

4. Эльдарзаде Э.А. Разработка замкнутых систем водоочистки предприятий нефтегазодобычи как основа экологической безопасности региона // Современное состояние науки и техники. 2017. С. 73-79.
5. Куликова Н.И., Ножевниковой А.Н. Очистка муниципальных сточных вод с повторным использованием воды и обработанных осадков: теория и практика; Под ред. М. : Логос, 2014. 400 с.
6. Сорбция ионов тяжелых металлов из воды активированными углеродными адсорбентами / А.Р. Гимаева, Э.Р. Валинурова, Д.К. Игдавлетова, Ф.Х. Кудашева // Сорбционные и хроматографические процессы. 2011. Т. 11. Вып. 3. С. 350-356.
7. Зыкова И.В., Лысенко И.В., Панов В.П. Адсорбция ионов меди керамической крошкой из бинарных и многокомпонентных растворов // Известия вузов. Химия и химическая технология. 2004. Т. 47. № 9. С. 151-167.
8. Цветкова А.Д., Акаев О.П. Исследование процесса адсорбции ионов меди на модифицированном диоксиде кремния // Вестник КГУ им. Н.А.Некрасова. 2011. № 2. С. 27-30.
9. Мухин В.М., Тарасов А.В., Клушин В.Н. Активные угли России. М. : Металлургия, 2000. 352 с.
10. Кинетика сорбции ионов индия, железа и цинка слабокислотными катионитами / К.Л. Тимофеев, А.В. Усольцев, С.А. Краяхин, Г.И. Мальцев // Сорбционные и хроматографические процессы. 2015. Т. 15. Вып. 5. С. 720-729.
11. Удаление из сточных вод тяжелых металлов с использованием природных минералов / Ji-Zhong Wang, Sheng-Rong Li, Bao-Lin Liu, Jing-Gui Tong // Bull Mineral Petrol Geochem. 2005. V. 24. № 2. Pp. 159-164.
12. Svilovi´c S., Ruši´c D., Stipiši´c R. Modeling batch kinetics of copper ions sorption using synthetic zeolite NaX // Journal of Hazardous Materials. 2009. V. № 170. Pp. 941-947.
13. Demirbas Ayhan. Heavy metal adsorption onto agrobased waste materials // Journal of Hazardous Materials. 2008. V. 157. № 2-3. Pp. 220-229.
14. Lokendra S., Parmar Mukesh Thakur. Adsorption of heavy metal from synthetic waste water by tea waste adsorbent // International Journal of Chemical and Physical Sciences. 2013. V. 2. № 6. Pp. 6-19.
15. Adsorption of copper from aqueous solution by Elais Guineensis kernel activated carbon / Najua D. Tumin, A. Luqman Chuah, Z. Zawani, S. Abdul Rashid // Journal of Engineering Science and Technology. 2008. V. 3. № 2. Pp. 180-189.

УДК 51-76:611.12

## **ОЦЕНКА РИСКОВ ПОТЕРИ ФУНКЦИОНАЛЬНОСТИ В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ**

Замараев Р.Ю., Логов А.Б.

Институт вычислительных технологий СО РАН, г. Новосибирск

Оценка рисков кризисных ситуаций или потери функциональности для сложных систем, вне зависимости от предметной области, сопряжена с методическими трудностями учета множественных поражающих факторов, назначения базовых и исчисления комплексных рисков. В природных системах, биологии и медицине задача оценки рисков осложняются адаптивными свойствами объектов диагностики, индивидуальным усилением или подавлением диагностических признаков патологий.

Для решения задач функциональной диагностики сложных систем авторами была разработана ранее оригинальная концепция [1]. В ней в качестве инвариантных критериев видов состояния предлагается использовать параметры и показатели структурированных комплексов модельных сигналов. При условии феноменологической близости сигналов выборочным измерениям (наблюдениям) они формируют для последних набор границ с заранее известными свойствами. Пересечение границ в последовательных наблюдениях интерпретируется как изменение состояния.

Предполагается, что в задаче оценки рисков сопоставление классифицированных наблюдений с моделями позволит для последних определить диагнозы из предметной области и назначить непосредственно комплексные риски с учетом множества поражающих факторов, в том числе, используя расстояния на диаграмме как меры риска.

Был выполнен ряд необходимых исследований для реализации этой идеи на примере сердечно-сосудистой системы (ССС) человека [2, 3]: 1) подобран комплекс моделей для самого информативного сегмента ЭКГ; 2) определены показатели моделей, позволяющие идентифицировать выборочное измерение; 3) построена диаграмма состояний; 4) идентифицирована область нормы.

За основу оценки состояния ССС принята форма QRS сегмента ЭКГ (рис. 1,а) в отведениях с высоким R-пиком (грудные отведения V4-V5). Феноменология формы определяется здесь асимметрией, крутизной фронтов и эксцессом сигнала (рис. 1,б).

Многообразие таких сигналов качественно воспроизводится комплексом моделей:

$$f(t)_{m,n} = \frac{(m+n)^{m+n}}{m^m n^n} \left(\frac{t}{T}\right)^m \left(1 - \frac{t}{T}\right)^n,$$

где  $0 \leq t \leq T$ ;  $m, n = 1, 2, 3, \dots$ ;  $T$  – период,  $m, n$  – целочисленные параметры формы.

Для построения диаграммы состояний используются две характеристики энтропийного типа  $H, P$ :

– дискретный сигнал  $g(i)$ ,  $i = 1 \dots v$  преобразуется к нормированной оценке долей отсчетов  $q(i) = g(i) / \sum_i g(i)$ , откуда по аналогии с известной формулой информационной энтропии К. Шеннона определяется энтропийная модель  $E(i) = q(i) \ln q(i)$ ;

– вычисляется характеристика упорядоченности сигнала по величине – полная энтропия  $H = \sum_i E(i)$ , и на ее основе вычисляется полная интегральная энтропия

$P = \sum_i S(i)$ , определяемая из модели кумулятивной энтропии  $S(i) = \sum_{j=1}^i E(j)$ .

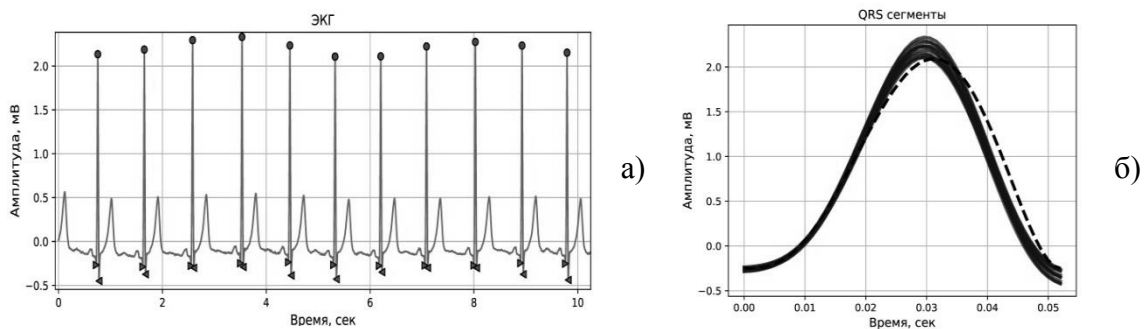


Рис. 1. Пример ЭКГ в норме с разметкой на сегменты QRS (а); выделенные сегменты QRS на фоне модели с параметрами (б)

Поскольку характеристики  $H, P$  разделены однократным интегрированием (дифференцированием), то обеспечена их независимость, а декартово произведение векторов  $P_R \times H_R$  от некоторого множества сигналов  $R$  является диаграммой состояний составленной множеством реперных точек.

В работе используется стандартизированная форма диаграммы –  $\hat{P}_R \times \hat{H}_R$ , где  $\hat{P}_R = (P_R - \mu(P_R)) / \sigma(P_R)$  и  $\hat{H}_R = (H_R - \mu(H_R)) / \sigma(H_R)$ , где  $\mu(\dots), \sigma(\dots)$  – среднее значение и среднеквадратическое значения вектора соответственно.

Множество модельных сигналов  $R$  в качестве основы диаграммы позволяет отобразить любое множество выборочных сигналов  $C$  на диаграмму без нарушения ее геометрии с помощью преобразований:  $\hat{P}_C = (P_C - \mu(P_R)) / \sigma(P_R)$  и  $\hat{H}_C = (H_C - \mu(H_R)) / \sigma(H_R)$ .

Такая математическая конструкция (рис. 2), прежде всего, задает строгие границы для выборочных измерений, позволяет судить о наиболее адекватной модели для них по факту попадания изображающей точки в окрестность той или иной модели, а также оценивать стабильность состояния и интерпретировать его изменения при перемещении выборочной изображающей точки по диаграмме в последовательных измерениях.

Следующий принципиальный шаг – это зонирование диаграммы состояний по уровню риска потери функциональности. Здесь, на примере ССС, продемонстрирован полуэмпирический подход к зонированию, в котором были совмещены клинические данные и теоретические представления о свойствах диаграммы состояний.

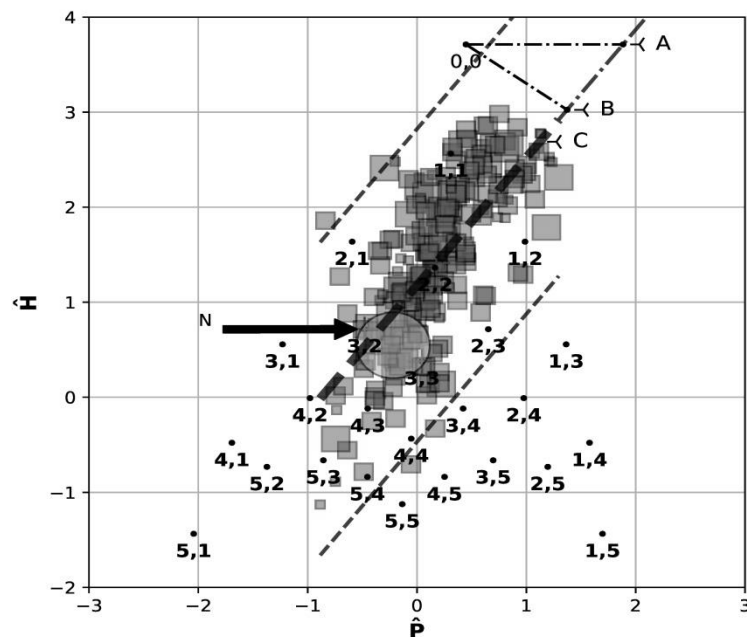


Рис. 2. Диаграмма состояний на основе комплекса из 25 моделей с параметрами  $m, n = 1, \dots, 5$ . Окружностью обозначена область нормы  $N$  в окрестности моделей «3,2» и «3,3», отмечены узловые точки диаграммы  $A, B$  и  $C$ . Маркер (■) изображает состояния пациентов с инфарктом миокарда в интервале 30 дней от даты приступа, размер маркера задан числом дополнительных факторов риска; изображены линейная регрессия и ее 99% доверительные интервалы для выборочных ЭКГ

Для идентификации рисков использованы следующие важные сведения из клинической статистики об инфаркте миокарда: догоспитальная смертность составляет  $R_{pre.hosp} = 30...40\%$ ; смертность в первые 30 дней после госпитализации (острый и подострый инфаркт) составляет  $R_{30day} = 4...15\%$ ; бессимптомно по ЭКГ в острой стадии проходит порядка 10-15% инфарктов.

В качестве источника сигналов использована база аннотированных госпитальных ЭКГ от 148 пациентов с инфарктом миокарда [4]. Из множества записей базы были отобраны те, которые относятся к критическому интервалу в 30 дней от даты приступа.

По изложенной выше технологии соответствующие состояния отображены на фазовую диаграмму (рис. 2). В качестве факторов риска были учтены: возраст старше 65 лет, курение, ожирение, другие сердечно-сосудистые и тяжелые заболевания. Число факторов определило вес каждой состояния в результирующем наборе изображающих точек. Как видно из рисунка распределение изображающих точек имеет выраженный тренд от области нормы к модели «1,1» и далее в зону максимальных энтропий.

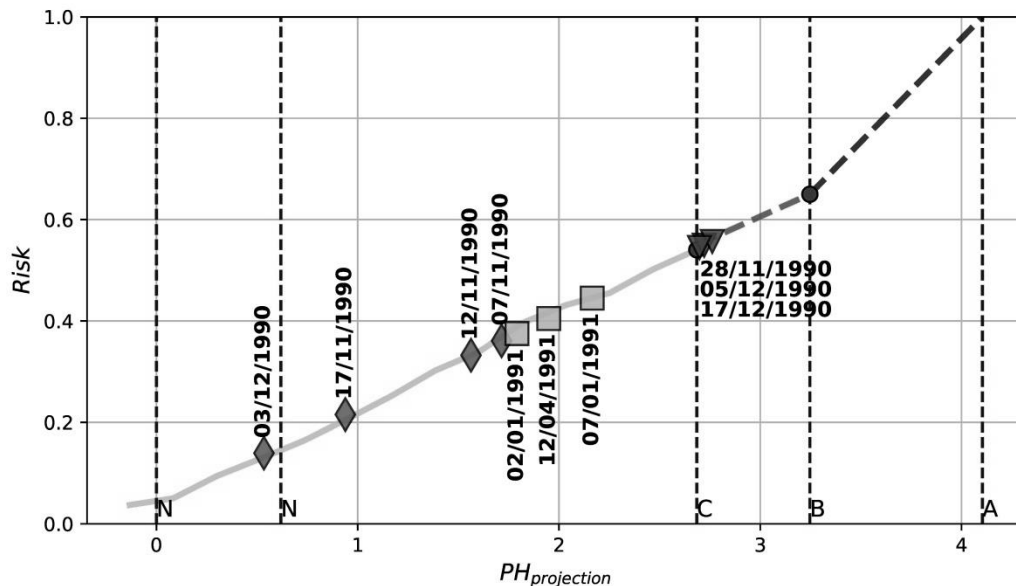


Рис. 3. Диаграмма риска: ◆ – пациент №11, 62 года, пол женский, без осложнений; ■ – пациент №25, возраст 76 лет, пол мужской, диабет, гипертония; ▼ – пациент №20, возраст 54 года, пол женский, гипертония, гиперлипидемия, ожирение, рак кишечника

В пределе этой тенденции имеем вырожденную модель «0,0» или модель функционального отказа порождающую сигнал  $f(t)_{0,0} = 1$  с максимальной энтропией.

Далее выдвигаем гипотезу о том, что состояния ССС в зоне максимальной энтропии необратимы, скоротечны и учтены в догоспитальной смертности, т.е. ЭКГ с соответствующими параметрами просто не могли попасть в клинические базы (или крайне редки). Полагаем также, что 30-дневная госпитальная смертность находится между зоной максимальной энтропии и множеством наблюдаемых состояний. Отсюда вводим узловые точки диаграммы А, В и С. Таким образом, для инфаркта миокарда связываем ухудшение состояния ССС и повышение риска функционального отказа с удалением от области нормы в область максимальных энтропий.

Для упрощения зонирования переводим диаграмму к повернутой на угол  $-\arctg(a)$  системе координат, где  $a$  – параметр линейной регрессии  $\hat{H}_C = a\hat{P}_C + b$ .

Здесь можно перейти к распределению изображений выборочных состояний по оси абсцисс, т.е. перейти в систему координат связывающую уровень риска с проекцией изображающей точки выборочного состояния на линию регрессии (рис. 3).

Для полученного из выборочных данных эмпирического распределения от проекции области нормы  $N$  на линию регрессии до узловой точки  $C$  в соответствии с гипотезой устанавливаем предел  $1 - \bar{R}_{pre.hosp} - \bar{R}_{30day} \cong 0,55$ . В виду отсутствия экспериментальных данных закон изменения риска в зонах  $C-B$  и  $B-A$  устанавливается линейным с пределами  $0,55 + \bar{R}_{30day} \cong 0,65$  и единица соответственно.

Адекватность построенной диаграммы риска можно оценить только косвенно. Так предельный риск, приходящийся на область нормы, составляет  $\sim 14\%$ , что укладывается в процент бессимптомных инфарктов (см. выше). Также ряд пробных оценок риска (рис. 3) показывает их непротиворечивость, тем уровням, которые можно предположить для пациентов исходя из комплекса факторов риска.

Таким образом, полученная диаграмма риска для инфаркта миокарда отвечает полному определению диагноза как заключения о тяжести текущего состояния и прогноза (риска) его ухудшения.

### Литература

1. Логов А.Б., Замараев Р.Ю. Математические модели диагностики уникальных объектов. Новосибирск : Изд-во СО РАН, 1999. 228 с.
2. Замараев Р.Ю., Логов А.Б. Метод информационно-фазовых диаграмм для оценки функционального состояния сердечно-сосудистой системы // Системный анализ и управление в биомедицинских системах. 2016. Т. 15. № 2. С. 310-314.
3. Замараев Р.Ю., Логов А.Б. Исследование нормального состояния сердечно-сосудистой системы в комплексе феноменологических моделей ЭКГ // Системный анализ и управление в биомедицинских системах. 2017. Т. 16. № 4. С. 1-7.
4. The PTB Diagnostic ECG Database. <https://physionet.org/physiobank/database/ptbdb/> (doi:10.13026/C28C71).

УДК 331.461

### ВЛИЯНИЕ МЕТЕОУСЛОВИЙ СЕВЕРА НА ПАРАМЕТРЫ РИСКА АВАРИЙ ОБЪЕКТОВ НЕФТЕГАЗОВОЙ ОТРАСЛИ

Захарова М.И.

Институт физико-технических проблем Севера  
имени В.П. Ларионова СО РАН, г. Якутск

**Аннотация.** В статье представлены инженерные решения по предотвращению пожаров в австралийском угледобывающем секторе, практическая реализация которых позволит на угольных разрезах России существенно снизить риск возникновения возгораний угольных пластов при их разработке.

**Ключевые слова:** добыча угля в России, Австралия, штаты Квисленд и Виктория, открытая угледобыча, угольные разрезы, возгорание угольных пластов, профилактика пожаров, противопожарные мероприятия.