого приближения можно использовать вместо выражения (3) следующее выражение:

$$m\{\hat{\rho}\} \approx \rho[(c_1 + c_0) + c_1 R_v(0)(N+2)].$$

Теоретический расчет дисперсии $D\{\hat{\rho}\}$, иных моментов и соответственно нахождение самого распределения $W(\hat{\rho})$ представляет собой нетривиальную задачу.

Было установлено, что среднее значение $m\{\hat{\rho}\}$ при фиксированных значениях I и μ зависит только от длины наблюдаемой реализации сигнала N и отношения шум/сигнал h . Была выдвинута гипотеза о том, что распределение случайной величины $\hat{\rho}$ не зависит от формы сигнала, а его параметры (в случае $\rho = 1$) определяются только величинами N и h . Для проверки данной гипотезы на основе компьютерного моделирования были получены распределения коэффициентов корреляции (выборка из 10^5 испытаний) в зависимости от параметра h для различных типов кардиокомплексов и различных значений N .

На основе данных выборок строились выборочные распределения и оценивались средние значения $m\{\hat{\rho}\}$, дисперсии $D\{\hat{\rho}\}$ и третьи центральные моменты $M_3\{\hat{\rho}\}$.

Было подтверждено, что распределение случайной величины $\hat{\rho}$ не зависит от формы сигнала, описывается бета-распределением (случай $\rho = 1$), а в случае отличающихся по форме кардиокомплексов описывается первыми тремя членами ряда Эджвортса (данные заключения строились на основании критерия согласия χ^2 , при уровне значимости 5 % и числе степеней свободы более 30), причем параметры распределения определяются только величинами N и h .

В качестве примера в табл. 1 и 2 приведены выборочные средние значения $m\{\hat{\rho}\}$, дисперсии $D\{\hat{\rho}\}$ и третьи центральные моменты $M_3\{\hat{\rho}\}$, полученные для кардиокомплексов длиной $N = 158$, представленных на рис. 2 для случая $\rho = 1$ и значений шум/сигнал $h = 5,77 \cdot 10^{-4}$ и $h = 2,311 \cdot 10^{-3}$ соответственно ($I = 11$; $\mu = 2$).

На основании полученных результатов можно сделать вывод, что вероятность попадания выборочного коэффициента корреляции в заданный диапазон значений для случая $\rho = 1$ определяется только величинами N и h (при фиксированных значениях I и μ). Данный факт позволяет определить границу ρ_{tp} , при которой выполняется следующее неравенство:

$$P(\hat{\rho} \leq \rho_{tp}) \leq \beta. \quad (4)$$

Например, эмпирически было установлено, что граница, при которой с вероятностью $\beta = 0,005$ случайная величина $\hat{\rho}$ не превышает ρ_{tp} , равна:

$$\begin{aligned} \rho_{tp} \approx & (k_{1,p} N + b_{1,p}) h + k_{2,p} N + \\ & + 1 + (k_{3,p} N + b_{3,p}) h_1, \end{aligned} \quad (5)$$

где h_1 – отношение сигнал/шум для опорного сигнала; $k_{1,p}$, $k_{2,p}$, $k_{3,p}$, $b_{1,p}$, $b_{3,p}$ – коэффициенты, зависящие от I и μ .

В табл. 3 приведены значения коэффициентов для случая $I = 11$, $\mu = 2$ и $I = 8$, $\mu = 2$ ($\beta = 0,005$).

На рис. 3 в качестве примера показаны границы, для которых выполняется условие (4) в случае $\beta = 0,005$. Для теоретического расчета и моделирования использовался кардиокомплекс, изображенный на рис. 2 (тип 2). Результаты моделирова-

ния отображены тонкой линией, теоретический расчет на основании выражения (5) и табл. 3 – штриховой жирной линией.

Таблица 3
Значения коэффициентов

I	11	8
$k_{1,p}$	-0,0920	-0,1290
$k_{2,p}$	$-1,1905 \cdot 10^{-5}$	$-1,997 \cdot 10^{-5}$
$k_{3,p}$	-0,1103	-0,1472
$b_{1,p}$	-6,4989	-6,6319
$b_{3,p}$	-4,5334	-5,6424

Расчет границ на основе выражения (5) не требует громоздких вычислений, что позволяет его использовать для практической реализации алгоритмов сортировки кардиокомплексов в on-line режиме.

Таким образом, найден закон распределения выборочного коэффициента корреляции $\hat{\rho}$ (используемого в задаче сравнения степени близости кардиокомплексов после выполнения процедуры аппроксимации кардиосигнала). Установлено, что распределение случайной величины $\hat{\rho}$ не зависит от формы сигнала, описывается бета-распределением (случай $\rho = 1$), а в случае отличающихся по форме кардиокомплексов описывается первыми тремя членами ряда Эджвортса, причем параметры распределения зависят только от количества отсчетов опорного сигнала N и отношения шум/сигнал h . Эмпирически установлена граница ρ_{tp} , которую выборочный коэффициент корреляции $\hat{\rho}$ при сравнении степени близости кардиокомплексов не превышает с вероятностью $\beta = 0,005$. Данная граница зависит от значения отношений сигнал/шум для опорного и наблюдаемого сигналов (h_1 и h соответственно), количества отсчетов опорного сигнала N и коэффициентов ($k_{1,p}$, $k_{2,p}$, $k_{3,p}$, $b_{1,p}$, $b_{3,p}$), зависящих от количества отсчетов аппроксимирующих полиномов I и количества отсчетов, отбрасываемых с края сегмента μ . Расчет данных границ не требует громоздких вычислений, что позволяет его использовать для практической реализации алгоритмов сортировки кардиокомплексов в on-line режиме.

Работа выполнена при поддержке Министерства образования и науки РФ (соглашение № 14.578.21.0122 от 28.10.2015 г. с уникальным идентификатором ПНИИЭР – RFMEFI57815X0122).

Список литературы:

1. Rangayyan R.M. Biomedical signal analysis. – New York: Wiley-Interscience, 2002. 439 p.
2. Красичков А.С. Алгоритм оценки дрейфа изоэлектрической линии кардиосигнала при анализе длительных мониторограмм // Известия вузов России. Радиоэлектроника. 2013. № 2. С. 25-32.
3. Красичков А.С., Григорьев Е.Б., Нифонтов Е.М., Шаповалов В.В. Алгоритм обнаружения и сортировки кардиокомплексов в задаче обработки данных длительного мониторирования кардиосигнала // Авиакосмическая и экологическая медицина. 2016. Т. 50. № 6. С. 70-78.
4. Красичков А.С. Метод предварительной обработки электрокардиосигнала для задачи сортировки кардиокомплексов при длительном мониторировании // Биотехносфера. 2012. № 3-4 (21-22). С. 105-109.
5. Красичков А.С. Оценка распределения коэффициента взаимной корреляции в задаче классификации кардиокомплексов при длительном мониторировании ЭКГ // Известия вузов России. Радиоэлектроника. 2012. № 1. С. 28-35.

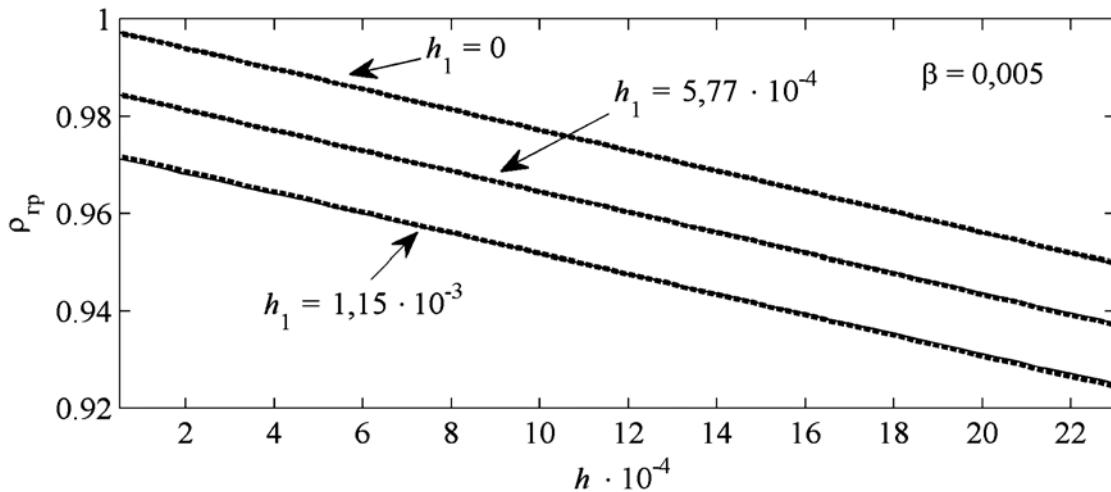


Рис. 3. Зависимость границы, определяющей вероятность попадания выборочного коэффициента корреляции в заданный диапазон значений, от отношения шум/сигнал. Результаты моделирования отображены тонкой линией, теоретический расчет на основании выражения (5) и табл. 3 – штриховой жирной линией

6. Красичков А.С., Григорьев Е.Б., Нифонтов Е.М. Влияние миографической помехи и дрейфа изоэлектрической линии на коэффициент корреляции при классификации кардиокомплексов // Медицинская техника. 2015. № 4 (292). С. 23-27.

Александр Сергеевич Красичков,
д-р техн. наук, доцент,
Евгений Борисович Григорьев,
аспирант,
кафедра радиотехнических систем,
ФГАОУ ВО «Санкт-Петербургский
государственный электротехнический
университет «ЛЭТИ» им. В.И. Ульянова (Ленина),

Евгений Михайлович Ниfonтов,
д-р мед. наук, профессор,
кафедра факультетской терапии,
ФГБОУ ВО «Первый Санкт-Петербургский
государственный медицинский университет
им. акад. И.П. Павлова» Министерства
здравоохранения Российской Федерации,
Валентин Викторович Шаповалов,
д-р техн. наук, профессор,
кафедра биотехнических систем,
ФГАОУ ВО «Санкт-Петербургский
государственный электротехнический
университет «ЛЭТИ» им. В.И. Ульянова (Ленина),
директор, НИКТИ «БТС»,
г. С.-Петербург,
e-mail: krass33@mail.ru

Н.А. Базаев, В.М. Гринвальд, Н.М. Жило, Б.М. Путря

Принципы построения носимой аппаратуры искусственного очищения крови

Аннотация

В данной статье приводится сравнительный анализ подходов к построению носимой аппаратуры для искусственного очищения крови, а также описание существующих прототипов носимых аппаратов «искусственная почка».

Почечная недостаточность (ПН) – синдром нарушения функций почек, приводящий к расстройству водного, электролитного, азотистого и других видов обмена [1]. На рис. 1 представлена статистика заболеваемости (число заболевавших в год) и распространенности (общее число больных) терминальной стадии ХПН в разных странах мира.

Заместительная почечная терапия (ЗПТ) заключается в замещении экскреторной (выделительной) функции почек различными методами искусственного очищения, среди которых наибольшее распространение получили гемодиализ и перitoneальный диализ.

Гемодиализ (ГД) и перitoneальный диализ (ПД) – методы ЗПТ, при которых происходит удаление из организма токсических продуктов обмена веществ, нормализация нарушений водного и электролитного балансов. При этом при ГД элиминация метаболитов из крови пациента в диализат осуществляется

в массообменном устройстве (диализаторе), расположенному вне организма пациента [3], а при ПД роль массообменного устройства выполняет брюшина пациента.

При перitoneальном диализе (ПД) в брюшную полость пациента через специально установленный катетер заливают стерильный раствор для перitoneального диализа (РПД) объемом 2...2,5 л на время 3...8 ч. За это время происходит его насыщение метаболитами за счет процессов диффузии и осмоса. После этого производится замена отработанного РПД на новый. Данную процедуру повторяют от 4 до 6 раз в сутки.

В последние несколько десятилетий активно ведутся работы по созданию носимого аппарата «искусственная почка», который позволит преодолеть недостатки существующих методов ЗПТ: массогабаритные характеристики аппаратуры для ГД, значительную стоимость процедуры гемодиализа, необходимость постоянного посещения диализных центров для ГД,