

Погрешности определения показателей нелинейной динамики сердечного ритма

А. А. ФЕДОТОВ

Самарский государственный аэрокосмический университет имени академика С. П. Королева
(национальный исследовательский университет), Самара, Россия,
e-mail: fedoaleks@yandex.ru.

Рассмотрены различные методы математического анализа variability сердечного ритма. Даны анализ и сравнение помехоустойчивости показателей variability сердечного ритма, определяемых на основе методов нелинейной динамики, статистических и геометрических методов.

Ключевые слова: variability сердечного ритма, нелинейная динамика.

The different methods of heart rate variability (HRV) mathematical analysis were considered. The analysis and comparison of noise stability to influence of various methodical factors of HRV indices determined on the base of nonlinear dynamics and statistical and geometrical methods are given.

Key words: heart rate variability (HRV), nonlinear dynamics.

В современной кардиологической практике широко используют методы анализа variability сердечного ритма (BCP) для прогностического обнаружения различных патологий сердечно-сосудистой системы [1—3]. Сердечный ритм является важным физиологическим показателем, отражающим процессы вегетативной, нейрогуморальной и центральной регуляций в сердечно-сосудистой системе и организме человека в целом [3]. Это определяет неослабевающий интерес к исследованию изменчивости сердечного ритма в норме и патологии для создания диагностических методик в авиакосмической и спортивной медицине, кардиологии, анестезиологии, реаниматологии, неврологии.

Для формирования диагностического показателя BCP применяют математический анализ изменчивости длительностей кардиоинтервалов (КИ), определяемых как временные интервалы между двумя последовательными характеристическими точками биосигналов сердечного ритма [2]. Длительности КИ в клинической практике, как правило, находят методом измерения RR-интервалов ЭКГ-сигнала или межпульсовых интервалов сигнала артериальной пульсации крови [2, 4]. В настоящее время наибольшее распространение в системах кардиологической диагностики получили статистические, геометрические и спектральные методы анализа BCP [1, 2, 5].

Статистические методы используют для непосредственной количественной оценки BCP за исследуемый промежуток времени. В этом случае сердечный ритм рассматривают как числовую последовательность временных интервалов. Сущность геометрических методов анализа заключается в изучении закона распределения КИ как случайных величин. Последовательность длительностей КИ может быть преобразована в геометрическую структуру: распределение плотности или гистограмму распределения [1, 2].

Комплексное взаимодействие разнообразных факторов, оказывающих влияние на сердечный ритм, обуславливает нелинейный характер изменений его показателей. Для их описания применяют методы нелинейной динамики, в част-

ности, фрактальный анализ временных последовательностей, оценивающий меру сложности представленных данных. Установлено, что определенную долю во временной структуре сердечного ритма составляют непериодические хаотические компоненты, имеющие фрактальную природу. Показано, что изменение степени выраженности шумовых компонентов в структуре ритма сердца связано с повышенным риском внезапной сердечной смерти [6, 7].

Данная работа посвящена анализу помехоустойчивости показателей BCP, определяемых на основе методов нелинейной динамики сердечного ритма в сравнении с классическими показателями BCP, вычисляемыми при помощи статистических и геометрических методов. Рассмотрим показатели BCP.

Статистический показатель SDNN — среднее квадратическое отклонение длительностей КИ (в миллисекундах):

$$SDNN = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2},$$

где N — размер исследуемой выборки; X_i — длительность i -го КИ; \bar{X} — среднее значение длительностей.

Геометрический показатель — *триангулярный индекс HRV*:

$$HRV = N/A_m,$$

где A_m — амплитуда моды распределения КИ.

Показатель нелинейной динамики BCP — *показатель Херста H* , вычисляемый методом нормированного размаха (*RS-анализ*) и характеризующий отношение силы тренда (детерминированный фактор) к уровню шума (случайный фактор).

Характеристический показатель — *коэффициент флуктуации α* , определяемый при помощи флуктуационного анализа с устранением трендов (в англоязычной литературе Detrended Fluctuation Analysis (DFA)) [8]. Метод DFA позво-

ляет изучать структуры различных процессов, в том числе и нестационарных, с точки зрения статистического самоподобия.

Вычислим показатель Херста H . Сначала определим набор отклонений Y от среднего значения в пределах изменяющегося окна по формуле

$$Y_{M,K} = \sum_{i=1}^M (X_i - \overline{X_K}),$$

где K — ширина окна, в пределах которого вычисляется отклонение от среднего, изменяющаяся от 2 до значения, равного размеру X исходной выборки КИ; M — переменная, принимающая значения от 1 до $K - 1$; $\overline{X_K}$ — среднее значение длительностей КИ, определенное по K элементам. На каждой итерации вычисления (для каждого K) получается $K - 1$ значений $Y_{M,K}$.

Затем для каждого K найдем размах отклонения

$$R_K = \max(Y_{M,K}) - \min(Y_{M,K}).$$

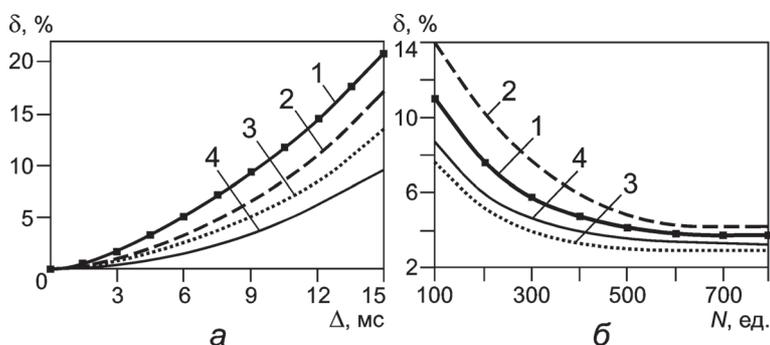
На следующем этапе R_K нормируем делением на стандартное отклонение S_K , которое вычислим по K элементам последовательности КИ. Далее строим график зависимости $\log(R/S)$ от $\log K$. Полученную логарифмическую зависимость аппроксимируем линейным полиномом и определяем угол наклона аппроксимированного графика к оси абсцисс. Тангенс данного угла численно равен показателю Херста H .

Алгоритм вычисления коэффициента флуктуации α состоит из следующих этапов [8]. Из временной последовательности длительностей X (исходной выборки) КИ формируем кумулятивную сумму

$$W_t = \sum_{i=1}^t X_i,$$

где t — переменная, изменяющаяся от 1 до X .

Разбиваем W_t на временные окна равной длины L . Для каждого временного окна составляем интерполяционный полином, в случае использования метода DFA 1-го порядка это линейный полином Z , и вычисляем среднее квадратическое отклонение



Зависимости изменения относительной погрешности δ определения показателей ВСП от абсолютной погрешности Δ измерений длительностей (а) и объема выборки N (б) кардиоинтервалов:

1, 2, 3 — показатели HRV , $SDNN$, Херста H ; 4 — коэффициент флуктуации α

$$F = \left[\frac{1}{L} \sum_{j=1}^L (W_{tj} - Z_j)^2 \right]^{0,5}.$$

Аналогичные вычисления проводим при различных размерах L временного окна. Определяем коэффициент флуктуации 1-го порядка α зависимости $F(L)$ как отношение логарифмов изменения F от L .

Достоверность определения диагностических оценок ВСП зависит от погрешностей формирования последовательности длительностей КИ, возникающих при регистрации и обработке биосигналов и обусловленных влиянием инструментальных и методических факторов. Основными источниками погрешностей определения показателей ВСП являются погрешности измерений длительностей КИ, зависящие от выбора характеристической точки и параметров регистрации биосигналов, главным образом от объема выборки формируемых КИ [9]. Изучение влияния методических факторов на указанные погрешности осуществлялось путем формирования модельных последовательностей КИ, соответствующих структуре сердечного ритма здоровых людей и с патологиями сердечно-сосудистой системы [9].

Проведенные исследования в области математического анализа изменений сердечного ритма показали, что распределение последовательности, зарегистрированной в течение длительного промежутка времени, описывается нормальным законом распределения [1], иными словами, регуляция ритма сердца со стороны функциональных систем организма является гауссовым процессом. Для людей без выраженных патологий сердечно-сосудистой системы регуляция сердечного ритма представляет гауссовый процесс, спектральные характеристики которого подобны розовому шуму. При развитии патологий у пациентов наблюдается снижение активности регуляторных процессов, и их спектральные характеристики становятся аналогичны броуновскому шуму [6].

В данной работе предложено использовать в качестве модельной последовательности длительностей КИ последовательность случайных чисел, определяемую как

$$RR(n) = RR_0 + \gamma \xi(n),$$

где RR_0 — среднее значение длительностей КИ из диапазона физиологической адекватности 500—2000 мс; γ — коэффициент активности регуляторных процессов; $\xi(n)$ — массив случайных чисел, распределенных по нормальному закону с нулевым средним и единичным средним квадратическим отклонением.

Генерирование шумовых процессов осуществляли при помощи пакета компьютерных программ MATLAB 7.0 путем фильтрации белого гауссового шума с применением цифрового фильтра, частотная характеристика которого аппроксимируется функцией вида $1/f$ для розового и $1/f^2$ для броуновского шумов, с последующим обратным дискретным преобразованием Фурье для получения последовательности отсчетов во временной области.

Для анализа влияния погрешностей измерений длительностей КИ на погрешность определения показателей ВСП в модельную последовательность КИ вводили случайную погрешность измерений с заданными характеристиками нормального распределения: математичес-

кое ожидание равно нулю; среднее квадратическое отклонение σ определяется вносимой случайной погрешностью; количество выборок $N = 10^4$. Погрешность определения показателей ВСП находили как относительное отклонение показателей модельной последовательности КИ от показателей, полученных при добавлении случайной погрешности в длительности КИ.

Для оценки погрешностей измерений длительностей КИ использовали квантильные характеристики погрешностей, при которых абсолютная погрешность Δ измерений длительностей КИ с заданной доверительной вероятностью P находится внутри интервала неопределенности $\pm \Delta_p$. При $P = 0,9$ $\Delta_{0,9} = \pm 1,6\sigma$ [10]. Выбранное значение P обусловлено необходимостью обеспечить инвариантность зависимости между Δ и σ от вида закона распределения случайной погрешности, что гарантирует универсальность проводимого анализа погрешностей.

На рисунке, а приведены зависимости изменения относительной погрешности δ определения показателей ВСП от Δ для показателей α , H , $SDNN$ и HRV . Зависимости получены при следующих параметрах модельной последовательности длительностей КИ: $RR_0 = 1000$ мс, $\gamma = 30$ мс; интервал группирования гистограммы распределения длительностей КИ при вычислении HRV был равен 8 мс [2].

Большинство современных аппаратно-программных методов обнаружения характеристических точек биосигналов сердечного ритма обеспечивают методическую погрешность измерений длительностей КИ в условиях присутствия помех и шумов различной природы возникновения и интенсивности в диапазоне 6—9 мс [9, 11]. Для указанного диапазона погрешностей измерений длительностей КИ значения δ не превышают 10 %.

Другим источником методической погрешности определения показателей ВСП является выбор длительности регистрации биосигналов сердечного ритма, влияющий на объем выборки N анализируемой последовательности длительностей КИ. Погрешность в данном случае рассматривали как относительное отклонение показателей ВСП модельной последовательности КИ, сформированной при $N = 10^4$, от показателей, полученных при ограниченном N .

На рисунке, б показаны зависимости изменения δ от N для тех же показателей ВСП. Зависимости получены при следующих параметрах модельной последовательности длительностей КИ: $RR_0 = 1000$ мс, $\gamma = 30$ мс.

Современные стандарты математического анализа ВСП подразумевают проведение пятиминутной регистрации биосигналов сердечного ритма; соответствующее значение N в зависимости от средней частоты сердечных сокращений составляет примерно 300—600 элементов. В данном диапазоне изменения N значение δ не превышает 8 %.

Результирующая методическая погрешность будет вычисляться согласно правилам геометрического суммирования независимых случайных величин, являющихся ее компонентами [10]. При $\Delta = 9$ мс и $N = 300$ элементов суммарные относительные методические погрешности определения показателей ВСП α , H , $SDNN$, HRV составляют соответственно 5,8; 6,3; 10,2; 11,1 %. Таким образом, при воздействии одинаковых методических факторов суммарная погреш-

ность определения коэффициента флуктуации α является наименьшей.

В результате проведенных исследований было выявлено, что показатели ВСП, определяемые методами анализа нелинейной динамики сердечного ритма, имеют меньшие требования к точности измерения длительностей КИ и обладают меньшей чувствительностью к сокращению объема выборки КИ по сравнению с показателями, найденными классическими статистическими и геометрическими методами анализа ВСП. Коэффициент флуктуации обладает наименьшей чувствительностью к погрешности измерений длительностей КИ, что позволяет рекомендовать флуктуационный анализ сердечного ритма к использованию в портативных кардиомониторах, к которым предъявляются жесткие требования по экономичности и габаритным размерам при невысокой точности измерений. Показатель Херста наиболее устойчив к сокращению объема выборки и может быть рекомендован для применения в системах экспресс-мониторинга сердечного ритма, когда возникают требования к длительности диагностической процедуры.

Литература

1. **Баевский Р. М., Кириллов О. И., Клецкин С. З.** Математический анализ изменений сердечного ритма при стрессе. М.: Наука, 1994.
2. **Task Force of the European Society of Cardiology and North American Society of Pacing and Electrophysiology.** Heart rate variability. Standards of measurement, physiological interpretation and clinical use // *Circulation*. 1996. V. 93 (5). P. 1043—1065.
3. **Баевский Р. М., Иванов Г. Г.** Вариабельность сердечного ритма: теоретические аспекты и возможности клинического применения. М.: Медицина, 2000.
4. **Constant I. e. a.** Pulse rate variability is not a surrogate for heart rate variability // *Clinical Sci*. 1999. V. 97. P. 391—397.
5. **Pomeranz B. e. a.** Assessment of autonomic function in humans by heart rate spectral analysis // *Amer. J. Physiol*. 1985. V. 248. P. 151—153.
6. **Timo H.** Prediction of Sudden Cardiac Death by Fractal Analysis of Heart Rate Variability in Elderly Subjects // *J. Amer. College of Cardiol*. 2001. V. 37 (5). P. 1395—1402.
7. **Timo H.** Fractal Analysis and Time- and Frequency-Domain Measures of Heart Rate Variability as Predictors of Mortality in Patients With Heart Failure // *Amer. J. Cardiol*. 2001. V. 87. P. 178—182.
8. **Peng C. K.** Mosaic organization of DNA nucleotides // *Physiol. Rev. E*. 1994. V. 49. P. 1685—1689.
9. **Калакутский Л. И., Федотов А. А., Шуляков А. В.** Погрешности определения спектральных показателей вариабельности пульсового ритма // *Биомедицинская радиоэлектроника*. 2011. № 7. С. 61—65.
10. **Новицкий П. В., Зограф И. А.** Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, 1991.
11. **Friesen G.M. e. a.** A comparison of the noise sensitivity of nine QRS detection algorithms // *IEEE Trans. Biomed. Eng*. 1990. V. 37 (1). P. 85—98.

Дата принятия 04.02.2013 г.