

Список литературы:

1. Савельев В.С., Филимонов М.И., Бурневич С.З. Панкреонекрозы. – М.: ООО «Медицинское информационное агентство», 2008. 258 с.
2. Затевахин И.И. и др. Панкреонекроз. – М., 2007. 224 с.
3. Дибиров М.Д. и др. Причины летальности при панкреонекрозе и пути ее снижения // Инфекции в хирургии. 2012. Т. 10. № 2. С. 21-25.
4. Маев И.В., Казюлин А.Н., Кучерявый Ю.А. Хронический панкреатит. – М.: Медицина, 2005. 503 с.
5. Анищенко В.В. и др. Биопотенциал поджелудочной железы в норме и при развитии панкреонекроза // Вестник НГУ, серия «Биология, клиническая медицина». 2012. Т. 10. № 3. С. 156-161.
6. Анищенко В.В., Трубачева А.В., Долгих В.Т. Электрография поджелудочной железы при панкреонекрозе. – LAP LAMBERT Academic Publishing, 2013. 104 с.
7. Анищенко В.В., Трубачева А.В., Штофин С.Г. Типы электрического сигнала поджелудочной железы при развитии панкреонекроза в эксперименте [электронный ресурс] // Медицина и образование Сибири. 2012. № 2. / <http://www.ngmu.ru> [дата обращения: 01.01.2014].
8. Трубачева А.В. и др. Изменение электрической активности поджелудочной железы при различных по механизму повреждения // Сибирский медицинский журнал. 2012. № 5. С. 55-59.
9. Правила проведения работ с использованием экспериментальных животных / Приложение к Приказу Министерства здравоохранения СССР от 12.08.1977 г. № 755.
10. Краммер Г. Математические методы статистики. – М.: ИЛ, 1948. 631 с.

*Владимир Владимирович Анищенко,
д-р мед. наук, профессор,
руководитель центра хирургической гастроэнтерологии,
Дорожная клиническая больница,
зав. кафедрой хирургии,
факультет повышения квалификации
и профессиональной переподготовки врачей,*

*Алла Васильевна Трубачева,
канд. мед. наук, ассистент,
кафедра общей хирургии,
ГБОУ ВПО «Новосибирский государственный
медицинский университет» Минздрава России,
Владимир Терентьевич Долгих,
д-р мед. наук, профессор,
зав. кафедрой патофизиологии
с курсом клинической патофизиологии,
г. Новосибирск,
ГБОУ ВПО «Омская государственная
медицинская академия» Минздрава России,
г. Омск,
Игорь Николаевич Злыгостев,
ст. научный сотрудник, заведующий группой,
Андрей Васильевич Савлук,
ведущий программист,
ФБГУН «Институт нефтегазовой геологии
и геофизики им. А.А. Трофимука» СО РАН,
Игорь Владиленович Минин,
д-р техн. наук, профессор,
Олег Владиленович Минин,
д-р техн. наук, профессор,
зав. кафедрой метрологии и технологии
оптического производства,
ФГБОУ «Сибирская государственная
геодезическая академия»,
г. Новосибирск,
e-mail: AVV1110@yandex.ru*

А.С. Красичков, Е.Б. Григорьев, Е.М. Нифонтов

Влияние миографической помехи и дрейфа изоэлектрической линии на коэффициент корреляции при классификации кардиокомплексов

Аннотация

Найдены распределение и среднее значение выборочного коэффициента корреляции. Произведено сравнение теоретических результатов с результатами компьютерного моделирования. Установлено, что результаты компьютерного моделирования согласуются с теоретическими результатами.

На сегодняшний день сердечно-сосудистые заболевания являются основной причиной смертности во всем мире, поэтому очень важной задачей является точная и своевременная диагностика данных заболеваний.

В настоящее время популярным методом диагностики является холтеровское мониторирование – непрерывная запись электрокардиограммы (ЭКГ) в течение длительного времени (до нескольких суток).

Для того чтобы врач за приемлемое время мог проанализировать столь длительную запись и поставить правильный диагноз, применяется сортировка кардиокомплексов каждого вида по соответствующим группам (норма/патология) и анализируются только представи-

тельные кардиокомплексы из каждой группы [1], [2]. В качестве меры сходства кардиокомплексов можно использовать коэффициент корреляции. Если значение коэффициента корреляции между опорным и анализируемым кардиокомплексами превышает некий порог, то рассматриваемый кардиокомплекс помещается в одну группу с опорным кардиокомплексом.

Ситуация усугубляется тем, что при съеме электрокардиограммы возникают разного рода помехи и артефакты, искажающие сигнал и затрудняющие постановку врачом правильного диагноза. Основное влияние оказывают миографическая помеха, обусловленная шумами электрической активности мышц, и дрейф изоэлектрической

линии, образующийся из-за поляризации электродов, влияния дыхательных волн, переходного процесса при пропадании контакта электрода с телом и последующем его восстановлении. Необходимо отметить, что существуют методы устранения дрейфа изоэлектрической линии [3]-[8]. Однако при устранении дрейфа изоэлектрической линии с помощью некоторых методов может оставаться смещение уровня изоэлектрической линии [8]. Это смещение негативно влияет на значение коэффициента корреляции, что, в свою очередь, влияет на точность сортировки кардиокомплексов [9].

Таким образом, пусть имеются опорный и анализируемый кардиокомплексы, состоящие из аддитивной смеси истинных кардиокомплексов и миографической помехи. Обозначим истинные опорный и анализируемый кардиокомплексы соответственно как s_{1i} и s_{2i} . В первом приближении миографическую помеху в пределах кардиокомплекса можно приближенно описать нормальным широкополосным шумом с нулевым средним значением и неким значением дисперсии, которое может меняться от кардиокомплекса к кардиокомплексу [3]. Таким образом, Δ_i, ∇_i – независимые нормальные случайные величины с нулевыми средними значениями и дисперсиями, равными соответственно $D\{\Delta_i\} = \sigma_{\Delta}^2$ и $D\{\nabla_i\} = \sigma_{\nabla}^2$, являющиеся отсчетами миографической помехи, присутствующей в опорном и анализируемом кардиокомплексах соответственно; $i = 1, \dots, N$ – количество отсчетов в кардиокомплексе. С учетом введенных обозначений выражение для коэффициента корреляции между опорным и анализируемым кардиокомплексами можно записать в виде

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N \left[s_{1i} + \Delta_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (s_{1j} + \Delta_j) \right]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left[s_{1i} + \Delta_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (s_{1j} + \Delta_j) \right]^2}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \left[s_{2i} + \nabla_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (s_{2j} + \nabla_j) \right]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left[s_{2i} + \nabla_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (s_{2j} + \nabla_j) \right]^2}}. \quad (1)$$

Наличие помех приводит к тому, что коэффициент корреляции является случайной величиной, что сказывается на результате сортировки кардиокомплексов. Найдя распределение (1), можно адаптировать порог для различных уровней миографической помехи в задаче сортировки кардиокомплексов, а также устранить систематическую ошибку.

Для нахождения среднего значения коэффициента корреляции представим выражение (1) в виде

$$\hat{r} = \frac{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i][S_{2i} + Y_i]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2}}, \quad (2)$$

где

$$S_{1i} = s_{1i} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N s_{1j}; \quad S_{2i} = s_{2i} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N s_{2j};$$

$$X_i = \Delta_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \Delta_j; \quad Y_i = \nabla_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \nabla_j.$$

Нахождение точного выражения среднего значения коэффициента корреляции является довольно сложной задачей. Однако его можно найти приближенно, воспользовавшись тем, что корень, стоящий в знаменателе выражения, в пределах некоторого отрезка $[g_1; g_2]$ можно приближенно представить полиномом n -го порядка

$$\frac{1}{\sqrt{\xi}} = a_n \xi^n + a_{n-1} \xi^{n-1} + \dots + a_0, \quad (3)$$

при условии $g_1 \leq \xi \leq g_2$. В качестве границ g_1 и g_2 можно использовать квантили распределения подкоренного выражения (2). Неизвестные коэффициенты a_n, a_{n-1}, \dots, a_0 можно найти, например, с помощью метода наименьших квадратов. При таком подходе при аппроксимации полиномом первого порядка ошибка аппроксимации составляет менее 1 % [9].

Для нахождения распределения подкоренного выражения (2) и последующих вычислений был найден коэффициент корреляции между случайными величинами X_i и X_k при $i \neq k$:

$$r_x(i, k) = \frac{1}{1 - N}.$$

При $N > 100$ коэффициент корреляции $r_x(i, k)$ принимает значения меньше 0,01. Следовательно, можно принять, что случайные величины X_i и X_k при $i \neq k$ являются некоррелированными, а так как они нормально распределены, то они еще и независимы. Аналогичный результат получаем и для случайных величин Y_i, Y_k .

Найдем распределение подкоренного выражения в формуле (2). Величины

$$\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2$$

и

$$\sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2$$

независимы и распределены в соответствии с нецентральным распределением хи-квадрат. В работе [10] приводится распределение произведения величин, распределенных в соответствии с нецентральным распределением хи-квадрат.

При большом числе степеней свободы N или (и) больших параметрах нецентральности

$$\delta_1 = \frac{1}{D\{X_i\}} \sum_{i=1}^N S_{1i}^2 = q_1 \frac{N}{N-1}$$

и

$$\delta_2 = \frac{1}{D\{Y_i\}} \sum_{i=1}^N S_{2i}^2 = q_2 \frac{N}{N-1},$$

где

$$q_1 = \frac{1}{\sigma_{\Delta}^2} \sum_{i=1}^N S_{1i}^2; \quad q_2 = \frac{1}{\sigma_{\nabla}^2} \sum_{i=1}^N S_{2i}^2$$

– отношение сигнал/шум, случайные величины

$$\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2$$

и

$$\sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2$$

могут быть приближенно описаны нормальными распределениями со средними значениями $M_1 = (N + \delta_1)D\{X_i\}$, $M_2 = (N + \delta_2)D\{Y_i\}$ и дисперсиями $D_1 = 2(N + 2\delta_1)D^2\{X_i\}$, $D_2 = 2(N + 2\delta_2)D^2\{Y_i\}$ соответственно [11]. Тогда при выполнении условий

$$N + \delta_1 \gg \sqrt{2(N + 2\delta_1)}$$

и

$$N + \delta_2 \gg \sqrt{2(N + 2\delta_2)}$$

произведение нормальных случайных величин

$$\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2$$

возможно приближенно описать нормальным распределением [12] с параметрами

$$M = M_1 M_2; \quad D = D_1 M_2^2 + D_2 M_1^2.$$

Таким образом, зная распределение подкоренного выражения в формуле (2), можно определить квантили g_1 и g_2 .

С помощью преобразования (3), ограничившись линейным полиномом, выражение для коэффициента корреляции (2) можно представить в виде

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i][S_{2i} + Y_i]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2}} \approx \frac{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i][S_{2i} + Y_i] \times \left\{ a_1 \sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2 + a_0 \right\}}{\sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2} \quad (4)$$

при условии

$$g_1 \leq \sum_{i=1}^N [S_{1i} + X_i]^2 \sum_{i=1}^N [S_{2i} + Y_i]^2 \leq g_2.$$

Усредняя выражение (4), можно получить среднее значение коэффициента корреляции:

$$\bar{r} = K^3 r_{\text{ист}} \left\{ a_1 [1 + (N-1)h] [1 + (N-1)h_2] + \frac{a_0}{K^2} \right\} + a_1 K^2 \left\{ 2h_2 \frac{N-1}{N} \sum_{i=1}^N S_{1i} S_{2i} [1 + (N-1)h_1] + 2h_1 \frac{N-1}{N} \sum_{i=1}^N S_{1i} S_{2i} [1 + (N-1)h_2] + 4h_1 h_2 \frac{(N-1)^2}{N^2} \sum_{i=1}^N S_{1i} S_{2i} \right\} \quad (5)$$

где

$$h_1 = \frac{\sigma_{\Delta}^2}{E_1}; \quad h_2 = \frac{\sigma_{\nabla}^2}{E_2};$$

$$E_1 = \sum_{i=1}^N S_{1i}^2; \quad E_2 = \sum_{i=1}^N S_{2i}^2; \quad K = \sqrt{E_1 E_2};$$

$$r_{\text{ист}} = \frac{1}{\sqrt{E_1 E_2}} \sum_{i=1}^N S_{1i} S_{2i}.$$

В случае, когда один из кардиокомплексов s_{1i} или s_{2i} не содержит миографической помехи (или ее уровень мал, и ею можно пренебречь), выражение (5) можно упростить:

$$\bar{r} = K^3 r_{\text{ист}} \left[a_1 \left(h_1 \frac{N^2 + N - 2}{N} + 1 \right) + \frac{a_0}{K^2} \right].$$

На *рис. 1* показаны зависимости среднего значения коэффициента корреляции (2) от отношения шум/сигнал h_2 при фиксированном значении h_1 . В качестве опорного и анализируемого кардиокомплексов использовался нормальный кардиокомплекс, представленный на *рис. 2* (количество отсчетов – 230, $E = 1,052 \cdot 10^6$). Пунктиром показаны кривые, полученные на основе компьютерного моделирования (количество испытаний – 50 000), сплошной линией – полученные на основе расчета по формуле (5).

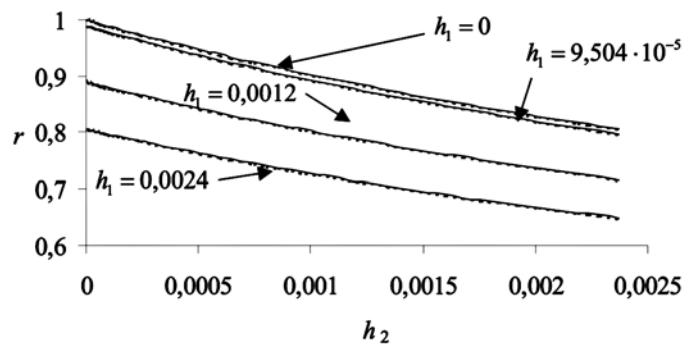


Рис. 1. Зависимости среднего значения коэффициента корреляции (2) от отношения шум/сигнал h_2 при фиксированном значении h_1

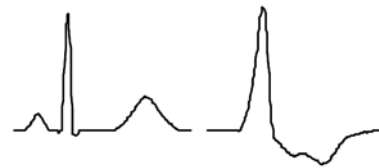


Рис. 2. Нормальный кардиокомплекс (слева) и патологический кардиокомплекс (справа)

Для нахождения распределения коэффициента корреляции (2) было проведено компьютерное моделирование. Было установлено, что полученное распределение удовлетворительно описывается рядами Эджворда [12], причем можно ограничиться первыми двумя членами ряда. В качестве первого приближения можно использовать нормальное распределение.

На *рис. 3, 4* показаны распределения коэффициента корреляции (2). Сплошной линией показаны результаты компьютерного моделирования (количество испытаний – 500 000), пунктирной линией – аппроксимация нормальным законом, штриховой линией – аппроксимация рядом Эджворда. На *рис. 3* в качестве опорного и анализируемого кардиокомплексов был использован нормальный кардиокомплекс (*рис. 2*), на *рис. 4* в качестве опорного кардиокомплекса был взят нормальный кардиокомплекс, а в качестве анализируемого кардиокомплекса – патологический кардиокомплекс (*рис. 2*, количество отсчетов – 230, $E = 2,847 \cdot 10^6$). Распределения построены для различных значений отношения шум/сигнал.

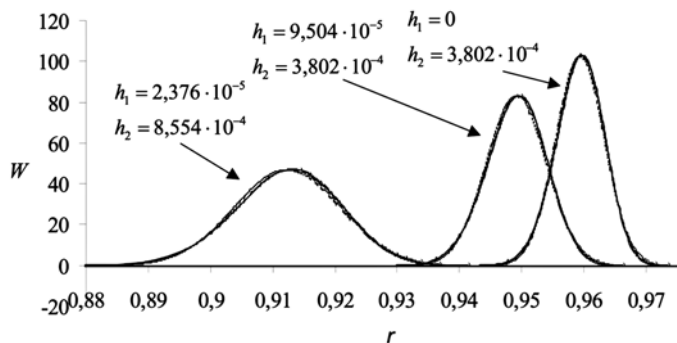


Рис. 3. Распределения коэффициента корреляции (2). В качестве опорного и анализируемого кардиокомплексов использовался нормальный кардиокомплекс

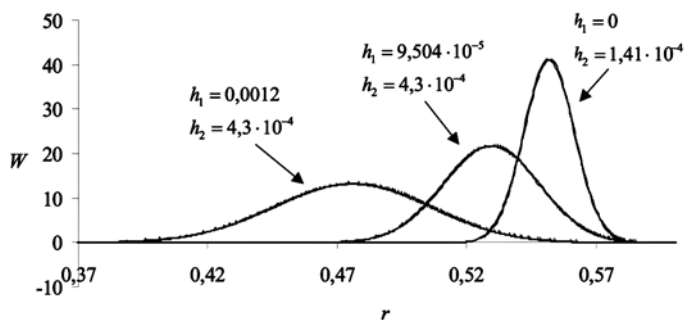


Рис. 4. Распределения коэффициента корреляции (2). В качестве опорного кардиокомплекса был взят нормальный кардиокомплекс, а в качестве анализируемого кардиокомплекса – патологический кардиокомплекс

Таким образом, было установлено, что оценка выборочного коэффициента корреляции (1) является смещенной. Смещение оценки, определяемое формулой (5), не зависит от уровня смещения изоэлектрической линии, а определяется уровнем помеховой обстановки. Распределение данной оценки удовлетворительно описывается нормальным распределением.

Полученную информацию можно использовать для повышения точности сортировки кардиокомплексов на основе выбора адаптивного порога, при использовании в качестве меры сходства коэффициента корреляции.

Работа выполнена при поддержке Министерства образования и науки Российской Федерации, задание № 8.324.2014/К, и Российского фонда фундаментальных исследований, проект 14-08-31546 мол_а.

Список литературы:

1. Красичков А.С., Соколова А.А. Оценка точности воспроизведения кардиосигнала в процессе синхронного накопления // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2010. № 3. С. 48-53.
2. Красичков А.С., Нифонтов Е.М., Иванов В.С. Алгоритм сортировки кардиокомплексов для анализа длительных записей электрокардиосигнала // Биомедицинская радиоэлектроника. 2011. № 11. С. 24-28.

3. Рангайян Р.М. Анализ биомедицинских сигналов. Практический подход / Перевод с англ. под ред. А.П. Немирко. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007. 440 с.
4. Кардиомониторы – аппаратура непрерывного контроля ЭКГ. Уч. пособие для вузов / Под ред. А.Л. Барановского, А.П. Немирко. – М.: Радио и связь, 1993. 248 с.
5. Мельник О.В., Михеев А.А., Штрунова Н.С. Способ устранения дрейфа изоэлектрической линии электрокардиосигнала и устройство для его осуществления / Патент RU 2436502 С2. МПК А61В5/04, А61В5/0402 (2006.01). Оpubл. 20.12.2011. Бюл. № 35.
6. Красичков А.С. Алгоритм оценки дрейфа изоэлектрической линии кардосигнала при анализе длительных мониторограмм // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2013. № 2. С. 47-53.
7. Siddiah N., Srikanth T., Kumar Y.S. Nonlinear filtering in ECG signal enhancement // International Journal of Computer Science and Communication Networks. 2012. № 2 (1). PP. 134-139.
8. Красичков А.С., Григорьев Е.Б., Михайлов В.Н., Шевченко М.А. Характеристики оценки дрейфа изоэлектрической линии кардосигнала при анализе длительных мониторограмм // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2013. № 2. С. 45-49.
9. Красичков А.С. Оценка распределения коэффициента взаимной корреляции в задаче классификации кардиокомплексов при длительном мониторинге электрокардиосигнала // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2012. № 1. С. 51-58.
10. Wells W.T., Anderson R.L., Cell J.W. The Distribution of the Product of Two Central or Non-Central Chi-Square Variates // The Annals of Mathematical Statistics. 1962. Vol. 33. № 3. PP. 1016-1020.
11. Chun S.Y., Shapiro A. Normal Versus Noncentral Chi-square Asymptotics of Misspecified Models // Multivariate Behavioral Research. 2009. Vol. 44. Issue 6. PP. 803-827.
12. Крамер Г. Математические методы статистики. – М.: Мир, 1975. 648 с.

Александр Сергеевич Красичков,
канд. техн. наук, доцент,
Санкт-Петербургский государственный
электротехнический университет «ЛЭТИ»,
Первый Санкт-Петербургский государственный
медицинский университет им. акад. И.П. Павлова,
Евгений Борисович Григорьев,
аспирант,
кафедра радиотехнических систем,
Санкт-Петербургский государственный
электротехнический университет «ЛЭТИ»,
Евгений Михайлович Нифонтов,
д-р мед. наук, профессор,
Санкт-Петербургский государственный
электротехнический университет «ЛЭТИ»,
Первый Санкт-Петербургский государственный
медицинский университет им. акад. И.П. Павлова,
г. С.-Петербург,
e-mail: krass33@mail.ru