

КИБЕРНЕТИКА И ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА

CYBERNETICS AND COMPUTER ENGINEERING

Выпуск 183

НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ

КИЕВ 2016

Основан в 1965 г.

Периодичность: 4 раза в год

СОДЕРЖАНИЕ

Информатика и информационные технологии

<i>Файнзильберг Л.С., Ориховская К.Б., Ваховский И.В.</i> Оценка хаотичности формы фрагментов одноканальной ЭКГ	4
<i>Филатова А.Е.</i> Выбор параметров метода повышения качества визуализации маммограмм	25
<i>Хохлов Е.М., Грищенко Ю.В., Володько О.Н.</i> Способ определения качества пилотирования по контурам корреляционных полей параметров полета в особых условиях	39

Интеллектуальное управление и системы

<i>Gubarev V.F., Diadenko O. N.</i> Observability Analysis of Spacecrafts' Attitude Measurement Systems (<i>Губарев В.Ф., Дяденко О.Н.</i> Оценка наблюдаемости измерительных систем космических аппаратов)	52
<i>Комар Н.Н., Кориунов Н.В., Павлов В.В.</i> Модель пространственного движения самолета для комплексного решения задачи повышения качества и безопасности полета	70

Медицинская и биологическая кибернетика

<i>Горбань А.Е., Кочина М.Л.</i> Модель прогноза инновационной эффективности научно-исследовательских работ в сфере здравоохранения	80
---	----

Авторы номера	93
----------------------------	----

КИБЕРНЕТИКА И ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА

CYBERNETICS AND COMPUTER ENGINEERING

Issue 183

SCIENTIFIC JOURNAL

KIEV 2016

Founded in 1965

Periodicity: 4 issues per year

TABLE OF CONTENTS

Informatics and Information Technologies

<i>Fainzilberg L.S., Orikhovska K.B., Vakhovskyi I.V.</i> Assessment of Chaotic Fragments' Shape of the Single-Channel Electrocardiogram	4
<i>Filatova A.E.</i> Selection of Parameters of the Visualization Quality Improvement Method of Mammograms	25
<i>Khokhlov Y.M., Hryshchenko Y.V., Volodko O.N.</i> Method of Determining the Quality of Piloting by the Contours of Correlation Fields of Flight Parameter in Special Conditions	39

Intellectual Control and Systems

<i>Gubarev V.F., Diadenko O.N.</i> Observability Analysis of Spacecrafts' Attitude Measurement Systems	52
<i>Komar N.N., Korshunov N.V., Pavlov V.V.</i> Model of Spatial Movement of the Aircraft for the Comprehensive Solution of Task of Improving the Quality and Safety of Flight	70

Medical and Biological Cybernetics

<i>Gorban A.E., Kochina M.L.</i> Forecasting Model of Innovative Efficiency of Research Work in the Health Care	80
---	----

Our authors	93
--------------------------	----

КІБЕРНЕТИКА ТА ОБЧИСЛЮВАЛЬНА ТЕХНІКА

CYBERNETICS AND COMPUTER ENGINEERING

Випуск 183

НАУКОВИЙ ЖУРНАЛ

Заснований у 1965 р.

Періодичність: 4 рази на рік

КИЇВ 2016

ЗМІСТ

Інформатика та інформаційні технології

<i>Файнзільберг Л.С., Оріховська К.Б., Ваховський І.В.</i> Оцінка хаотичності форми фрагментів одноканальної ЕКГ	4
<i>Філатова Г.С.</i> Вибір параметрів методу підвищення якості візуалізації мамограм	25
<i>Хохлов С.М., Грищенко Ю.В., Володько О.М.</i> Спосіб визначення якості пілотування за контурами кореляційних полів параметрів польоту в особливих умовах	39

Інтелектуальне керування та системи

<i>Губарєв В.Ф., Дяденко О.М.</i> Оцінка спостережуваності вимірювальних систем космічних апаратів	52
<i>Комар М.М., Кориунов М.В., Павлов В.В.</i> Модель просторового руху літака для комплексного вирішення завдання підвищення якості та безпеки польоту	70

Медична та біологічна кібернетика

<i>Горбань А.Є., Кочина М.Л.</i> Модель прогнозу інноваційної ефективності науково-дослідних робіт у сфері охорони здоров'я	80
---	----

Інформація про авторів	93
-------------------------------------	----

Информатика и информационные технологии

УДК 616.12

ОЦЕНКА ХАОТИЧНОСТИ ФОРМЫ ФРАГМЕНТОВ ОДНОКАНАЛЬНОЙ ЭЛЕКТРОКАРДИОГРАММЫ

Л.С. Файнзильберг¹, К.Б. Ориховская¹, И.В. Ваховский²

¹*Международный научно-учебный центр информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины (г. Киев)*

²*Национальный технический университет Украины «КПИ» (г. Киев)*

Проведен сравнительный анализ различных подходов к оценке степени хаотичности формы элементов ЭКГ. Предложен ряд усовершенствований известных методов. Представлена структура инструментальной системы, ориентированной на выбор и настройку вычислительных алгоритмов, обеспечивавших оценку хаотичности формы элементов ЭКГ. Представлены результаты экспериментов, проведенных с помощью системы на модельных и реальных данных.

Ключевые слова: информационная технология, хаотичность биологического сигнала, форма фрагментов ЭКГ, сердечный ритм.

Проведено порівняльний аналіз різних підходів до оцінки ступеня хаотичності форми елементів ЕКГ. Запропоновано ряд удосконалень відомих методів. Представлено структуру інструментальної системи, орієнтованої на вибір і налаштування обчислювальних алгоритмів, що забезпечують оцінку хаотичності форми елементів ЕКГ. Надано результати експериментів, проведених за допомогою системи на модельних і реальних даних.

Ключові слова: інформаційна технологія, хаотичність біологічного сигналу, форма фрагментів ЕКГ, серцевий ритм.

ВВЕДЕНИЕ

При изучении динамики поведения сложных медико-биологических систем все большее внимание привлекают методы теории хаоса и синергетики [1], позволяющие более полно раскрыть и проанализировать механизмы функционирования живой сложноорганизованной системы. Эти методы нашли применение и в кардиологии для оценки хаотичности сердечного ритма, который несет информацию о функциональном состоянии всех звеньев регулирования жизнедеятельности человека как в норме, так и при различных патологиях [2–4]. Такая оценка обычно проводится по динамическому ряду продолжительностей сердечных циклов ($R-R$ интервалов), которые определяются в процессе регистрации

электрокардиограммы (ЭКГ) [5].

В то же время нельзя полноценно судить о функциональном состоянии самого сердца как основного системообразующего органа лишь на основе анализа хаотичности ритма сердца. Поэтому представляет интерес развитие методов и инструментальных средств синергетики в кардиологии, ориентированных на оценку хаотичности не только $R-R$ интервалов, но и других диагностически ценных показателей ЭКГ, несущих информацию о форме фрагментов ЭКГ от цикла к циклу — зубцов P, Q, R, S, T , интервалов $P-Q$, $Q-T$ и сегмента ST . Следует заметить, что результаты исследований хаотичности таких показателей практически отсутствуют в доступной научной литературе.

Цель — создать инструментальную систему для исследования хаотичности формы элементов одноканальной ЭКГ на основе различных энтропийных оценок и провести их сравнительный анализ на модельных и реальных данных.

АНАЛИЗ ИЗВЕСТНЫХ ПОДХОДОВ К ОЦЕНКЕ ХАОТИЧНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

В основе многих математических методов исследования хаотичности динамических рядов лежит известная формула Шенноновской энтропии [6]

$$H = - \sum_{l=1}^n p_l \log_2 p_l, \quad (1)$$

предложенная для оценки неопределенности системы, находящейся в одном из n состояний с вероятностями p_l , $l = 1, \dots, n$. Чем больше величина H , тем дальше система находится от упорядоченного состояния, причем максимальное значение энтропии Шеннона достигается, когда все p_l равны, т.е. состояния системы равновероятны [7].

Для анализа хаотичности конечного временного ряда

$$A = a_1, a_2, \dots, a_N, \quad (2)$$

элементы которого представляют собой скалярные величины $a_i \in [a_i^-, a_i^+]$, $i = 1, \dots, N$, принадлежащие заданным интервалам, в ряде работ, в частности, в [8], предлагается прямо воспользоваться формулой (1), оценив вероятности (частоты) попадания значений ряда (2) в указанные интервалы.

Однако величина (1) *инвариантна* относительно перестановок элементов ряда (2). Поэтому при непосредственном использовании формулы (1) оценивается не хаотичность последовательности (2), а неопределенность случайной величины, порождающей эту последовательность, что не одно и то же.

Например, две последовательности — регулярная

$$A_1 = 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0$$

и хаотичная

$$A_2 = 0, 1, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 0, 1, 1, 0, 1,$$

будут иметь одинаковые значения энтропии $H = 1$.

Оценить хаотичность временного ряда при непосредственном использовании формулы (1) можно лишь в том случае, если последовательность (2) обрабатывать по частям (в окнах) или оценивать изменение энтропии по ходу накопления данных

$$H(k) = - \sum_{i=1}^n p_i(k) \log_2 p_i(k), \quad k \leq N. \quad (3)$$

Существуют и другие подходы к решению данной задачи, например использование условной энтропии [9]. Для этого последовательность (2) разбивается на подпоследовательности (паттерны)

$$x(i) = [a(i), a(i+1), \dots, a(i+m-1)], \quad i = 1, \dots, N-m+1 \quad (4)$$

с размерностью вложения m , оцениваются вероятности (частоты) появления конкретных паттернов и вычисляется условная энтропия $E(m|m-1)$ как приращение Шенноновской энтропии при переходе от паттернов с размерностью $m-1$ к m , т.е.

$$E(m|m-1) = E(m) - E(m-1) = - \sum_{i=1}^{N-m+1} p_m \ln p_m + \sum_{i=1}^{N-m+2} p_{m-1} \ln p_{m-1}. \quad (5)$$

Согласно [10], переход от последовательности скалярных величин (2) к векторам (4) можно интерпретировать как переход в фазовое (псевдофазовое) пространство, в котором и проводится дальнейший анализ.

Для более полного анализа сложности медико-биологических систем получили известность другие энтропийные оценки, в частности, *аппроксимационная энтропия* $ApEn$ (Approximation Entropy) [11], которую в русскоязычной литературе называют *энтропия подобия* [12].

При ее вычислении исходная последовательность также разбивается на паттерны (4), близость которых в фазовом пространстве оценивается расстоянием

$$d[x(i), x(j)] = \max_{k=1, \dots, m} \{ |a(i+k-1) - a(j+k-1)| \} \quad (6)$$

между всеми парами $x(i)$ и $x(j)$, $i = 1, \dots, N-m+1$, $j = i, \dots, N-m+1$. Далее оцениваются вероятности (частоты) появления в последовательности (2) таких пар паттернов, расстояние между которыми не превышает заданный порог d_0 [13]. Для этого определяются величины

$$C_r^{(m)}(i) = \frac{U^{(m)}(i)}{N-m+1}, \quad (7)$$

в которых $U^{(m)}(i)$ — количество значений $d[x(i), x(j)]$, удовлетворяющих условию

$$d[x(i), x(j)] \leq d_0, \quad j = 1, \dots, N-m+1, \quad (8)$$

или в эквивалентной форме записи

$$C_r^{(m)}(i) = \frac{1}{N-m+1} \sum_{j=1}^{N-m+1} \Theta(d_0 - d[x(i), x(j)]), \quad (9)$$

где

$$\Theta(\eta) = \begin{cases} 1, & \text{если } \eta \geq 0, \\ 0, & \text{если } \eta < 0 \end{cases} \quad (10)$$

— функция Хевисайда.

Используя выражения (7) или (9), можно вычислить величину

$$\theta^{(m)}(r) = \frac{1}{N-m+1} \sum_{i=1}^{N-m+1} \ln C_r^{(m)}(i), \quad (11)$$

которую также принято называть безусловной энтропией [9].

Аппроксимационная энтропия определяется как приращение безусловной энтропии (11) при переходе от последовательности паттернов длиной m к последовательности длиной $m+1$ по формуле

$$ApEn = \theta^{(m)}(r) - \theta^{(m+1)}(r). \quad (12)$$

Обычно [14] для расчета используют приближенную формулу

$$ApEn = \frac{1}{N-m} \sum_{i=1}^{N-m} \ln \frac{C_r^m}{C_r^{m+1}}. \quad (13)$$

Значения аппроксимационной энтропии для регулярной и хаотической последовательностей A_1 и A_2 будут соответственно равны $ApEn(A_1) = 0,08$ и $ApEn(A_2) = 0,4$.

Следует заметить, что оценка (13) является смещенной оценкой аппроксимационной энтропии, значения которой асимптотически возрастают с увеличением количества N элементов временного ряда [12]. Для устранения этого недостатка в работе [15] предложена небольшая модификация метода вычисления $ApEn$, которая предусматривает использование величин

$$C_r^{(m)}(i) = \frac{\sigma + U^{(m)}(i)}{N-m+1}, \quad (14)$$

числитель которых, в отличие от (7), содержит фиксированную добавку $\sigma > 0$, а в условие (8) вводится дополнительное ограничение $i \neq j$.

Дальнейшая модификация аппроксимационной энтропии позволила предложить *энтропию шаблонов* $SampEn$ (Sample entropy) [16], при вычислении которой также используется ограничение $i \neq j$, а саму энтропию определяет выражение

$$SampEn = -\ln \frac{U^{m+1}(r)}{U^m(r)} = \ln U^m(r) - \ln U^{m+1}(r). \quad (15)$$

Такая оценка, в отличие от (12), является несмещенной, а ее значение практически не зависит от количества элементов временного ряда N [16].

Еще одним средством оценки хаотичности временных рядов является *перестановочная энтропия* PE (Permutation Entropy) [17], основанная на анализе паттернов (4) не с точки зрения расстояния между ними в фазовом пространстве, а с точки зрения их формы (класса).

Для классификации паттернов каждому его элементу $a(i)$ присваивается метка, характеризующая уровень элемента по отношению к соседнему, например, метки 0, 1, 2. Тогда при $m = 3$ можно различать $3!$ (шесть) классов паттернов $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_6$, образованных тройкой последовательных значений соответствующего уровня (рис.1).

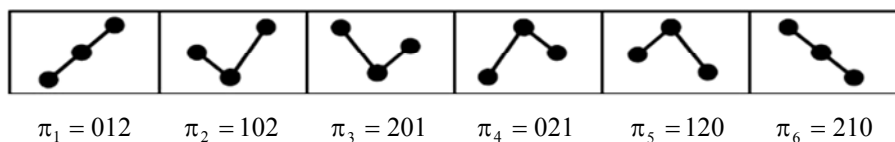


Рис 1. Классы паттернов перестановочной энтропии при $m = 3$.

Перестановочная энтропия вычисляется по формуле:

$$PE(m) = - \sum_{i=1}^{N-m+1} p(\pi_i) \log_2 p(\pi_i), \quad i = 1, \dots, m!, \quad (16)$$

в которой $p(\pi_i)$ — частота появления паттерна i -го класса при обработке исходной последовательности (2) скользящим окном из m точек.

Значения перестановочной энтропии (16) для регулярной и хаотической последовательностей A_1 и A_2 соответственно равны $PE(A_1) = 1$ и $PE(A_2) = 1,96$.

В том случае, когда элементы временного ряда (2) образуют не скалярные величины a_i , а R -мерные вектора $\vec{a}_i = (a_{i1}, \dots, a_{iR})$, для интегральной оценки хаотичности такого ряда используют корреляционный интеграл [18]. Для его вычисления компоненты векторов $\vec{a}_i = (a_{i1}, \dots, a_{iR})$ предварительно нормируются и дальнейшая обработка осуществляется в фазовом пространстве с нормированными координатами $a_{i1}^*, \dots, a_{iR}^*$.

Оценку корреляционного интеграла $C(d_0, N)$ при конечном числе N наблюдений дает выражение:

$$C(d_0, N) = \frac{1}{N^2} \sum_{m,l=1}^N \Theta(d_0 - d(\vec{a}_l, \vec{a}_m)), \quad (17)$$

в котором $d(\vec{a}_l, \vec{a}_m)$ — евклидово расстояние между l -м и m -м векторами в R -мерном фазовом пространстве, d_0 — заданный порог, а $\Theta(\cdot)$ — функция Хевисайда, определяемая выражением (10).

Тем самым оценивается средняя вероятность того, что нормированные вектора $\vec{a}_i = (a_{i1}, \dots, a_{iR})$, $i = 1, \dots, N$, образующие обрабатываемую последовательность, окажутся на расстоянии, не превышающем заданный порог d_0 .

Известно [19, 20], что для фрактальных (самоподобных) множеств характерна зависимость:

$$\lim_{d_0 \rightarrow 0} C(d_0, N) = d_0^D, \quad (18)$$

где D — *размерность аттрактора* (Fractal dimension), которая также оценивает хаотичность временных сигналов в R -мерном фазовом пространстве [21].

Из (18) следует, что по вычисленному корреляционному интегралу (17) можно определить размерность аттрактора по формуле:

$$D = \lim_{d_0 \rightarrow 0} \frac{\log(C(d_0))}{\log d_0}. \quad (19)$$

На основании (19) заключаем, что фрактальную размерность D можно определить по наклону прямой линии регрессии, построенной по экспериментальным данным в координатах $\ln C(d_0)$, $\ln d_0$.

Для удобства выразим эту зависимость в явном виде:

$$D = \frac{N \sum_{i=1}^N \log d_0(i) \cdot \log(C(d_0(i))) - \sum_{i=1}^N \log d_0(i) \sum_{i=1}^N \log(C(d_0(i)))}{N \sum_{i=1}^N (\log d_0(i))^2 - (\sum_{i=1}^N \log d_0(i))^2}. \quad (20)$$

Известен и другой подход к вычислению фрактальной размерности [21], основанный на размерности Минковского D_{bc} (Box-counting dimension). Метод заключается в определении минимального числа $M(d)$ «ячеек» фазового пространства диаметром $d \rightarrow 0$, которыми можно «накрыть» исходное множество точек.

После ряда преобразований получим в явном виде окончательную формулу для вычисления размерности Минковского как угловой коэффициент прямой линии регрессии, построенной по экспериментальным точкам в координатах $\ln M(d)$, $\ln d_0(i)$:

$$D_{bc} = \frac{N \sum_{i=1}^N \ln d_0(i) \cdot \ln M(d(i)) - \sum_{i=1}^N \ln d_0(i) \sum_{i=1}^N \ln M(d(i))}{N \sum_{i=1}^N (\ln d_0(i))^2 - (\sum_{i=1}^N \ln d_0(i))^2}. \quad (21)$$

Еще одним достаточно простым и эффективным методом анализа нестационарных временных рядов является так называемый R/S -анализ, основанный на вычислении *индекса Херста* H_0 (Hurst exponent) [22] по модифицированному временному ряду

$$z_i = \sum_{i=1}^k (a_i - a_{cp}), \quad i = 1, \dots, k, \quad (22)$$

где $k \leq N$, a_{cp} — среднее значение элементов в исходной последовательности (2) из N элементов, или же по другому модифицированному ряду в виде логарифма отношений:

$$z_i = \log\left(\frac{a_{i+1}}{a_i}\right), \quad i = 1, 2, \dots, N-1.$$

Для вычисления индекса Херста достаточно определить размах

$$R^{(k)} = \max_{i=1, \dots, k} (z_i) - \min_{i=1, \dots, k} (z_i) \quad (23)$$

и стандартное отклонение

$$S^{(k)} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (a_i - a_{cp})^2} \quad (24)$$

при некоторых фиксированных значениях $k \leq N$.

Установлено [22], что для большинства стохастических рядов выполняется соотношение:

$$R^{(k)} / S^{(k)} = Lk^{H_0}, \quad (25)$$

т.е. *нормированный* размах пропорционален степени k , где H_0 — показатель Херста, а L — некоторая константа.

Для определения показателя Херста в удобной форме прологарифмируем уравнение (25)

$$\log(R^{(k)} / S^{(k)}) = \log L + H_0 \log k \quad (26)$$

и, также как в предыдущих случаях, выразим значение индекса Херста в виде углового коэффициента прямой линии регрессии (26), которая наилучшим образом аппроксимирует экспериментальные точки $\log(R^{(k)} / S^{(k)})$ и $\log k$, найденные при различных фиксированных значениях $k \leq N$.

В результате, после ряда очевидных преобразований, основанных на обработке методом наименьших квадратов значений ряда при всех $k = 1, \dots, N$, получим

$$H_0 = \frac{\log k \sum_{k=1}^N \log k \log(R^{(k)} / S^{(k)}) - \sum_{k=1}^N \log k \sum_{k=1}^N \log(R^{(k)} / S^{(k)})}{\log k \sum_{k=1}^N (\log k)^2 - (\sum_{k=1}^N \log k)^2}. \quad (27)$$

Разумеется, приведенный анализ существующих методов не претендует на полноту, тем более, что методы оценки хаотичности временных рядов постоянно развиваются. Мы рассмотрели лишь наиболее популярные подходы и получили окончательные формулы, удобные для практического применения.

На основании проведенного анализа можно сделать вывод, что современная наука располагает эффективными методами и вычислительными алгоритмами, которые позволяют с различных сторон оценить степень хаотичности временных рядов, порождаемых медико-биологическими системами.

В то же время анализ доступной литературы не дает полной ясности в главном вопросе: какой из методов целесообразно применить при решении конкретной прикладной задачи. К тому же, каждый вычислительный алгоритм содержит параметры, от выбора значений которых зависит полученный результат. Однако не существует формальных подходов к оптимальной настройке вычислительных алгоритмов, например, к выбору оптимальных значений порога d_0 в процедурах (8), (9), (17) или же размерности вложения m при переходе от последовательности (2) к паттернам (4). Отсюда следует, что при построении конкретных прикладных систем выбор подходящего вычислительного алгоритма и его настройку, решение о необходимости его модификации или разработки альтернативного алгоритма приходится принимать экспериментальным путем на модельных и реальных данных (рис. 2).



Рис. 2. Идея выполнения экспериментов

Рассмотрим предлагаемый подход к построению инструментальной системы, обеспечивающей проведение таких экспериментов на примере оценки хаотичности формы фрагментов одноканальной ЭКГ.

ОБЩАЯ ИДЕЯ И СТРУКТУРА ИНСТРУМЕНТАЛЬНОЙ СИСТЕМЫ

Для реализации отдельных этапов предлагаемой ИТ обработки ЭКГ разработана инструментальная система (рис. 3), построенная на основе отечественного портативного электрокардиографа ФАЗАГРАФ® с оригинальным сенсором с пальцевыми электродами [24].

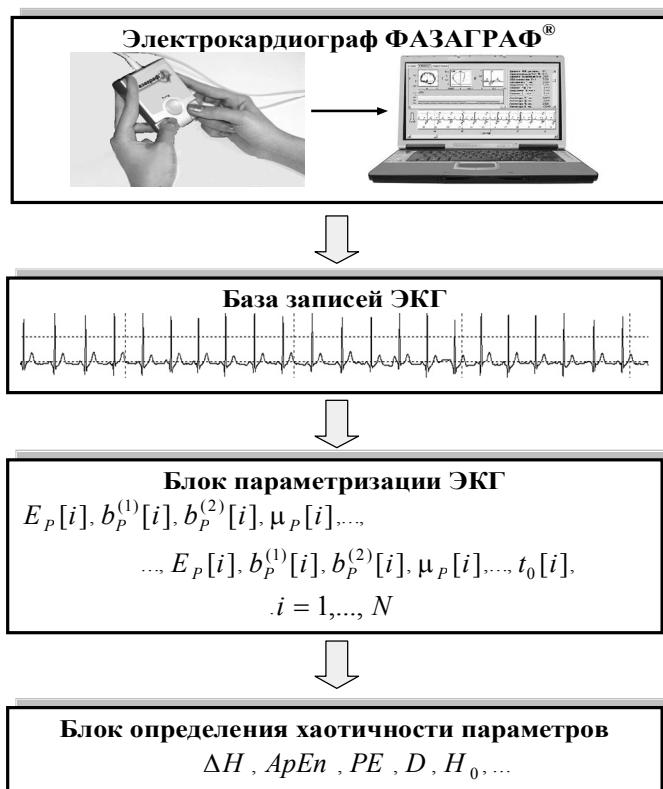


Рис. 3. Структура инструментальной системы

Сенсор позволяет надежно регистрировать ЭКГ первого стандартного отведения без снятия одежды не только в клинических, но и в полевых условиях, при занятиях спортом, непосредственно на рабочем месте и в домашних условиях. Оцифрованные записи ЭКГ через USB порт вводятся в компьютер и сохраняются в базе данных (БД) совместно с необходимыми персональными данными обследуемого.

Выбранная запись ЭКГ поступает на вход модуля параметризации, который обеспечивает переход от дискретных значений сигнала к массивам параметров, характеризующих форму зубцов P , Q , R , S , T и сегмента ST на последовательности сердечных циклов.

С этой целью каждый из указанных фрагментов, представленный последовательностью значений $z_k(t_m)$, $k \in \{P, Q, R, S, ST, T\}$ в дискретные моменты времени t_m , $m = 1, \dots, M_k$, аппроксимируется несимметричной гауссовой функцией:

$$\varphi_k(t) = E_k \exp\left[-\frac{(t - \mu_k)^2}{2[b_k(t)]^2}\right], \quad k \in \{P, Q, R, S, ST, T\}, \quad (28)$$

в которой параметры E_k и μ_k определяют значения амплитуд и моментов времени, когда k -й фрагмент принимает максимальное значение при $E_k > 0$ или минимальное значение при $E_k < 0$, а параметры

$$b_k(t) = \begin{cases} b_k^{(1)} & \forall t \leq \mu_k, \\ b_k^{(2)} & \forall t > \mu_k, \end{cases} \quad (29)$$

при $b_k^{(1)} \neq b_k^{(2)}$ позволяют описать несимметричные фрагменты, например, несимметричный зубец T , если $b_T^{(1)} \neq b_T^{(2)}$ (рис 4).

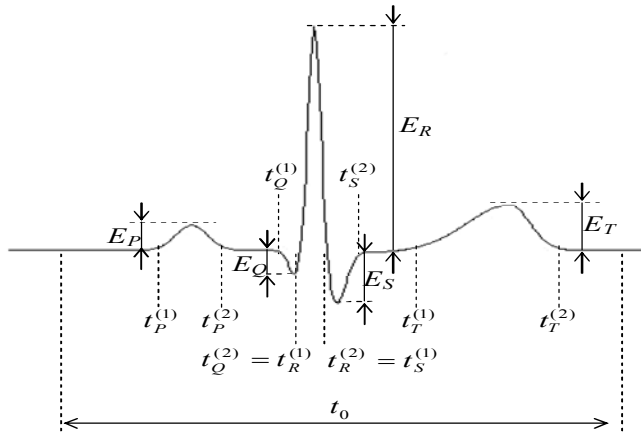


Рис. 4. Параметры формы фрагментов цикла ЭКГ

Оптимальные значения параметров E_k , μ_k , $b_k^{(1)}$, $b_k^{(2)}$ для каждого k -го фрагмента $k \in \{P, Q, R, S, ST, T\}$ определяются по критерию минимума суммы квадратов уклонений функции (28) от дискретных значений $z_k(t_m)$, $m = 1, \dots, M_k$ этого фрагмента, т.е. удовлетворяют критерию:

$$Cr_k = \sum_{m=1}^{M_k} \left[E_k \exp\left[-\frac{(t_m - \mu_k)^2}{2[b_k(t_m)]^2}\right] - z_k(t_m) \right]^2. \quad (30)$$

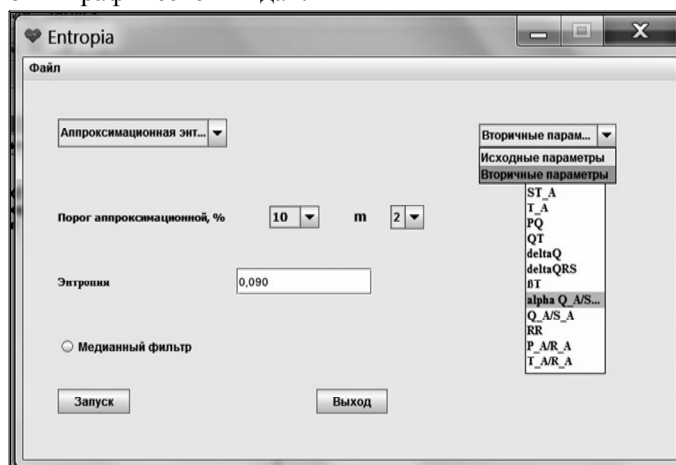
В результате каждый i -й цикл реальной ЭКГ продолжительностью $t_0[i]$ порождает 25 параметров $E_P[i]$, $b_P^{(1)}[i]$, $b_P^{(2)}[i]$, $\mu_P[i]$, ..., $E_T[i]$, $b_T^{(1)}[i]$,

$b_T^{(2)}[i]$, $\mu_T[i]$, $t_0[i]$, которые представляют собой компоненты векторов $\vec{a}_i = (a_{i1}, \dots, a_{iR})$, $i = 1, \dots, N$, $R = 25$ временного ряда (2).

Для анализа хаотичности формы фрагментов ЭКГ достаточно применить к последовательностям $E_P[i]$, $b_P^{(1)}[i]$, $b_P^{(2)}[i]$, $\mu_P[i]$, ..., $E_T[i]$, $b_T^{(1)}[i]$, $b_T^{(2)}[i]$, $\mu_T[i]$, $t_0[i]$, $i = 1, \dots, N$ любой из рассмотренных выше методов, которые программно реализованы в соответствующем блоке инструментальной системы.

Оценка хаотичности диагностических признаков, сосредоточенных на информативных фрагментах, также представляет интерес. В инструментальной системе обеспечивается переход от массивов первичных параметров $E_P[i]$, $b_P^{(1)}[i]$, $b_P^{(2)}[i]$, $\mu_P[i]$, ..., $E_T[i]$, $b_T^{(1)}[i]$, $b_T^{(2)}[i]$, $\mu_T[i]$, $t_0[i]$ к массивам диагностических признаков $E_P[i]$, $E_Q[i]$, $E_{ST}[i]$, $E_T[i]$, $PQ[i]$, $QT[i]$, $\Delta_Q[i]$, $\Delta_{QRS}[i]$, $\beta_T[i]$, $t_0[i]$, степень хаотичности которых от цикла к циклу также оценивается средствами инструментальной системы.

Выбор исходных данных, метода оценки хаотичности и настройка параметров вычислительных процедур осуществляется в интерактивном режиме с использованием элементов управления рабочего окна инструментальной системы (рис. 5). Результат обработки представляется в текстовом и графическом видах.



а



б

Рис. 5. Рабочие окна инструментальной системы: диалоговое окно (а); окно отображения графика обрабатываемого массива (б)

При реализации процедур оценки степени хаотичности был внесен ряд усовершенствований в описанные выше традиционные методы. В частности, в инструментальной системе реализован оригинальный вычислительный алгоритм оценки перестановочной энтропии по последовательным значениям $a_{i-1}, a_i, a_{i+1}, i = 2, \dots, N-1$ временного сигнала (2), который на фоне допустимых искажений автоматически относит обрабатываемую тройку значений к одному из пяти классов паттернов (рис.6).



Рис. 6. Классы паттернов предлагаемой перестановочной энтропии при $m = 3$.

РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТОВ НА МОДЕЛЬНЫХ И РЕАЛЬНЫХ ДАННЫХ

Оценка свойств реализованных вычислительных процедур проводилась на тестовом сигнале в виде модели авторегрессии:

$$X_k = aX_{k-1} + (1-a)\xi_{k-1}, \quad k \in [0; N-1] \tag{31}$$

с начальным значением $X_0 = 0,1$, в которой a — параметр настройки ($0 \leq a \leq 1$), $N = 1000$ — число дискретных отсчетов, $\xi \in N(0, \sigma^2)$ — вектор независимых нормально распределенных случайных величин с нулевым математическим ожиданием и ограниченной дисперсией $\sigma^2 = 10^2$ (рис. 7).

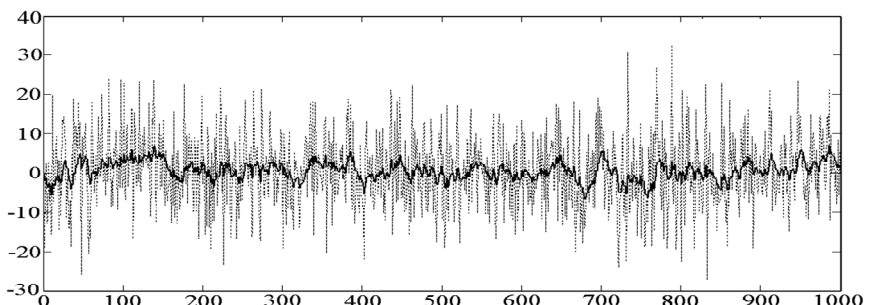


Рис. 7. Примеры модельного сигнала (31) с параметрами $a = 0,9$ (черный) и $a = 0,1$ (серый)

Усредненные результаты анализа сигналов в серии испытаний с различными параметрами настройки приведены в табл. 1. Значения показателей хаотичности сигнала, которые вычислялись при уменьшении параметра a , рассчитывались как прирост (Δx , в процентах) к базовому уровню — значению x показателя хаотичности при параметре $a = 0,9$.

Таблица 1.

Усредненные результаты оценки хаотичности модельного сигнала

Показатели	Параметр хаотичности									
	$a = 0,9$		$a = 0,7$		$a = 0,5$		$a = 0,3$		$a = 0,1$	
	x , ед.	Δx , %	x , ед.	Δx , %	x , ед.	Δx , %	x , ед.	Δx , %	x , ед.	Δx , %
Условная энтропия $E(m m-1)$	0,73	0	0,99	35,8	1,13	55,5	1,19	62,8	1,21	65,3
Аппроксимационная энтропия $ApEn$	1,06	0	1,26	19,1	1,3	23	1,31	24,6	1,32	25,2
Энтропия шаблонов $SampEn$	1,4	0	1,86	33,8	2,05	47,2	2,16	55,2	2,18	56,3
Перестановочная энтропия PE	1,29	0	1,46	14	1,49	16	1,5	16,7	1,51	17,7
Индекс Херста H_0	0,73	0	0,65	-10,4	0,61	-16,2	0,58	-20,8	0,55	-24,7

Как видно из таблицы, значения всех энтропийных оценок увеличивались по мере увеличения хаотичности сигнала, причем самой чувствительной оказалась условная энтропия $E(m|m-1)$. При значении параметра $a = 0,9$ показатель Херста принимал значение $H_0 = 0,73$, т.е. принадлежал области $0,5 < H_0 \leq 1$ устойчивых (персистентных) сигналов с признаками самоподобия. Поэтому по мере уменьшения параметра a (увеличения степени хаотичности) индекс Херста, в отличие от энтропийных оценок, уменьшался, что согласуется с результатами других работ, в частности, с работой [23].

Проводились также эксперименты по оценке степени хаотичности искусственных ЭКГ (рис. 8), которые генерировались на основе моделей, приведенных в монографии [24].

Первый сигнал (рис. 8, а) представлял собой последовательность эталонных циклов, у которых хаотически изменялась амплитуда зубца Т в пределах 30 % базового значения $A_T = 0,2 \text{ мВ}$. Второй сигнал (рис. 8, б) моделировал альтернацию амплитуды зубца Т с уровнем альтернации 60 мкВ.

Таким образом, в первой ЭКГ амплитуда изменялась случайным образом, во втором — строго чередуясь, хотя визуально сигналы практически неразличимы (рис. 8).



Рис. 8 Искусственная ЭКГ: а) со случайным искажением амплитуды зубца Т; б) с альтернативой (чередованием) амплитуд зубца Т разного уровня

Заметим, что среднеквадратические отклонения амплитуд зубцов Т на обоих сигналах были схожими: $CKO_{случ} = 0,036$ и $CKO_{альт} = 0,03$. Тем не менее, при оценке энтропий, эти отличия были более выраженными (табл. 2).

Таблица 2.

Результаты обработки искусственных ЭКГ

Показатели	Модельный сигнал с искажением зубца Т	
	Случайное	Альтернация
Условная энтропия $E(m m-1)$	1,056	0
Аппроксимационная энтропия $ApEn$	0,512	0,030
Энтропия шаблонов $SampEn$	1,5041	0
Перестановочная энтропия PE	1,485	0,693
Индекс Херста H_0	0,525	0

Далее рассмотрим результаты оценки хаотичности реальных сигналов (рис. 9) — двух ритмограмм (100 последовательных R–R интервалов), отражающих ритм сердца спортсмена (рис. 9, а) и не спортсмена (рис. 9, б) одного возраста (20 лет) сразу после физической нагрузки (20 глубоких приседаний за 30 сек).

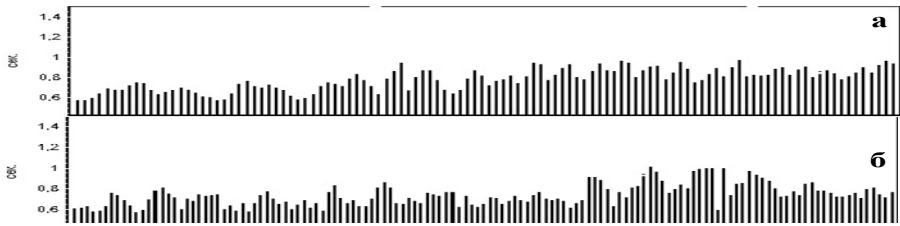


Рис. 9. Ритмограммы: а) спортсмена, б) человека, не занимающегося спортом

Хотя обе ритмограммы имеют практически одинаковые среднеквадратические отклонения ($SDNN = 105$), при оценке хаотичности этих сигналов наблюдаются расхождения ряда показателей (табл. 3).

Таблица 3.

Показатели хаотичности ритма сердца после физической нагрузки

Показатели	Спортсмен	Не спортсмен	Отличия, %
Условная энтропия $E(m m-1)$	0,559	0,670	19,9
Аппроксимационная энтропия $ApEn$	0,535	0,617	15,3
Энтропия шаблонов $SampEn$	1,017	1,034	2,8
Перестановочная энтропия PE	1,350	1,351	0,07
Индекс Херста H_0	0,791	0,761	-3,8

На рис. 10 представлены ритмограмма пациентки **А.** 67 лет (рис. 10, а), у которой наблюдалась умеренная аритмия ($SDNN = 63$) и ритмограмма практически здорового человека **В.** (рис. 10, б) в возрасте 31 года с практически таким же значением показателя вариабельности ритма сердца ($SDNN = 50$).

Характерная особенность ритмограммы пациентки **А.** (рис. 10, а) — альтернация трех значений продолжительности $R-R$ интервалов, которые последовательно чередуются друг за другом. На ритмограмме пациента **В.** (рис. 10, б) такие особенности отсутствуют. Заметим, что указанные отличия практически не заметны на исходных ЭКГ (рис. 11), по которым строились ритмограммы.

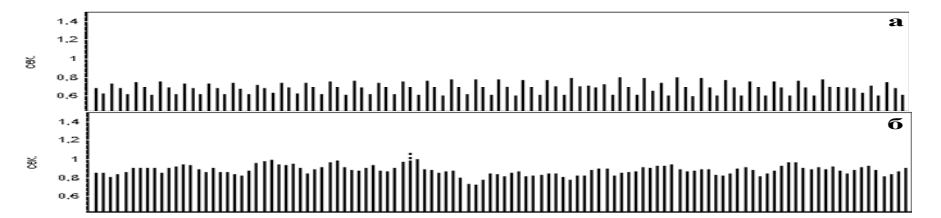


Рис. 10. Ритмограммы: а) пациентки А., б) практически здорового пациента В.

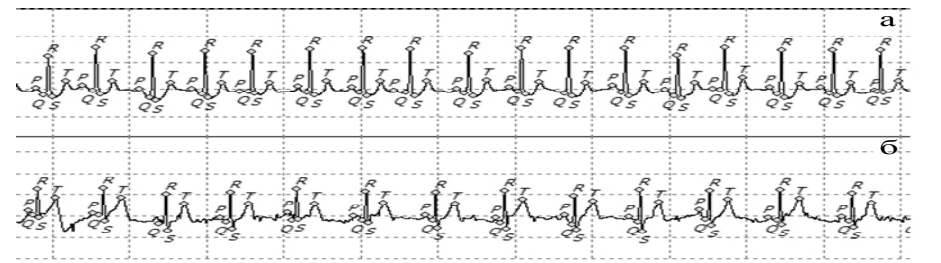


Рис. 11. Исходные ЭКГ: а) – пациентки А., б) здорового пациента В.

В то же время и в данном случае наблюдались существенные отличия показателей хаотичности этих ритмограмм (табл. 4).

Таблица 4.

Показатели хаотичности ритма сердца пациентов

Показатели	Пациент В.	Пациентка А.	Отличия, %
Условная энтропия $E(m m - 1)$	0,713	0,530	-25,7
Аппроксимационная энтропия $ApEn$	0,533	0,301	-43,5
Энтропия шаблонов $SampEn$	1,142	0,348	-69,5
Перестановочная энтропия PE	1,323	1,261	-4,7
Индекс Херста H_0	0,688	0,538	-21,8

Как видно, показатели энтропии у пациентки **А.** существенно ниже, чем у пациента **В.** Это свидетельствует о том, что, в отличие от ритмограммы

здорового пациента, ритмограмма с альтернативой имеет четко выраженную регулярную составляющую.

Индекс Херста у здорового пациента **В.** был на 22 % выше, чем у пациентки **А.** Этот факт также согласуется с данными работы [25], в которой отмечается, что более низкий уровень индекса Херста несет информацию об ухудшении физиологических или патофизиологических процессов в работе сердечно-сосудистой системы.

В завершение приведем интересные результаты по сравнительной оценке степени хаотичности показателей ЭКГ, несущих информацию об изменении формы фрагментов ЭКГ, в двух группах испытуемых (табл. 5).

Таблица 5.

Различия средних значений показателей хаотичности формы фрагментов ЭКГ в двух группах, ($\bar{x} \pm Sx$), $n = 70$

Показатель формы фрагмента ЭКГ		Степень хаотичности показателя	
Наименование	Обозначение	Группа 1 (спортсмены)	Группа 2 (не спортсмены)
Правосторонний наклон зубца P	$b_P^{(2)}$	1,52±0,24**	1,71±0,28
Момент появления зубца P	μ_P	1,26±0,3**	1,48±0,37
Амплитуда зубца Q	A_Q	2,12±0,39*	1,94±0,41
Левосторонний наклон зубца Q	$b_Q^{(1)}$	1,5±0,28*	1,68±0,29
Амплитуда зубца R	A_R	2,11±0,45*	1,85±0,48
Момент появления зубца R	μ_R	1,11±0,34**	0,87±0,33
Амплитуда зубца S	A_S	1,82±0,26*	1,61±0,47
Момент появления зубца S	μ_S	1,15±0,35*	0,91±0,41
Момент появления сегмента ST	μ_{ST}	1,51±0,3***	1,14±0,4
Амплитуда зубца T	A_T	1,96±0,45*	1,61±0,64
Левосторонний наклон зубца T	$b_T^{(1)}$	1,93±0,28**	1,71±0,32
Правосторонний наклон зубца T	$b_T^{(2)}$	2,08±0,4**	1,81±0,39
Момент появления зубца T	μ_T	1,22±0,35***	0,79±0,35
Симметрия зубца T	β_T	2,55±0,45*	2,32±0,43

Примечание: достоверность различий по критерию Стьюдента: * — $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Группы состояли из молодых волонтеров обоего пола в возрасте 18–24 лет. Группа 1 включала 28 спортсменов высшей квалификации, которые занимаются боксом, разными видами борьбы и триатлоном. В группу 2 вошли 42 человека, не занимающихся спортом. Анализ хаотичности сигнала (100 последовательных кардиоциклов ЭКГ

каждого испытуемого) проводился сразу после физической нагрузки (20 глубоких приседаний за 30 сек.) с помощью энтропии шаблонов *SampEn* по формуле (15). Достоверность отличий в группах оценивалась по критерию Стьюдента.

Как видно из таблицы, у тренированных и нетренированных лиц наблюдаются достоверные отличия хаотичности ряда показателей, характеризующих форму фрагментов ЭКГ. При этом у тренированных лиц хаотичность одних показателей под нагрузкой была выше, чем у нетренированных, а других показателей — ниже.

Обнаруженные факты, вероятно, отражают различия в степени «обученности» отдельных участков миокарда спортсменов и не спортсменов к выполнению нагрузок. Разумеется, обнаруженные явления, которые могут открыть новые возможности в оценке адекватности реакции организма на нагрузку, требуют дальнейших углубленных исследований с участием физиологов и спортивных врачей.

Выводы

Проведенный анализ существующих подходов к оценке хаотичности временных рядов показывает, что современная наука располагает широким арсеналом методов и вычислительных алгоритмов, позволяющих с различных сторон оценить степень хаотичности временных рядов, порождаемых медико-биологическими системами.

Для практического применения этих алгоритмов разработана инструментальная система, обеспечивающая проведение необходимых исследований при разработке новых медицинских систем, выбор подходящего вычислительного алгоритма, удобство настройки алгоритма под конкретные данные и принятие решения о необходимости модификации алгоритма.

Представленные результаты экспериментальных исследований на модельных и реальных данных подтвердили, что реализованные в инструментальной системе вычислительные алгоритмы позволяют адекватно оценивать степень хаотичности биологических сигналов — ЭКГ и ритмограмм.

Установлено, что при оценке хаотичности показателей формы элементов ЭКГ удастся выявить диагностически важные, тонкие изменения этих сигналов здоровых и больных пациентов, а также достоверные различия показателей хаотичности элементов формы ЭКГ у людей с различной степенью тренированности организма.

1. Тузов В.В. Методы синергетики // Библиосфера. — 2009. — № 4. — С. 8–14.
2. Modified permutation-entropy analysis of heartbeat dynamics / C. Bian, C. Qin, Q.D. Ma & others // Physical Review E. — 2012. — №. 85.
3. Classifying cardiac biosignals using ordinal pattern statistics and symbolic dynamics / U. Parlitz, S. Luther Berg, S. Schirdewan & others // Computers in Biology and Medicine. — 2012. — №. 42. — P. 319–327.

4. Permutation entropy improves fetal behavioural state classification based on heart rate analysis from biomagnetic recordings in near term fetuses / B. Frank, B. Pompe, U. Schneider & others // *Medical & Biological Engineering & Computing*. — 2006. — № 44. — P. 179–187.
5. Изучение зависимостей между показателями вариационной пульсометрии, энтропии ритма сердца, временного и спектрального анализов variability ритма сердца в норме и при ишемической болезни сердца / Н.Ю. Дурнова, Я.П. Довгалецкий, А.Н. Бурлака и др. // *Саратовский научно-медицинский журнал*. — 2011. — том 7. — № 3. — С. 608–611.
6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учебник для вузов. — М.: Высшая школа. — 1999. — 576 с.
7. Кузнецов А.А. Методы анализа и обработки электрокардиографических сигналов: новые подходы к выделению информации: монография. — В.: ВлГУ. — 2008. — 140 с.
8. Сотников П.И. Выделение характерных признаков сигнала электроэнцефалограммы с помощью анализа энтропии // *Наука и Образование*. — 2014. — № 11. — С. 555–570.
9. Сравнительный анализ применения различных оценок энтропии ЭЭГ-сигнала для распознавания стадий наркоза / А.П. Немирко, Л.А. Манило, А.Н. Калиниченко и др. // *Биотехносфера*. — 2010. — № 3. — С. 3–10.
10. Takens F. Detecting strange attractors in turbulence // *Dynamical systems and turbulence: lecture notes in mathematics*. — 1981. — Vol. 898. — P. 366–381.
11. Pincus S.M. Approximate entropy as a measure of system complexity // *Proceedings of the National Academy of Sciences*. — 1991. — Vol. 88. — P. 2297–2301.
12. Данильчук А.Б. Использование энтропийных показателей для моделирования динамики сложных социально-экономических систем // *Economics*. — 2014. — № 3. — С. 19–24.
13. Юшковская О.Г. Новый подход к оценке эффективности санаторно-курортной реабилитации больных ишемической болезнью сердца // *Физкультура в профилактике, лечении и реабилитации*. — 2004. — № 1. — С. 22–26.
14. Costa M., Ary L., Goldberger A.L. Multiscale entropy analysis of biological signals // *Physical Review E*. — 2005. — № 71.
15. Pincus S.M., Goldberger A.L. Physiological time-series analysis: what does regularity quantify? // *The American journal of physiology*. — 1994. — Vol. 266. — P. 1643–1656.
16. Joshua S., Richman J., Moorman R. Physiological time-series analysis using approximate entropy and sample entropy // *The American journal of physiology*. — 2000. — Vol. 278. — № 6. — P. 2039–2049.
17. Bandt C., Pompe B. Permutation entropy – a natural complexity measure for time series // *Chinese Physics B*. — 2001. — Vol. 18. — № 7. — P. 2690–2696.
18. Антипов И.Е., Захаров А.В., Повереннова О.И. Возможности различных методов автоматического распознавания стадий сна // *Саратовский научно-медицинский журнал*. — 2012. — том 8. — № 2. — С. 374–379.
19. Мун Ф. Хаотические колебания: Вводный курс для научных работников и инженеров: Пер. с англ. — М.: Мир. — 1990. — 312 с.
20. Майоров О.Ю., Фенченко В.Н. Повышение надежности исследований детерминированного хаоса в биоэлектрической активности (ЭЭГ, ЭКГ и variability сердечного ритма) методами нелинейного анализа // *Клиническая информатика и телемедицина*. — 2009. — том 6. — № 6. — С. 10–17.
21. Киселева О.Г., Настенко Е.А., Герасимчук М.В. Метод оценки дизадаптационных состояний организма человека // *Восточно-Европейский журнал передовых технологий*. — 2011. — том 3. — № 2. — С. 57–64.
22. Зиненко А.В. R/S анализ на фондовом рынке // *Бизнес-информатика*. — 2012. — №3. — С. 24–30.
23. Апанасенко Г.Л., Чистякова Ю. С. Здоровье спортсмена: критерии оценки и прогнозирования // *Теория и практика физической культуры*. — 2006. — № 1. — С.19–22.

24. Файнзильберг Л.С. Компьютерная диагностика по фазовому портрету электрокардиограммы. — Киев: Освита України. — 2013. — 191 с.
25. Способ диагностики функционального состояния человека и животного: пат. 2254051 Россия: МПК А61В005/02 / Загускин С.Л., Борисов В.А. Заявлено 02.10.03; Опубл. 20.06.2005 // Бюл. — 2006. — № 13.

UDC 616.12

ASSESSMENT OF CHAOTIC FRAGMENTS' SHAPE OF THE SINGLE-CHANNEL ELECTROCARDIOGRAM

L.S. Fainzilberg¹, K.B. Orikhovska¹, I.V. Vakhovskyi²

¹*International Research and Training Center for Information Technologies and Systems of National Academy of Sciences of Ukraine and Ministry of Education and Science of Ukraine (Kiev)*

²*National Technical University of Ukraine "Kiev Polytechnical Institute" (Kiev)*

Introduction. Building an effective information technology (IT), which provides chaotic assessment of the electrocardiogram (ECG) fragments' shape, has both cognitive and practical importance. Therefore, the problem of developing methods and computer tools that provide assessment not only by the rhythm of the heart, but also on other parameters of ECG that have diagnostic value is relevant.

The purpose of the article is to propose instrumental system for the study of single-channel ECG elements shape chaoticity, based on the various entropy assessments and make a comparative analysis of these estimates in the model and the real data.

Methods. The proposed instrumental system based on the national portable electrocardiograph FAZEGRAP[®] with the original finger electrodes sensor, which can record the ECG from the first standard lead. In addition to determining the chaoticity of parameters, that characterize the shape of the main elements of the ECG, also estimating the diagnostic features chaoticity. Introduced a number of improvements in the considered methods which determine the signal chaoticity degree. In particular, an original evaluation algorithm for permutation entropy evaluating that can automatically identify 5 classes of patterns is proposed.

Results. Processing of model and real data showed that the computing algorithms implemented in IT allow to adequately assessing the degree of signals chaoticity. Based on the parameters chaotic assessment, that carry information about the ECG elements shape, diagnostically important subtle signal differences in healthy and sick patients, as well as significant differences in parameters of the ECG elements shape chaoticity in people with varying degrees of organism fitness were found.

Conclusions. Instrumental system provides the convenience of experimental studies with searching for new biomarkers of cardiac abnormalities and evaluation of organism adaptation capabilities.

Keywords: heart rate, the entropy of the process, synergy, shape of ECG fragments.

1. Tuzov V.V. Methods of synergetics // *Bibliosphere*. — 2009. — №. 4. — P. 8–14. (in Russian).
2. Modified permutation-entropy analysis of heartbeat dynamics / C. Bian, C. Qin, Q.D. Ma & others // *Physical Review E*. — 2012. — №. 85.
3. Classifying cardiac biosignals using ordinal pattern statistics and symbolic dynamics / U. Parlitz, S. Luther Berg, S. Schirdewan & others // *Computers in Biology and Medicine*. — 2012. — №. 42. — P. 319–327.
4. Permutation entropy improves fetal behavioural state classification based on heart rate analysis from biomagnetic recordings in near term fetuses / B. Frank, B. Pompe, U. Schneider & others // *Medical & Biological Engineering & Computing*. — 2006. — №. 44. — P. 179–187.
5. The study of relationships between parameters of variation pulsometry, entropy of heart rate, time and spectral analysis of heart rate variability in normal and ischemic heart disease / N.Y. Durnova, Y.P. Dovgalevskij, A.N. Burlaka & others // *Saratov Medical Scientific Research Journal* — 2011. — Vol. 7. — №. 3. — P. 608–611. (in Russian).
6. Wentsel E.S. Theory of probability. — Moscow: Science. — 1969. — 575 p. (in Russian).
7. Kuznecov A.A. Methods of analysis and processing of ECG signals: new approaches to information extraction: monograph. — Vladimir: Vladimir State University Publishing. — 2008. — 140 p. (in Russian).
8. Sotnikov P.I. Isolation of the characteristic features of a EEG signal by the entropy analyzing // *Science and Education*. — 2014. — №. 11. — P. 555–570. (in Russian).
9. Comparative analysis of the different estimates usage of the EEG signal entropy for recognizing the anesthesia stages / A.P. Nemirko, L.A. Manilo, A.N. Kalinichenko & others // *Biotechnosphere*. — 2010. — №. 3. — P. 3–10. (in Russian).
10. Takens F. Detecting strange attractors in turbulence // *Dynamical systems and turbulence: lecture notes in mathematics*. — 1981. — Vol. 898. — P. 366–381.
11. Pincus S.M. Approximate entropy as a measure of system complexity // *Proceedings of the National Academy of Sciences*. — 1991. — Vol. 88. — P. 2297–2301.
12. Danilchuk A.B. Using entropy parameters for simulating the dynamics of complex social and economic systems // *Economics*. — 2014. — №. 3. — P. 19–24. (in Russian).
13. Jushkovskaja O.G. A new approach to assessing the effectiveness of sanatorium rehabilitation of patients with coronary heart disease // *Physical education in the prevention, treatment and rehabilitation*. — 2004. — №. 1. — P. 22–26. (in Russian).
14. Costa M., Ary L., Goldberger A.L. Multiscale entropy analysis of biological signals // *Physical Review E*. — 2005. — №. 71.
15. Pincus S.M., Goldberger A.L. Physiological time-series analysis: what does regularity quantify? // *The American journal of physiology*. — 1994. — Vol. 266. — P. 1643–1656.
16. Joshua S. Richman J., Moorman R. Physiological time-series analysis using approximate entropy and sample entropy // *The American journal of physiology*. — 2000. — Vol. 278. — №. 6. — P. 2039–2049.
17. Bandt C., Pompe B. Permutation entropy — a natural complexity measure for time series // *Chinese Physics B*. — 2001. — Vol. 18. — №. 7. — P. 2690–2696.
18. Antipov I.E., Zakharov A.V., Poverennova O.I. The possibilities of different methods of automatic recognition of sleep stages // *Saratov Medical Scientific Research Journal*. — 2012. — Vol. 8. — №. 2. — P. 374–379. (in Russian).
19. Mun F. Chaotic oscillations: Introductory course for scientists and engineers: Trans. from English. — Moscow: Mir. — 1990. — 312 p. (in Russian).
20. Mayorov O.Y., Feshchenko V.N. Improving the reliability of studies of deterministic chaos in the bioelectric activity (EEG, ECG and heart rate variability) methods of nonlinear analysis // *Clinical Informatics and Telemedicine*. — 2009. — Vol. 6. — №. 6. — P. 10–17. (in Russian).
21. Kiseleva O.G., Nastenka Ie.A., Gerasimchuk M.V. Method of estimation disadaptation states of the human body // *East European Journal of advanced technologies*. — 2011. — Vol. 3. — №. 2. — P. 57–64. (in Russian).

22. Zinenko A.V. R/S analysis of the stock market // *Business Informatics*. — 2012. — № 3. — P. 24–30. (in Russian).
23. Apanasenko G.L., Chistyakova Yu. S. Athlete's Health Criteria evaluation and prediction // *Theory and Practice of Physical Culture*. — 2006. — № 1. — P.19–22. (in Russian).
24. Fainzilberg L.S. Computer diagnostics by phase portrait of electrocardiogram. — Kiev: Osvita Ukrainy. — 2013. — 191 p. (in Russian).
25. Zaguskin S.L., Borisov V.A. A method for diagnosing the functional state of human and animal. RU Patent 2254051. — 2006. — bul. 13. (in Russian).

Получено 08.12.2015

ВЫБОР ПАРАМЕТРОВ МЕТОДА ПОВЫШЕНИЯ КАЧЕСТВА ВИЗУАЛИЗАЦИИ МАММОГРАММ

А.Е. Филатова

Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт» (г. Харьков)

Рассмотрена задача выбора вида и параметров сигмоидальной функции нелинейного контрастирования метода повышения качества визуализации маммограмм IMRI-MAM, а также выбора критерия оценки качества изображения. Выполнена экспериментальная проверка визуального качества обработанных цифровых маммограмм с помощью предложенного критерия.

Ключевые слова: сигмоидальная функция, нелинейное контрастирование, маммограмма, метод IMRI-MAM, критерий качества изображения.

Розглянуто задачу вибору виду і параметрів сигмоїдальної функції нелінійного контрастування методу підвищення якості візуалізації мамограм IMRI-MAM, а також вибору критерію оцінки якості зображення. Виконано експериментальну перевірку візуальної якості оброблених цифрових мамограм за допомогою запропонованого критерію.

Ключові слова: сигмоїдальна функція, нелінійне контрастування, мамограма, метод IMRI-MAM, критерій якості зображення.

ВВЕДЕНИЕ

На сегодняшний день по данным Всемирной организации здравоохранения рак молочной железы (МЖ) занимает второе место по частоте среди онкологических заболеваний после рака лёгких. Основным методом диагностики рака молочной железы, в том числе и на ранних стадиях, является рентгенологическая маммография [1, 2]. Качество визуализации исследуемых органов при проведении рентгенологических исследований зависит от множества факторов, связанных как с характеристиками регистрирующей аппаратуры (энергия ионизирующего излучения, время экспозиции, пространственное разрешение и т.д.), так и с характеристиками самого объекта визуализации (толщина и плотность тканей, размеры анатомических структур и т.д.) [3]. Поэтому задача повышения качества визуализации маммограмм за счет цифровой обработки изображений является актуальной научно-практической задачей.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ И АНАЛИЗ ЛИТЕРАТУРЫ

Задача повышения качества визуализации цифровых маммограмм достаточно успешно решается мировыми лидерами создания программного обеспечения (ПО) для обработки медицинских изображений такими как,

например, шведская фирма ContextVision. Такое ПО достаточно дорогостоящее, а программный код закрыт для внесения любых изменений. Поэтому с развитием производства отечественных цифровых рентгенологических установок разработка метода повышения качества визуализации маммограмм для создания недорогого ПО с открытым кодом является актуальной.

Методы цифровой обработки изображений, позволяющие повысить качество визуализации, можно разделить на 2 класса: поэлементные преобразования (изменение яркости и контрастности) и оконные преобразования (линейные и нелинейные методы фильтрации) [4–9]. Поэлементные преобразования задаются выражением:

$$J_{x,y} = f_{x,y}(I_{x,y}), \quad (1)$$

где $I_{x,y}$, $J_{x,y}$ — значения яркости пикселей исходного $\mathbf{I} = (I_{x,y})$ и обработанного $\mathbf{J} = (J_{x,y})$ изображений с координатами $(x,y) \in M$; M — множество пикселей, принадлежащих изображению; $f_{x,y}$ — функция поэлементного преобразования. Функция $f_{x,y}$ в (1) может быть как линейной, так и нелинейной. Кроме того, преобразование (1) может быть однородным и неоднородным.

Для оконных преобразований выбор типа фильтра зависит от модели шума и способа его наложения на изображение [4–9]. В случае аддитивной помехи, распределенной по закону Гаусса, используют линейные сглаживающие фильтры с различными функциями окна. В случае наложения импульсной помехи могут быть использованы нелинейные ранговые фильтры (например, медианный фильтр). Если предполагается, что шум мультипликативный, то применяется гомоморфная фильтрация [9]. Если полезный сигнал нестационарный, рекомендуется использовать адаптивную фильтрацию, например, винеровский фильтр [10, 11]. Отклик адаптивного фильтра Винера с линейными размерами апертуры $N \times L$ элементов определяется выражениями:

$$J_{x,y} = \mu_{x,y} + \frac{\sigma_{x,y}^2 - v^2}{\sigma_{x,y}^2} (I_{x,y} - \mu_{x,y}); \quad (2)$$

$$\mu_{x,y} = \frac{1}{NL} \sum_{x',y' \in \eta} I_{x',y'}; \quad \sigma_{x,y}^2 = \frac{1}{NL} \sum_{x',y' \in \eta} I_{x',y'}^2 - \mu_{x,y}^2, \quad (3)$$

где $\mu_{x,y}$, $\sigma_{x,y}^2$ — локальное среднее и локальная дисперсия в окне фильтра; v^2 — дисперсия шума; η — множество пикселей изображения, попавших в окно фильтра.

Если дисперсия шума v^2 априори неизвестна, то

$$v^2 = \frac{1}{|M|} \sum_{x,y} \sigma_{x,y}^2. \quad (4)$$

Также можно выделить группу методов, позволяющих получить результирующее изображение на основе анализа двух других изображений (исходного и корректирующего) [12, 13]. Они широко используются в графическом редакторе Adobe Photoshop [14, 15] и называются режимами наложения, которые делятся на шесть основных групп:

- 1) базовые (Normal, Dissolve) — усреднение исходного и корректирующего изображений;
- 2) затемняющие (Darken, Multiply, Color Burn, Linear Burn, Darker Color) — корректирующее изображение затемняет исходное;
- 3) осветляющие (Lighten, Screen, Color Dodge, Linear Dodge, Lighter Color) — корректирующее изображение осветляет исходное;
- 4) контрастные (Overlay, Soft Light, Hard Light, Vivid Light, Linear Light, Pin Light, Hard Mix) — корректирующее изображение изменяет контраст исходного (осветляет или затемняет изображение в зависимости от яркости);
- 5) сравнения (Difference, Exclusion, Subtract, Divide) — результат зависит от разницы между исходным и корректирующим изображениями;
- 6) компонентные (Hue, Saturation, Color, Luminosity) — результат каждого цветового канала зависит от содержимого всех каналов исходного и корректирующего изображения (применим только для цветных изображений).

Из приведенной выше классификации режимов наложения видно, что для обработки рентгеновских изображений, являющихся полутоновыми, могут быть применимы почти все режимы, кроме последней группы.

Для решения задачи повышения качества визуализации МЖ на маммограмме автором в [16] предложен метод IMRI-MAM. В методе IMRI-MAM рассматривается следующая математическая модель изображения молочной железы $\mathbf{I} = (I_{x,y})$:

$$\mathbf{I} = \mathbf{D} + \mathbf{F} + \mathbf{R}, \quad (5)$$

где $\mathbf{D} = (D_{x,y})$ — составляющая изображения, содержащая структуру тканей; $\mathbf{F} = (F_{x,y})$ — фоновая составляющая изображения, отражающая среднюю плотность анатомических структур; $\mathbf{R} = (R_{x,y})$ — шумовая составляющая; $I_{x,y}$, $D_{x,y}$, $F_{x,y}$, $R_{x,y}$ — яркости пикселей с координатами $(x,y) \in M$ изображений \mathbf{I} , \mathbf{D} , \mathbf{F} , \mathbf{R} , соответственно; $M = M_1 \cap M_2$; M_1 , M_2 — подмножества пикселей, принадлежащих изображению МЖ и фону снимка соответственно.

Так как характеристики шума неизвестны, а полезный сигнал является нестационарным, то для устранения шумовой составляющей предлагается

использовать адаптивный фильтра Винера с квадратным окном размером $p_1 \times p_1$:

$$\mathbf{A} = \text{wiener}(\mathbf{I}, p_1),$$

где $\mathbf{A} = (A_{x,y})$ — изображение после фильтрации; $A_{x,y}$ — яркость пикселя с координатами $(x, y) \in M$; $\text{wiener}()$ — функция, реализующая винеровскую фильтрацию по выражениям (2)–(4); p_1 — линейный размер апертуры (например, $p_1 = 5$).

Оценка изображения $\tilde{\mathbf{D}} = (\tilde{D}_{x,y})$ модели (5) определяется для каждого пикселя с координатами (x, y) по выражению

$$\tilde{D}_{x,y} = \begin{cases} \left(\frac{A_{x,y}}{B_{x,y}} mxI \right)^\gamma & \forall (x, y) \in M_1; \\ mxI & \forall (x, y) \in M_2, \end{cases}$$

где $B_{x,y}$ — яркость пикселя с координатами (x, y) изображения $\mathbf{B} = (B_{x,y})$; $\mathbf{B} = \text{wiener}(\mathbf{I}, p_2)$ — модель фона молочной железы (p_2 составляет 2–3% от размера \mathbf{I}); mxI — максимальное значение яркости изображения; $\gamma > 1$ — параметр для γ -коррекции.

Оценка изображения $\tilde{\mathbf{F}} = (\tilde{F}_{x,y})$ модели (5) определяется для каждого пикселя с координатами (x, y) по выражению

$$\tilde{F}_{x,y} = \begin{cases} mxI - \frac{mxI - A_{x,y}}{B_{x,y}} mxI & \forall (x, y) \in M_1; \\ mxI & \forall (x, y) \in M_2. \end{cases}$$

Тогда с учетом предлагаемой математической модели (5) оценка изображения МЖ $\tilde{\mathbf{I}} = (\tilde{I}_{x,y})$ вычисляется для каждого пикселя с координатами (x, y) по выражению

$$\tilde{I}_{x,y} = \begin{cases} \frac{\tilde{D}_{x,y} + \tilde{F}_{x,y}}{2} & \forall (x, y) \in M_1; \\ mxI & \forall (x, y) \in M_2. \end{cases}$$

Для коррекции динамического диапазона изображения $\tilde{\mathbf{I}}$ предлагается выполнить нелинейное контрастирование с использованием сигмоидальной функции.

Цель — выбор вида и параметров сигмоиды для выполнения нелинейного контрастирования в методе IMRI-MAM и оценка качества обработанных изображений.

ВЫБОР СИГМОИДЫ ДЛЯ НЕЛИНЕЙНОГО КОНТРАСТИРОВАНИЯ

Рассмотрим наиболее часто используемые сигмоиды:

$$f_1(x) = \frac{1}{1 + e^{-bx}}; \quad (6)$$

$$f_2(x) = \tanh(bx); \quad (7)$$

$$f_3(x) = \frac{bx}{b|x| + 1}, \quad (8)$$

где b — коэффициент крутизны сигмоиды.

Функция (6) принимает значения из интервала $[0, 1]$, а (7) и (8) — из интервала $[-1, 1]$. Так как входные и выходные значения функции контрастирования должны быть неотрицательными, то выполним следующие преобразования функций (6)–(8):

$$f_1(x) = \frac{1}{1 + e^{-b(x-a)}}; \quad (9)$$

$$f_2(x) = \frac{\tanh(b(x-a)) + 1}{2}; \quad (10)$$

$$f_3(x) = \frac{\frac{b(x-a)}{b|x-a| + 1} + 1}{2}, \quad (11)$$

где a — величина сдвига по оси абсцисс.

Покажем, что функции (9) и (10) эквивалентны друг другу. Выражение (10) можно переписать в следующем виде:

$$f_3(x) = \frac{\frac{e^{b(x-a)} - e^{-b(x-a)}}{e^{b(x-a)} + e^{-b(x-a)}} + 1}{2} = \frac{e^{b(x-a)}}{e^{b(x-a)} + e^{-b(x-a)}} = \frac{1}{1 + e^{-2b(x-a)}}. \quad (12)$$

Из (12) легко заметить, что $\frac{1}{1 + e^{-b(x-a)}} = \frac{\tanh((x-a)b/2) + 1}{2}$, т.е.

функции (9) и (10) эквивалентны друг другу. Поэтому рассмотрим свойства функций (9) и (11), чтобы выбрать вид сигмоиды для нелинейного контрастирования (рис. 1).

Из рис. 1 видно, что функция $f_3(x)$ непригодна для нелинейного контрастирования, т.к. максимальное и минимальное значения динамического диапазона исходного изображения не отображаются в максимальное и минимальное значения динамического диапазона выходного изображения, т.е. при $x \rightarrow 0$ $f_3(x) > 0$ и при $x \rightarrow 1$ $f_3(x) < 1$. В свою очередь

функция $f_1(x)$ может быть использована для нелинейного контрастирования, т.к. при $x \rightarrow 0$ $f_1(x) \rightarrow 0$ и при $x \rightarrow 1$ $f_3(x) \rightarrow 1$.

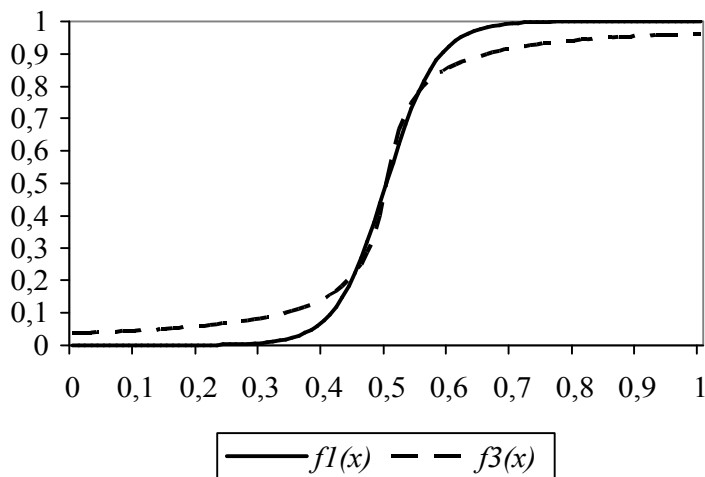


Рис. 1. Графики сигмоид: $a = 0.5$ (середина интервала $[0,1]$) и $b = 25$

Таким образом, в методе IMRI-MAM для выполнения нелинейного контрастирования будем использовать сигмоидальную функцию вида (9).

ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ ФУНКЦИИ НЕЛИНЕЙНОГО КОНТРАСТИРОВАНИЯ В МЕТОДЕ IMRI-MAM

Определим параметры функции (9). С целью унификации аргумента функции (9) предлагается нормировать изображение $\tilde{\mathbf{I}}$ по следующему правилу:

$$J_{x,y} = \frac{\tilde{I}_{x,y} - \min_{(x,y) \in M_1} (\tilde{I}_{x,y})}{\max_{(x,y) \in M_1} (\tilde{I}_{x,y}) - \min_{(x,y) \in M_1} (\tilde{I}_{x,y})}, \quad (13)$$

где $J_{x,y}$ — яркость пикселя с координатами (x,y) нормированного изображения $\mathbf{J} = (J_{x,y})$, при этом $J_{x,y} \in [0,1] \quad \forall (x,y) \in M_1$.

Для определения параметра a функции (9) воспользуемся тем фактом, что среднее значение яркости исходного изображения $\tilde{\mu}$ должно отображаться в середине динамического диапазона, т.е. $\frac{1}{1 + e^{-b(\tilde{\mu}-a)}} = 0.5$.

Тогда $e^{-b(\tilde{\mu}-a)} = 1$, следовательно, $a = \tilde{\mu}$, где $\tilde{\mu} = \frac{\sum_{(x,y) \in M_1} J_{x,y}}{|M_1|}$ — оценки

математического ожидания яркостей пикселей изображения \mathbf{J} , принадлежащих молочной железе. Исследования на реальных цифровых

маммограммах показали, что коэффициент крутизны b функции (9) обратно пропорционален коэффициенту вариации значений яркости изображения \mathbf{J} , т.е.

$$b = \frac{\tilde{\mu}}{\tilde{\sigma}}, \quad (14)$$

где $\tilde{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{(x,y) \in M_1} (J_{x,y} - \tilde{\mu})^2}{|M_1| - 1}}$ — оценка стандартного отклонения яркостей

пикселей изображения \mathbf{J} , принадлежащих молочной железе.

Вычисление коэффициента крутизны по (14) целесообразно, если $\tilde{\mu} \approx 0.5$. Однако, если среднее значение сильно отличается от середины интервала $[0,1]$, т.е. $|\tilde{\mu} - 0.5| \gg 0$, то для повышения контраста выходного изображения необходимо увеличить коэффициент крутизны сигмоиды. Так, если $\tilde{\mu} = 0.5$ и $\tilde{\sigma} = 0.02$, то по (14) $b = 25$, но если $\tilde{\mu} = 0.2$ и $\tilde{\sigma} = 0.02$, то по (14) $b = 10$, что дает неприемлемую характеристику для нелинейного контрастирования с помощью сигмоидальной функции (рис. 2). Поэтому предлагается следующая эмпирическая формула расчета коэффициента крутизны b :

$$b = \frac{0.5}{\tilde{\sigma}} k, \quad (15)$$

где $k \geq 1$ — поправочный коэффициент.

Так как величина коэффициента k должна увеличиваться с ростом отклонения $\tilde{\mu}$ от 0.5 и при $\tilde{\mu} = 0.5$ должно $k = 1$, то предлагается поправочный коэффициент вычислять по выражению $k = 1 + |\tilde{\mu} - 0.5|$. Подставив это выражение в (15), получим

$$b = \frac{0.5 + 0.5|\tilde{\mu} - 0.5|}{\tilde{\sigma}}. \quad (16)$$

Тогда если $\tilde{\mu} = 0.2$ и $\tilde{\sigma} = 0.02$, то по (16) $b = 32.5$, что дает контрастное изображение после нелинейного контрастирования (рис. 2).

Так как значения яркости выходного изображения после нелинейного контрастирования с помощью функции (9) принадлежит интервалу $[0,1]$, то для отображения изображения с помощью средств визуализации (например, на мониторе или с помощью принтера) необходимо умножить значения на выходе функции (9) на максимально возможное значение яркости mxI . Таким образом, функция контрастирования будет иметь следующий вид:

$$S_{x,y} = \frac{mxI}{1 + e^{-(J_{x,y} - \tilde{\mu})b}}, \quad (17)$$

где $\mathbf{S} = (S_{x,y})$ — выходное изображение; $\mathbf{J} = (J_{x,y})$ — нормированное

изображение по (13); b — коэффициент крутизны сигмоиды, вычисляемый по (16).

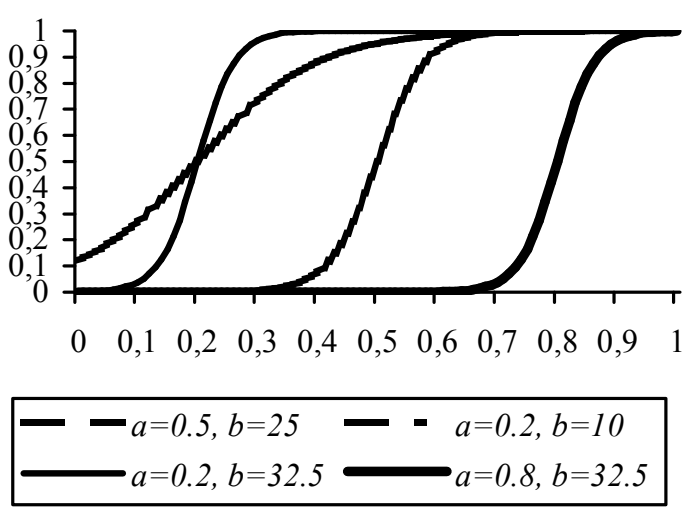


Рис. 2. Графики сигмоид с различными параметрами a и b

КРИТЕРИЙ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА ИЗОБРАЖЕНИЙ

Существует множество подходов к количественной оценке визуального качества изображений, но они не дают абсолютно объективную оценку визуального качества, совпадающую с субъективной оценкой экспертов. Наиболее часто качество изображения оценивается по таким параметрам, как яркость, контраст и полнота использования градаций яркости.

С учетом выбора параметров сигмоидальной функции для нелинейного контрастирования метода IMRI-MAM, критерий оценки яркости должен учитывать отклонение среднего значения яркостей $m = \frac{\sum_{(x,y) \in M_1} S_{x,y}}{|M_1|}$ от середины диапазона $mxI/2$. Поэтому предлагается следующий критерий оценки яркости изображения:

$$Qb = 1 - \frac{|m - mxI/2|}{mxI/2} \tag{18}$$

При этом $Qb \in [0,1]$, $Qb = 1$ при оптимальной яркости и $Qb = 0$ для абсолютно черного или абсолютно белого изображения.

Для оценки контраста в работе предлагается использовать следующий критерий:

$$Q_c = \frac{\max_{(x,y) \in M_1} (S_{x,y}) - \min_{(x,y) \in M_1} (S_{x,y})}{\max_{(x,y) \in M_1} (S_{x,y}) + \min_{(x,y) \in M_1} (S_{x,y})}. \quad (19)$$

При этом $Q_c \in [0,1]$, $Q_c = 0$, если изображение однотонное, и $Q_c = 1$ соответствует максимально контрастному изображению.

Полнота использования градаций яркости может быть оценена по гистограмме изображения h_i ($i = \overline{0, mxI}$) по критерию

$$Q_{cd} = \frac{g-1}{mxI}, \quad (20)$$

где g — количество уровней яркости, для которых $h_i \geq \alpha$ (α — константа). При этом $Q_{cd} \in [0,1]$, $Q_{cd} = 1$, если полностью используется весь диапазон градаций серого, и $Q_{cd} = 0$ для однотонного изображения.

Тогда с учетом свойств рассмотренных локальных критериев (18)–(20) интегральный критерий качества изображения (Q) может быть вычислен следующим образом:

$$Q = \sqrt[3]{Q_b \cdot Q_c \cdot Q_{cd}}. \quad (21)$$

Значение интегрального критерия $Q \in [0,1]$, причем, чем больше значение критерия, тем лучше визуальное качество изображения.

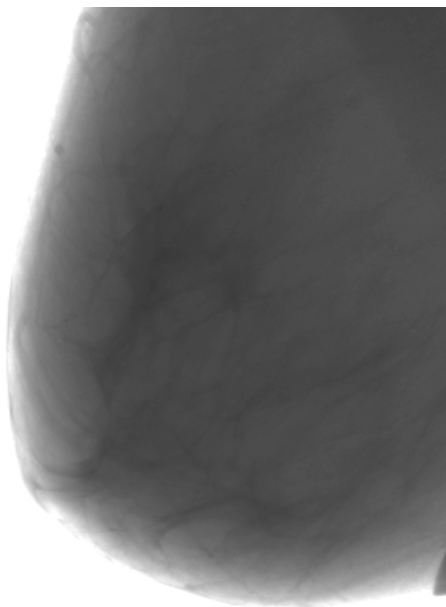
ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе выполнена экспериментальная проверка работы метода повышения качества визуализации маммограмм IMRI-MAM с использованием сигмоиды (17). С помощью метода IMRI-MAM с использованием расчета крутизны наклона сигмоиды по выражениям (15) и (16) были обработаны 350 маммограмм, полученных с помощью цифрового рентгенологического маммографического комплекса SYMA (производство фирмы «Радмир», г. Харьков, Украина). В табл. 1 приведены данные расчета критериев оценки качества для 30 таких изображений до обработки (колонка «до»), после обработки шведской компанией ContextVision (колонка «CV») и методом IMRI-MAM с использованием выражений (15) и (16) (колонки «(15)» и «(16)» соответственно). На рис. 3 представлен пример маммограммы до и после обработки, подтверждающий повышение качества визуализации маммограмм.

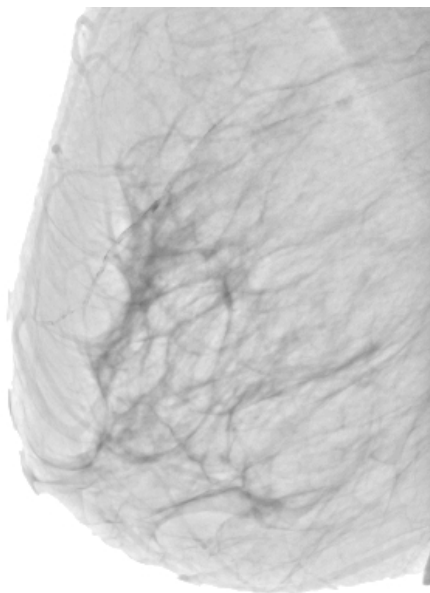
Таблица 1.

Значения критериев оценки качества маммограмм, рассчитанные по (18)–(21)

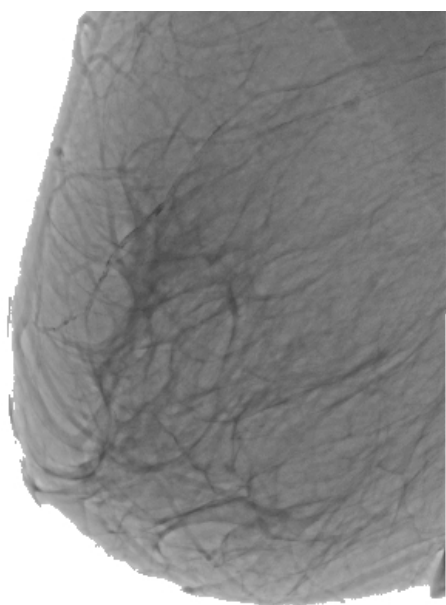
№ п/п	Qb				Qc				Qcd				Q			
	до	CV	(15)	(16)	до	CV	(15)	(16)	до	CV	(15)	(16)	до	CV	(15)	(16)
1	0,96	0,80	0,78	0,98	0,26	0,47	0,60	1,00	0,32	0,48	0,10	0,56	0,43	0,57	0,36	0,82
2	0,96	0,82	0,69	0,98	0,28	0,42	0,41	1,00	0,34	0,44	0,06	0,60	0,45	0,53	0,25	0,84
3	0,95	0,82	0,67	0,98	0,29	0,43	0,37	1,00	0,36	0,48	0,04	0,62	0,46	0,55	0,21	0,84
4	0,95	0,58	0,83	0,98	0,33	0,75	0,69	1,00	0,40	0,47	0,16	0,55	0,50	0,59	0,45	0,81
5	0,48	0,89	1,00	1,00	0,67	0,41	1,00	1,00	0,26	0,24	0,33	0,49	0,43	0,44	0,69	0,79
6	0,50	0,71	0,94	0,93	0,68	0,64	1,00	1,00	0,26	0,24	0,42	0,46	0,44	0,48	0,73	0,75
7	0,29	0,94	0,99	0,95	0,84	0,36	0,96	1,00	0,20	0,17	0,21	0,46	0,37	0,39	0,58	0,76
8	0,29	0,57	0,89	0,84	0,87	0,80	1,00	1,00	0,20	0,18	0,29	0,38	0,37	0,44	0,64	0,69
9	0,25	0,94	0,73	0,93	0,91	0,34	0,43	0,91	0,22	0,22	0,13	0,53	0,37	0,41	0,34	0,76
10	0,73	0,53	1,00	1,00	0,54	0,87	1,00	1,00	0,39	0,37	0,48	0,48	0,54	0,55	0,78	0,78
11	0,75	0,88	0,81	0,98	0,46	0,44	0,64	1,00	0,34	0,32	0,22	0,59	0,49	0,50	0,48	0,83
12	0,65	0,71	0,99	0,99	0,56	0,65	1,00	1,00	0,29	0,30	0,42	0,48	0,47	0,52	0,75	0,78
13	0,57	0,64	0,97	1,00	0,65	0,74	0,96	1,00	0,28	0,26	0,25	0,56	0,47	0,50	0,61	0,82
14	0,53	0,77	0,95	0,95	0,69	0,56	1,00	1,00	0,20	0,27	0,45	0,44	0,42	0,49	0,75	0,75
15	0,53	0,77	0,96	0,96	0,71	0,56	1,00	1,00	0,21	0,27	0,45	0,45	0,43	0,49	0,76	0,75
16	0,58	0,84	0,98	0,98	0,61	0,48	1,00	1,00	0,25	0,27	0,37	0,46	0,45	0,48	0,71	0,76
17	0,52	0,73	0,93	0,91	0,67	0,62	1,00	1,00	0,27	0,25	0,37	0,48	0,46	0,48	0,70	0,76
18	0,64	0,92	0,85	0,90	0,59	0,39	0,59	0,83	0,33	0,37	0,32	0,53	0,50	0,51	0,54	0,73
19	0,64	0,63	0,99	1,00	0,58	0,75	1,00	1,00	0,32	0,28	0,50	0,48	0,50	0,51	0,79	0,78
20	0,54	0,84	0,98	0,99	0,65	0,49	1,00	1,00	0,28	0,25	0,53	0,50	0,46	0,47	0,80	0,79
21	0,77	0,75	0,97	0,96	0,46	0,60	1,00	1,00	0,30	0,27	0,36	0,49	0,47	0,50	0,71	0,78
22	0,78	0,78	0,98	0,99	0,38	0,57	0,98	1,00	0,23	0,30	0,33	0,49	0,41	0,51	0,68	0,79
23	0,66	0,79	0,94	0,96	0,58	0,56	0,93	1,00	0,30	0,30	0,42	0,52	0,49	0,51	0,72	0,79
24	0,73	0,83	0,99	0,99	0,50	0,50	1,00	1,00	0,31	0,29	0,39	0,48	0,48	0,49	0,73	0,78
25	0,33	0,88	0,98	0,98	0,87	0,38	1,00	1,00	0,17	0,19	0,38	0,46	0,37	0,40	0,72	0,77
26	0,23	0,99	0,97	0,96	0,89	0,25	1,00	1,00	0,14	0,20	0,35	0,44	0,31	0,37	0,69	0,75
27	0,28	0,95	0,86	0,80	0,86	0,31	1,00	1,00	0,19	0,18	0,28	0,38	0,36	0,38	0,62	0,67
28	0,30	0,95	0,98	0,98	0,97	0,31	1,00	1,00	0,17	0,21	0,39	0,43	0,37	0,40	0,73	0,75
29	0,24	0,97	0,96	0,95	0,91	0,27	1,00	1,00	0,14	0,23	0,37	0,40	0,31	0,39	0,71	0,73
30	0,32	0,86	0,93	0,93	0,82	0,41	1,00	1,00	0,14	0,22	0,35	0,35	0,33	0,43	0,68	0,69



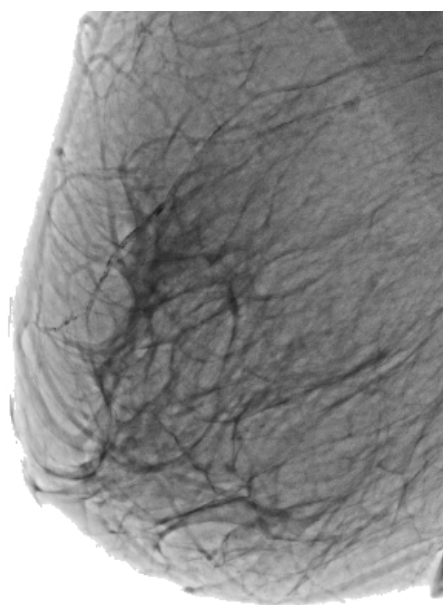
а)



б)



в)



г)

Рис. 3. Маммограмма №18 из табл. 1: а) до обработки; б) после обработки компанией ContextVision; в) после обработки с учетом выражения (15); г) после обработки с учетом выражения (16)

Выводы

Субъективная оценка экспертов показала не только значительное улучшение визуального качества изображений, обработанных предложенным методом IMRI-MAM, по сравнению с исходными, но и улучшение визуального качества по сравнению с маммограммами, обработанными компанией ContextVision, что также подтверждается объективными оценками качества изображений. Дальнейшие исследования направлены на обобщение метода повышения качества визуализации маммограмм IMRI-MAM для обработки другого вида рентгенологических изображений.

1. Терновой С.К., Абдураимов А.Б. Лучевая маммология. — М.: ГЭОТАР-Медиа. — 2007. — С. 128.
2. Фишер У. Маммография: 100 клинических случаев / Пер. с англ.; Под общ. ред. проф. Н.В. Заболотской. — М.: МЕДпресс информ. — 2009. — С. 368.
3. Bankman I. Handbook of Medical Image Processing and Analysis. — London: Academic Press. — 2008. — P. 978.
4. Гонсалес Р. Цифровая обработка изображений. — М.: Техносфера. — 2005. — С. 1072.
5. Воронин В.В. Методы и алгоритмы восстановления изображений в условиях неполной априорной информации: монография. — Шахты: ВПО «ЮРГУЭС». — 2010. — С. 89.
6. Красильников Н.Н. Цифровая обработка 2D- и 3D-изображений. Учебное пособие. — СПб.: БХВ-Петербург. — 2011. — С. 608.
7. Ежова К.В. Моделирование и обработка изображений. Учебное пособие. — СПб: НИУ ИТМО. — 2011. — С. 93.
8. Jayaraman S. Digital Image Processing. — Tata McGraw-Hill Education. — 2011. — 723 p.
9. Цифровая обработка изображений в информационных системах / И.С. Грузман, В.С. Киричук, В.П. Косых и др. — Новосибирск: Изд-во НГТУ. — 2002. — С. 352.
10. Цифровая обработка сигналов и MATLAB / А.И. Солонина, Д.М. Клионский, Т.В. Меркучева и др. — СПб: БХВ-Петербург. — 2013. — С. 512.
11. Eddins S. Image deblurring – Wiener filter (02.10.2007) [Электронный ресурс] / S. Eddins – Режим доступа: <http://blogs.mathworks.com/steve/2007/11/02/image-deblurring-wiener-filter/>, свободный (29.09.2015) — Название с экрана.
12. Бойко Д.А., Филатова А.Е. Метод визуализации патологических структур на маммограммах с использованием послойного наложения // Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Математичне моделювання в техніці та технологіях. — Х.: НТУ «ХПІ». — 2014. — № 6 (1049). — С. 29–34.
13. International Conference "Modern Problems of Radio Engineering, Telecommunications, and Computer Science" / Boyko D., Filatova A., Povoroznjuk A. // The Imaging Method of Pathologic Structures on Mammograms Using Layerwise Overlay // Lviv Polytechnic National University. — 2014. — Pp. 745–747.
14. Mayne M. Ultimate Guide To Blending Modes in Photoshop (26.04.2013) [Электронный ресурс] / M. Mayne — Режим доступа: <http://photodoto.com/how-to-master-blending-modes-in-photoshop/>, свободный (25.03.2015) — Название с экрана.
15. Айсманн К., Палмер У. Ретуширование и обработка изображений в Photoshop / (3-е издание) — М.: Издательский дом «Вильямс», 2007. — С. 560.
16. Филатова А.Е., Бойко Д.А. Метод повышения качества визуализации рентгенологических изображений // — Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Інформатика та моделювання. — Харків: НТУ «ХПІ». — 2015. — № 32 (1141). — С. 19–26.

SELECTION OF PARAMETERS OF THE VISUALIZATION QUALITY IMPROVEMENT METHOD OF MAMMOGRAMS

Filatova A.E.

National Technical University "Kharkiv Polytechnic Institute" (Kharkov)

Introduction. The main method of breast cancer diagnosis is X-ray mammography. Visualization quality of studied organs of during radiological examinations depends on many factors that are related both to characteristics of recording equipment (an energy of ionizing radiation, exposure time, spatial resolution, etc.) and to characteristics of a visualization object (thickness and density of the tissue, dimensions of anatomical structures, etc.). So the task of visualization quality improvement of mammograms due to digital image processing is an important scientific and practical task. To solve this problem, the author developed the visualization quality improvement method of mammograms that is called IMRI-MAM. The main idea of the IMRI-MAM method is reviewed in the article.

The purpose of the article is selection of the type and parameters of a sigmoid function for performing of nonlinear contrast enhancement of the IMRI-MAM method and a quality evaluation of processed images.

Results. In this article properties of different types of sigmoidal functions are examined. The sigmoidal function of exponential form is proposed to use in the IMRI-MAM method. The properties of exponential sigmoid function are investigated. Optimization of parameters of nonlinear function of contrast enhancement in the IMRI-MAM method is performed. Dependence of the parameters of the sigmoid function of nonlinear contrast enhancement from the statistical characteristics of processed image is shown. The analytical expressions for calculating the parameters of the sigmoid function are found. Brightness, contrast and completeness of brightness gradations are selected as parameters for assessing of image quality. Local criteria for assessing of the image quality are reviewed. An integral criterion of image quality based on the properties of reviewed local criteria is proposed.

Conclusions. Experimental verification of the IMRI-MAM method of the visualization quality improvement of mammograms with using exponential sigmoid function was performed. 350 mammograms obtained with the digital X-ray mammography complex SYMA (manufactured by "Radmir", Kharkov, Ukraine) were processed using the IMRI-MAM method. Subjective assessment of the experts showed a significant quality improvement of the processed images, which is also confirmed by objective assessments of the images quality. Further studies are aimed at generalization of the IMRI-MAM method to handle different kinds of radiographic images.

Keywords: a sigmoid function, nonlinear contrast enhancement, mammogram, the IMRI-MAM method, a criterion of image quality.

1. Ternovoj S.K., Abduraimov A.B. Radiation mammalogy. — Moscow: GJeOTAR-Media. — 2007. — 128 p. (in Russian).
2. Fisher U., Baum F. Mammography: 100 clinical cases. — Moscow: MEDpress inform. — 2009. — 368 p. (in Russian).
3. Bankman I. Handbook of Medical Image Processing and Analysis. — London: Academic Press. — 2008. — 978 p.
4. Gonzalez R., Woods R. Digital image processing. — Moscow: Tehnosfera. — 2005. — 1072 p. (in Russian).
5. Voronin V.V., Marchuk V.I. Methods and algorithms for image reconstruction with incomplete prior information: monograph. — Shakhty: VPO «JuRGUJeS». — 2010. — 89 p. (in Russian).
6. Krasil'nikov N.N. Digital processing of 2D- and 3D-image: Textbook. — St. Petersburg: BHV-Petersburg. — 2011. — 608 p. (in Russian).
7. Ezhova K.V. Modeling and Imaging // Textbook. — St. Petersburg: NIU ITMO. — 2011. — 93 p. (in Russian).
8. Jayaraman S. Digital Image Processing. — Tata McGraw-Hill Education. — 2011. — 723 p.
9. Digital image processing in information systems / I.S. Gruzman, V.S. Kirichuk, V.P. Kosyh & others. — Novosibirsk: Publishing house NGTU. — 2002. — 352 p. (in Russian).
10. Digital signal processing and MATLAB / A.I. Solonina, D.M. Klionskij, T.V. Merkucheva & others. — St. Petersburg: BHV-Petersburg, 2013. — 512 p. (in Russian).
11. Eddins S. Image deblurring — Wiener filter (02.10.2007) [Electronic resource] / S. Eddins — Access mode: <http://blogs.mathworks.com/steve/2007/11/02/image-deblurring-wiener-filter/>, free (29.09.2015) — The name of the screen.
12. Bojko D.A., Filatova A.E. The method of visualization of pathological structures on mammograms using layerwise overlay. — *Visnik NTU «HPI». Series: Mathematical modeling in engineering and technology*. — Kharkiv: NTU «HPI», 2014. — № 6 (1049). — Pp. 29–34. (in Russian).
13. International Conference "Modern Problems of Radio Engineering, Telecommunications, and Computer Science" / Boyko D., Filatova A., Povoroznjuk A. // The Imaging Method of Pathologic Structures on Mammograms Using Layerwise Overlay // Lviv Polytechnic National University. — 2014. — Pp. 745–747.
14. Mayne M. Ultimate Guide To Blending Modes in Photoshop (26.04.2013) [Electronic resource] / M. Mayne — Access mode: <http://photodoto.com/how-to-master-blending-modes-in-photoshop/>, free (25.03.2015) — The name of the screen.
15. Ajsmann K., Palmer U. Retouching and image processing in Photoshop (3rd edition) — Moscow: Publishing House «Vil'jams». — 2007. — 560 p. (in Russian).
16. Filatova A.E., Bojko D.A. The method of quality enhance of visualization of radiographic images. — *Visnik NTU «HPI». Series: Information and simulation*. — Kharkiv: NTU «HPI». — 2015. — № 32 (1141). — pp. 19–26. (in Russian).

Получено 03.11.2015

СПОСОБ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КАЧЕСТВА ПИЛОТИРОВАНИЯ ПО КОНТУРАМ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ПОЛЕЙ ПАРАМЕТРОВ ПОЛЁТА В ОСОБЫХ УСЛОВИЯХ

Е.М. Хохлов¹, Ю.В. Грищенко², О.Н. Володько²

¹*Научно-методический центр процессного анализа, (г. Киев)*

²*Институт авионавигации НАУ, (г. Киев)*

В статье рассмотрен вопрос недостаточности получаемой пилотом информации о качестве пилотирования при сбое оборудования. Проведен анализ авиапроисшествий и результатов имитационных экспериментов, а также анализ первых признаков появления сбоев оборудования. Предлагается способ получения данных для экипажа путём анализа контуров корреляционных полей параметров полёта при сбоях авионики бортового оборудования.

Ключевые слова: качество пилотирования, контур, корреляционное поле, человеческий фактор.

В статті розглянуто питання недостатнього обсягу інформації, яку отримує пілот для забезпечення якості пілотування при збої обладнання. Проведено аналіз авіакатастроф і результатів імітаційних експериментів, а також аналіз перших ознак появи збоїв обладнання. Пропонується спосіб одержання даних для екіпажу шляхом аналізу контурів кореляційних полів параметрів польоту при збоях авіоніки бортового обладнання.

Ключові слова: якість пілотування, контур, кореляційне поле, людський фактор.

ВВЕДЕНИЕ

При эксплуатации воздушных судов нового поколения, имеющих электронное бортовое оборудование (образно — «летающие компьютеры»), возникают отказы, в которых электронные сбои составляют до 70–80% и наблюдаются интенсивные тренды их роста. Так или иначе все резонансные авиапроисшествия (Скнилов, Смоленск, Камрань и т.д.) имеют технологическую причину (causa finales) — комплексные сбои авионики — систем управления или систем безопасности.

Значительное количество авиакатастроф и серьезных инцидентов происходит по технологическим причинам — отказам авионики и бортового оборудования. В работе впервые изучаются сбои авионики как случайные циклические процессы и пути их выявления.

Постановка задачи

При выполнении сложных полётных заданий пилоту необходима оперативная информация о качестве работы автоматики в системе

управления самолётом. На лёгких самолётах качество пилотирования полностью зависит от пилота. На воздушных судах, имеющих автоматические системы управления, даже в штурвальный режим не должны допускаться некоординированные эволюции. Но иногда эти системы и системы безопасности дают сбой. Под «сбоем» понимается внезапно возникший или внезапно исчезнувший технологический отказ, который, как правило, не диагностируется бортовыми и наземными средствами контроля. Такие негативные случайные циклические процессы могут возникать в самих электронных системах контроля безопасности. В результате, система дезинформирует пилота. Одной из причин является искажённая информация, получаемая от отдельных датчиков. Другая — сбои, происходящие в электронике, в основном, связанные с PN переходами (р — *positive* — положительный, дырочный, или электронно-дырочный переход, n — *negative* — отрицательный, электронный — область пространства на стыке двух полупроводников р- и n-типа, в которой происходит переход от одного типа проводимости к другому) в электронных элементах [1, 2].

Такие сложные случайные сбои, содержащие полетные и неполетные участки траектории (закритические углы атаки), приводят обычно к неисследованным эффектам нарушения ортогональности и ортонормировки всех координатных систем, используемых для формирования технологии пилотирования и текущих значений параметров техники пилотирования, которые определяются следующими правыми прямоугольными системами координат — земной, связанной, полусвязанной, скоростной [3].

Сложность анализа таких случайных циклических нарушений ортонормировки координатных бортовых систем состоит также в том, что общая теория создания бессбойной (антисбойной) бортовой электронной аппаратуры и авионики находится на начальной стадии разработки [4].

К сожалению, полное отсутствие теоретических исследований по аналитике комплексных сбоев авионики, связанных с эффектами нарушения ортонормировки бортовых координат воздушных судов, невозможность анализа этих параметров известными методами — корреляционными функциями, аппаратом марковских процессов, известными теориями количественной и качественной информации, исследования операций приводит к необходимости теоретического обобщения существующих подходов. Обратимся к рис. 1 а, б, в.

В классических трудах по теории вероятности трактуются такие понятия как корреляция, корреляционная связь (прямая, обратная, отсутствие корреляции). Такой научной дихотомии для анализа сбоев мало.

Для анализа сбоев эти явления интерпретируются более обобщенно. Нам нужен другой подход — в терминах и универсалиях, широких категориях классической кибернетики, в таких фундаментальных понятиях как поле, корреляционное поле, группы преобразований, контуры (контуры, форма фигур), групповая область и т.д. [5].

Под корреляционным полем понимается не таблица или матрица, а та групповая область, в которой существуют контурные фигуры (контуры), над

которыми могут осуществляться любые группы преобразований вплоть до свободных.

Подходы, ориентированные на аналитику контуров, как показывает Н. Винер, резко уменьшают количество неиспользуемой информации и центрируют внимание на анализе контуров фигур, изображенных на рис. 1. Но тогда рис. 1 следует трактовать как рисунок «Типовых преобразований контурных фигур (контуров)* корреляционного поля в двумерной области».

Как показали наши исследования параметров техники пилотирования, рис. 1.с прекрасно характеризует эффект сохранения ортонормировки бортовых координат. Именно такая фигура наблюдается при обработке параметров самописцев. Особенность таких фигур любой формы — наличие площади как математической величины и как инварианта корреляционного поля. Отсутствие площади создает эффект нарушения ортонормировки, что и происходит при предельно сложных сбоях авионики и бортового оборудования.

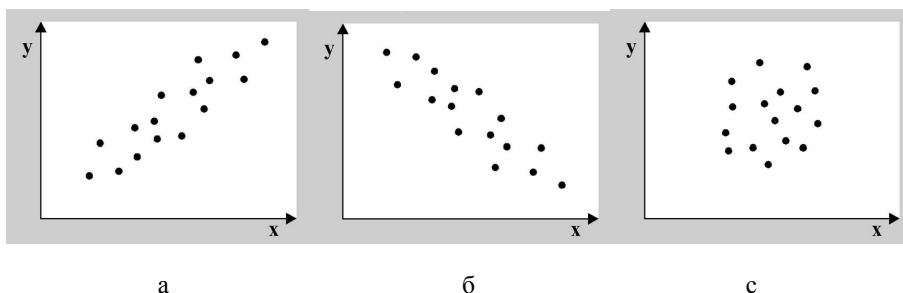


Рис. 1. Виды контурных корреляционных полей:

а — прямая корреляция ХСУ, б — обратная корреляция ХСУ, с — отсутствие корреляции в случае ортогональной системы X, Y, Z (любые параметры полета)

Цель — разработать способ определения качества пилотирования по контурам корреляционных полей параметров полета на основе анализа авиапроисшествий и имитационных экспериментов.

АНАЛИЗ АВИАПРОИСШЕСТВИЙ И РЕЗУЛЬТАТОВ ИМИТАЦИОННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ

Проведем анализ корреляционных полей авиационного происшествия в районе аэродрома «Скнилов» — 27.07.2002 г. Хронология изменения параметров полета до столкновения с землей показана в таблице 1: V — скорость; ψ — курс; γ — угол крена; α — угол атаки. При полете произошел сбой голосового информатора: $\alpha_{\text{допуска}} = 24^\circ$ — срабатывание голосового информатора.

* Н. Винер термины «контур», «контурная фигура» применяет как синонимы, и мы считаем это правильным.

На рис.2 показан вид корреляционного поля параметров α , γ на участке полета до сбоя во время выполнения фигуры высшего пилотажа — «косой петли с поворотом».

Общую картину появления комплексного сбоя голосового информатора, автомата углов атаки и перегрузки командир воздушного судна** позже охарактеризовал как «непонятное и неожиданное поведение самолета» [9]. Это доказывает крайнюю необходимость создания анализаторов первых признаков появления таких сбойных, цикличных процессов. Опыт создания анализаторов такого класса имеется [6].

Таблица 1.

Значения параметров техники пилотирования при авиaproисшествии 27.07.200 с ВС СУ-27УБ в районе аэродрома «Скнилов»

Название опорной точки траектории	Секунды до столкновения с землей	Параметры				
	t, с	H, м	V, км/час	ψ, °	γ, °	α, °
Ввод в “бочку”	33	178	491	317	-11.1	11.7
Ввод в косую петлю	29	220	514	311	-13.1	16.4
При развороте на 90°	21	655	409	229	-116.8	19.4
Достижение максимальной высоты (H _{max})	16	845	347	158	-93.5	20.6
При развороте на 180°	14.5	826	361	130	-93.5	21.6
Начало выполнения вращения	9.5	596	384	65	-69.8	13.4
Положение “вверх колесами”	7.36	497	404		-178.9	16.6
Завершение вращения	6	333	428	139	25.6	26.9
		Закритические углы атаки				
Выход на максимальные углы атаки (α _{max} = 31°)	3.5	137	381	120	-8.5	31
	Закритические углы атаки — голосовой информатор не работает					
Момент столкновения	0	0	340	81	-34.2	9.4

Анализ параметров полета до сбоя. Высота полета до сбоя — от 685 до 450 метров. Анализ проводился по девяти участкам полета (Δt) до сбоя (табл. 2). Корреляционной связи между α (углом атаки) и γ (углом крена) не выявлено.

** Командир воздушного судна — летчик-испытатель 1 класса, 20 лет летной работы, участник демонстрационных полетов на международных авиашоу, мастер по выполнению фигур высшего пилотажа.

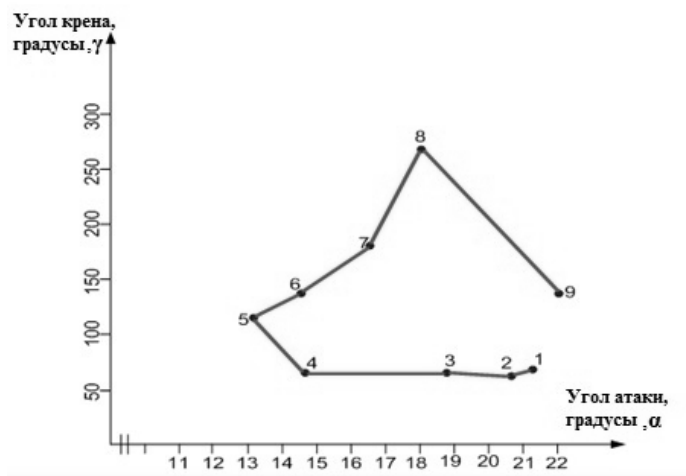


Рис. 2. Полет до сбоя голосового информатора и автомата индикации углов атаки и перегрузок

Таблица 2.

Параметры полета до сбоя – от 685 до 450 метров

Δt	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Параметры									
α	70.7	66.8	69.5	68.8	113.1	133.95	178.6	264	79.8
γ	21.2	20.6	18.6	14.5	13.0	14.3	16.4	17.8	21.8

Анализ параметров полета при сбое. Высота полета при сбое — от 480 до 108 метров, $\alpha_{\text{допуска}} = 24^\circ$ (табл. 3, рис. 3). Голосовой информатор при достижении $\alpha = 24^\circ$ не включился из-за сбоя.

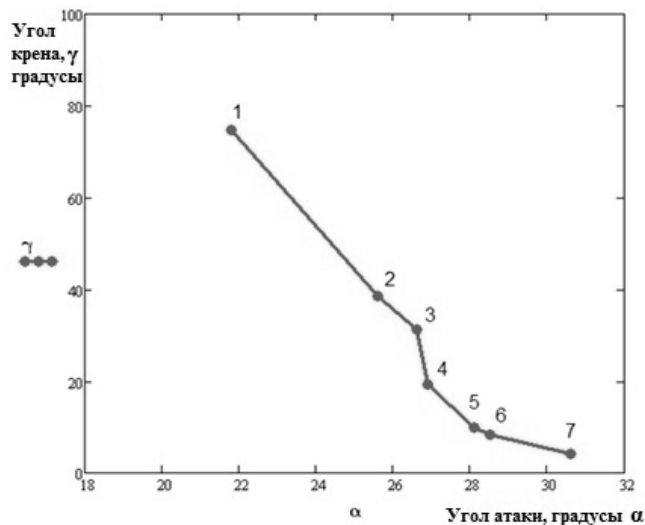


Рис. 3. Полет во время сбоя голосового информатора и автомата индикации углов атаки и перегрузок

Таблица 3.

Параметры полета во время сбоя — от 480 до 108 метров

Δt	1	2	3	4	5	6	7
Параметры							
α	74.8	38.55	31.3	19.4	10.0	8.4	4.2
γ	21.8	25.6	26.6	26.9	28.1	28.5	30.6

При сбое произошло преобразование контурной фигуры, имеющей площадь в координатах α и γ , в квазилинейную конфигурацию (Рис. 3). Было установлено, что на высотах от 450 метров до 108 метров во время сбойного процесса траектория «полета» напоминала неизвестную фигуру «хобот».

Таким образом, можно утверждать, что произошли определенные нарушения в процессе выполнения полета, связанные с нарушением режимов полета на данном этапе. Это связано с нарушением скоростного режима из-за сбоя голосового информатора.

Анализ параметров полета после сбоя (табл. 4, рис. 4). На высоте 108 метров голосовой информатор внезапно (при $\alpha = 31^\circ$) включился и выдал команду «Угол атаки предельный», пилот за 1,5–2 секунды изменил угол до 23,1–9,4 градусов.

Таблица 4.

Параметры полета после сбоя

Δt	1	2	3	4	5	6
Параметры						
α	30.3	50.2	51.7	53.9	57.5	33.1
γ	28.3	28.1	26.6	25.4	23.1	9.4

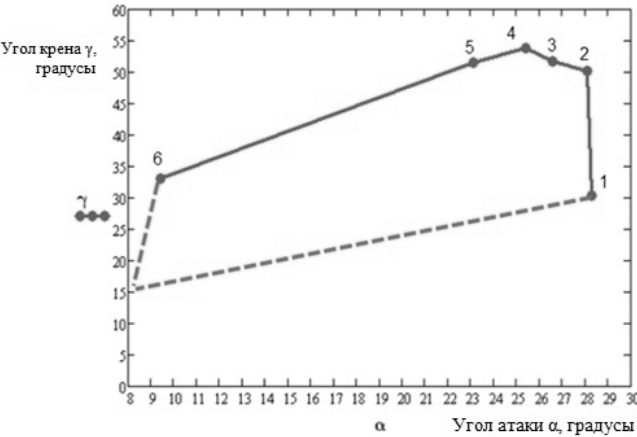


Рис. 4. Полет после сбоя

Анализ площадей контурных корреляционных полей параметров полета. Проведена оценка площадей контурных корреляционных полей до сбоя (S_1), во время сбоя (S_2) и после сбоя (S_3) классическим методом измерения площадей числом заполняющих плоскую фигуру единичных квадратов [7].

Современные модификации этих подходов известны как методы «сеточной геометрии» [8], позволяющие исключить процессы интегрирования при поиске величин площадей контурных фигур.

Таким образом:

$S_1=5550,025\text{ см}^2$ — площадь корреляционного поля до сбоя

$S_2=30,25\text{ см}^2$ — во время сбоя

$S_3=21904\text{ см}^2$ — после сбоя

Определены показатели сравнения (табл. 5):

$\Delta S_1 = S_1/S_3 = 5550.025/21904 = 0,25$

$\Delta S_2 = S_2/S_1 = 30.25/5550.025 = 0,005$

$\Delta S_3 = S_2/S_3 = 30.25/21904$

Таблица 5.

Показатели сравнения площадей корреляционных полей

Вид показателя	До сбоя	Во время сбоя	После сбоя
S	$S_1 = 5550,025\text{ см}^2$	$S_2 = 30,25\text{ см}^2$	$S_3 = 21904\text{ см}^2$
Показатели сравнения	$\Delta S_1 = 0,25$	$\Delta S_2 = 0,005$	$\Delta S_3 = 0,001$

В дальнейшем для исследования конфигураций корреляционных полей были организованы эксперименты на самолете АН-140 с выключением двигателей для имитации сбоев.

Последовательно выключались первый и второй двигатель АН-140 в крейсерском полете на высоте 3,5–4 км, такая имитация была необходима для анализа сбоев, в которых нет выхода на неполетные участки траектории, а также для выяснения, как происходит трансформация площадей контуров корреляционных полей при сбоях такого класса.

Результаты исследования имитации отказов двигателей на самолете АН-140 показаны в табл. 6–12 и на рис. 5–9.

Полет до сбоя, первый двигатель работает (табл. 6, рис. 5).

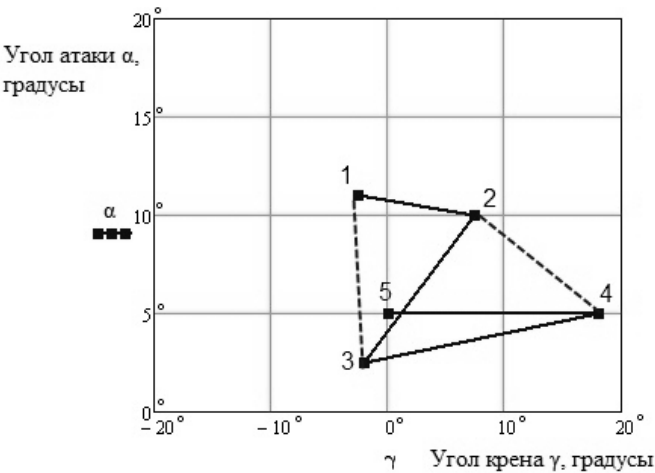


Рис. 5. Полет до сбоя первого двигателя

Таблица 6.

Параметры полета до сбоя первого двигателя

Параметры \ Δt	1	2	3	4	5
α	11	10	2.5	5	5
γ	-2.5	7.5	-2	18	0

Во время сбоя первый двигатель не работает (табл. 7, рис. 6).

Таблица 7.

Параметры полета во время сбоя первого двигателя

Параметры \ Δt	1	2	3	4
α	5	2	5	6
γ	0	3	-3	0

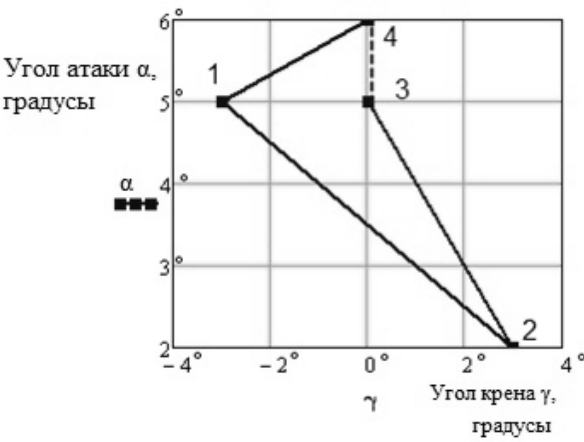


Рис. 6. Полет при сбое первого двигателя

После сбоя первый двигатель работает.

До сбоя второй двигатель работает (табл.8, рис.7).

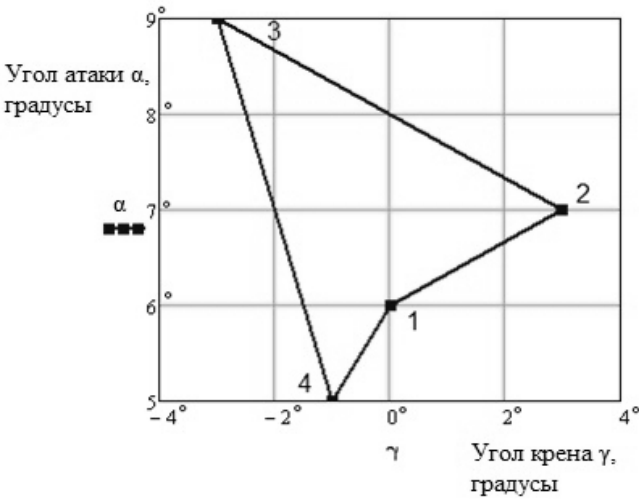


Рис. 7. Полет до сбоя второго двигателя

Таблица 8.

Параметры полета до сбоя второго двигателя

<div>Параметры</div> <div>Δt</div>	1	2	3	4	5
α	6	7	9	5	6
γ	0	3	-3	-1	0

Второй двигатель не работает (табл. 9, рис. 8).

Таблица 9.

Параметры полета при сбое второго двигателя

<div>Параметры</div> <div>Δt</div>	1	2	3	4	5
α	6	0	3	7.5	6
γ	0	-5	7	-14	-2

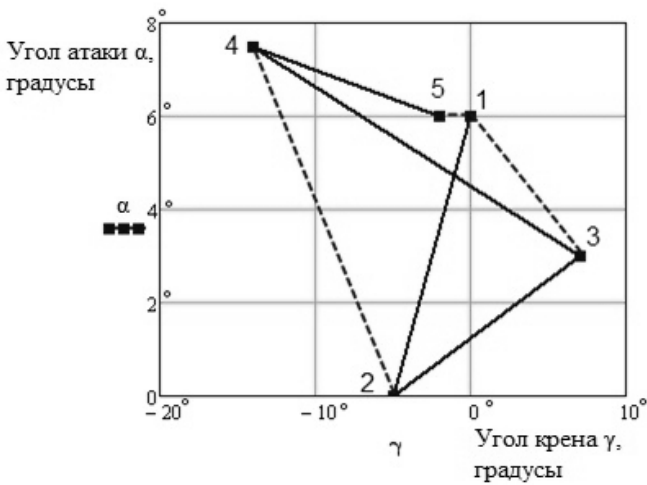


Рис. 8. Полет во время сбоя второго двигателя

При сбое второй двигатель не работает (табл. 10, рис. 9).

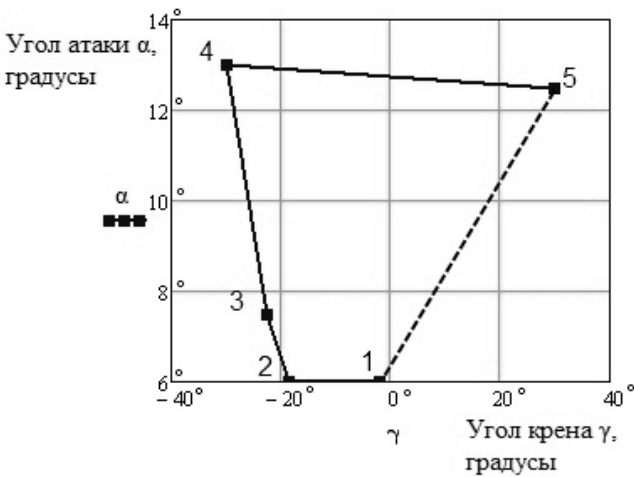


Рис. 9. Полет после сбоя второго двигателя

Таблица 10.

Параметры работы после сбоя второго двигателя

Δt	1	2	3	4	5
Параметры					
α	6	6	7.5	13	12.5
γ	-2	-18.5	-22.5	-30	30

Были определены площади контуров корреляционных полей (табл. 11, 12):

А. По первому двигателю:

$$S_1 = 75 \text{ см}^2$$

$$S_2 = 30 \text{ см}^2$$

$$S_3 = 50 \text{ см}^2$$

$$\Delta S_1 = 75 / 50 = 1,5$$

$$\Delta S_2 = 30 / 75 = 0,4$$

$$\Delta S_3 = 30 / 50 = 0,6$$

Таблица 11.

*Показатели сравнения площадей контуров параметров
техники пилотирования (α и γ)*

Вид показателя	До сбоя	При сбое	После сбоя
S	$S_1 = 75 \text{ см}^2$	$S_2 = 30 \text{ м}^2$	$S_3 = 50 \text{ м}^2$
Показатели сравнения	$\Delta S_1 = 1,5$	$\Delta S_2 = 0,4$	$\Delta S_3 = 0,6$

Б. По второму двигателю:

$$S_1 = 80 \text{ см}^2$$

$$S_2 = 45 \text{ см}^2$$

$$S_3 = 65 \text{ см}^2$$

$$\Delta S_1 = 80 / 65 = 1,33$$

$$\Delta S_2 = 45 / 80 = 0,5625$$

$$\Delta S_3 = 45 / 65 = 0,6923$$

Таблица 12.

*Показатели сравнения площадей контуров параметров
техники пилотирования (α и γ)*

Вид показателя	До сбоя	При сбое	После сбоя
S	$S_1 = 80 \text{ см}^2$	$S_2 = 45 \text{ см}^2$	$S_3 = 65 \text{ см}^2$
Показатели сравнения	$\Delta S_1 = 1,33$	$\Delta S_2 = 0,5625$	$\Delta S_3 = 0,6923$

Таким образом, предложенный способ определения качества пилотирования по контурам (контурным фигурам) корреляционных полей параметров полета заключается в том, что путем определения наличия или отсутствия площадей контурных фигур корреляционных полей параметров полета определяются первые признаки появления или отсутствия сбоев авионики в сложных условиях полета.

Выводы:

Способ определения качества пилотирования по контурам (контурным фигурам) корреляционных полей параметров полета при сбоях авионики и бортового оборудования показывают достаточную эффективность для создания анализаторов первых признаков сбоев.

При комплексных сбоях, связанных с переходом от полетных участков траектории к неполетным участкам и обратно, наблюдаются эффекты полной трансформации и преобразования плоскостных контурных фигур в линейные конфигурации.

При сбоях, не связанных с переходом в неполетные участки траектории, наблюдаются эффекты сжатия и уменьшения площадей контурных фигур (контуров) корреляционных полей.

Переход к анализу контуров корреляционных полей при распознавании контурной фигуры ограничивается для выявления признаков сложных сбоев 4–6 точками отсчета при выявлении факта наличия или отсутствия площади контуров. Это крайне необходимо для анализа быстротекущих сбоев, циклы которых сравнимы с временем сенсомоторной реакции авиационных операторов.

1. Теорія надійності систем авіоніки. Частина 1. Визначення, показники, моделі відмов, методи розрахунку. Навчальний посібник / В.М. Грибов, Грищенко Ю.В., Скрипеч А.В. и др. — К.: Книжкове видавництво НАУ. — 2006. — 324 с.
2. Гуленко В.Д., Грищенко Ю.В., Грибов В.М. Моделирование и оценка визуальной потери направления угла крена летными экипажами по модульным распределениям параметров полета // Кибернетика и вычислительная техника. — 2010. — Вып. 160. — С. 43–56.
3. Микеладзе В.Г., Титов В.М. Основные геометрические и аэродинамические характеристики самолетов и крылатых ракет — М.: «Машиностроение». — 1974. — 152 с.
4. Дианов В.Н. Концептуальные особенности построения бессбойной аппаратуры. — М.: Автоматика и телемеханика. — №7. — 2012. — с. 119–138.
5. Винер Н. Кибернетика. Глава 6. Гештальт и общие представления. — М.: «Советское радио». — 1958. — С. 167–178.
6. Спосіб визначення перших ознак факторного резонансу авіаційного оператора / Патент на корисну модель №39943 / Е.М. Хохлов, Г.А. Положевец, Ю.В. Грищенко, А.О. Ткаченко // Зареєстровано в Державному реєстрі патентів України 25.03. 2009р.
7. Толковый словарь математических терминов / О.В. Мантуров, Ю.Н. Солнцев, Ю.Н. Соркин и др. — М.: «Просвещение». — 1965. — С. 539.
8. Расчетные неструктурированные сетки для распределенных вычислений / Сибирская школа — семинар по параллельным вычислениям. / С.П. Копысов, Л.Б. Пономарев, В.Н. Рычков. — Томск: Из-во Томского ун-та. — 2005. — С. 19–25.
9. Топонарь. В. А. «Хочу быть услышанным». — М.: газета "Воздушный флот". — 2006. — №11 (март). — С. 7–8.

METHOD OF DETERMINING THE QUALITY OF PILOTING BY THE CONTOURS OF CORRELATION FIELDS OF FLIGHT PARAMETER IN SPECIAL CONDITIONS

Y.M. Khokhlov¹, Y.V. Hryshchenko², O.N. Volodko²

¹ *Scientific and Methodological Center of Process Analysis (Kiev)*

² *Institute of Aeronavigation, National Aviation University of the Ministry of Education and Science of Ukraine (Kiev)*

Introduction. Often during the operation aircraft of a new generation which has electronic on-board equipment (literally "flying computers") there occur failures, where electronic failures are up to 70–80% and we can observe intensive trends of their increasing. One way or another all resonance aircraft incidents (Sknilov, Smolensk, Cam Ranh, etc.) have technological causes (causa finales) which are—integrated avionics failures—control systems or security systems.

A significant number of aircraft accidents and serious incidents occur due to technical causes—failures of avionics and onboard equipment. This work for the first time examined avionics failures as random cyclic processes and ways of detecting them.

The purpose of the article is to develop and establish a method for determining the quality of piloting by the contours of the correlation fields of flight parameters which is based on the analysis aviation accidents and simulation experiments.

Results. The proposed method of determining the quality of piloting by the contours (contour figures) of correlation fields of flight parameters is that by determining the presence or absence of areas of contour figures of correlation fields of flight parameters, the first signs of absence or occurrence of failures of avionics in complicated flight conditions are determined.

Conclusions. The method for determining the quality of piloting by the contours (contour figures) of correlation fields of flight parameters, failures avionics and onboard equipment shows sufficient efficacy for creating analyzers of first signs of failures.

At the complex failures which are associated with the transition from the suitable for flight path sections to not suitable for flight areas and vice versa, we may observe the effects of complete transformation and conversion of plane contour figures in the linear configuration.

At the failures which are not associated with the transition to not suitable for flight path sections, we may observe the effects of compression and reduction of the area of contour figures (contours) of correlation fields.

Transition to the analysis of contours of correlation fields at recognizing contour figure is limited for signs of complex failures with 4–6 reference frames in the identification of the presence or absence of contour area. It is essential for the analysis of fast failures, cycles of which are comparable with the time of sensorimotor reaction of aircraft operators.

Keywords: quality of piloting, contour, correlation field, human factor.

1. Reliability of avionics systems. Part 1. Definition, values, failure models, evaluation methods. Study guide / V.M. Gribov, Y.V. Grischenko, A.V. Skripets & others. — K.: Book publisher NAU. — 2006. — 324 p. (in Ukrainian)
2. V. D. Gulenko, Y. V. Hryshchenko, B.V. Gribov. Modelling and evakuating of visible loss of direction of bank angle by crew according to modal disposal of flight parameters// Cybernetics and computer engineering. — 2010. — 160. — p. 43–56. (in Russian)
3. Mikeladze V.G., Titov V.M. Basic geometrical and aerodynamical characteristics of aircrafts and cruise missiles — M.: Engineering. — 1974. — 152 p. (in Russian)
4. Dianov V.N. Conceptual peculiarities of non-failure devices construction. — M.: Automatics and telemechanics. — №7. — 2012. — p. 119–138. (in Russian)
5. Viner N. Cybernetics. Part 6. Gestalt and concept. — M.: Soviet radio. — 1958. — p. 167–178. (in Russian)
6. Method of determination of the first features of factor resonance of aviation operator. Software patent in Ukraine №39943 / Y.M. Khokhlov, H.A. Polozhevets, Y.V. Hryshchenko, A.O. Tkachenko. — 25.03.2009 (in Russian)
7. Math definition dictionary / O.V. Manturov, Y.N. Solntsev, Y.N. Sorkin — M.: “Enlightment”. — 1965. — 539 p. (in Russian)
8. Calculations of non-structured grade for distributed calculations / Siberia school — parallel calculation seminar / S.P. Kopysov, L.B. Ponomarev, V.N. Rychkov. — Tomsk: Tomsk University publishing. — 2005. — p. 19–25. (in Russian)
9. Toponar V.A. “Want to be heard”. — M.: “Magazin Airfreight”. — 2006. — №11 (march). — p. 7–8. (in Russian)

Получено 10.02.2016

Интеллектуальное управление и системы

УДК 681.5.075, 629.7.052

OBSERVABILITY ANALYSIS OF SPACECRAFTS' ATTITUDE MEASUREMENT SYSTEMS

V.F. Gubarev¹, O.N. Diadenko²

¹*Space Research Institute of the National Academy of Sciences of Ukraine and State Space Agency of Ukraine (Kiev)*

²*National Technical University of Ukraine "Kiev Polytechnical Institute" (Kiev)*

Одним из важных аспектов построения высокоточных систем управления космическими аппаратами (КА) является выбор такого бортового измерительного комплекса, который бы гарантировал наблюдаемость системы и не являлся бы избыточным. В работе проведен анализ наблюдаемости наиболее распространенных бортовых измерительных приборов космических аппаратов, а именно — магнитометра, построителя местной вертикали, астродатчика и датчиков угловых скоростей. Оценивание пригодности и качества различных по составу измерительных комплексов системы управления КА основано на существующих методах теории наблюдаемости динамических систем с учетом уравнений наблюдения и динамики углового движения КА. Исследования показали, что наиболее эффективным с точки зрения наблюдаемости системы КА, является измерительный комплекс, состоящий из астродатчиков.

Ключевые слова: оценивание состояния, наблюдаемость, кватернион, космический аппарат, магнитометр, астродатчик, построитель местной вертикали.

Одним з важливих аспектів побудови високоточних систем керування космічними апаратами (КА) є вибір такого бортового вимірювального комплексу, який би гарантував спостережуваність систем та не був би надлишковим. В роботі проведено аналіз спостережуваності найбільш поширених бортових вимірювальних пристроїв космічних апаратів, а саме — магнітометра, побудовувача місцевої вертикалі, астродатчика та датчиків кутових швидкостей. Оцінка придатності та якості різних за складом вимірювальних комплексів КА ґрунтується на наявних методах теорії спостережуваності динамічних систем з урахуванням рівнянь спостереження та динаміки кутового руху КА. Дослідження показали, що найбільш ефективним з точки зору спостережуваності є вимірювальний комплекс, який складається з астродатчиків.

Ключові слова: оцінювання стану, спостережуваність, кватерніон, космічний апарат, магнітометр, астродатчик, побудовувач місцевої вертикалі

INTRODUCTION

It is very important to choose a set of measurement equipment, which on the one hand is not excessive, and on the other — allows to estimate all attitude

parameters with required accuracy while designing precision spacecraft (SC) attitude control system (CS). The latter is achieved not only by proper selection of measurement system, but also by mathematical processing of measurement data, that ensures effective filtering of errors in the estimation of SC state parameters.

This article is focused on the problem of the minimization of onboard equipment, which is especially important task for small spacecrafts. Suitability and quality of different measurement systems is assessed using existing methods of dynamic systems observability theory based on observation equations and spacecraft's angular motion. Such approach to the determination of spacecraft's attitude (in case of incomplete measurements) is particularly considered in [1], where the vector of parameters that characterizes the attitude and angular velocity is determined using local geomagnetic field characteristics. These characteristics are obtained by calculation on measurements received from magnetometer with three orthogonal oriented probes without involvement of other measurements. Moreover, in [2] authors have shown the possibility to determine SC attitude using only two (arbitrary) out of three magnetometer probes. Evaluation of observability in both cases was carried out by dynamic filtering [3]. Sufficiently to show observability of the full attitude parameters vector in case when SC attitude quaternion, obtained from star sensor measurements, which is known in each point of SC trajectory. Determination of the attitude and angular velocity only on results of onboard measurements obtained from star sensor without involvement of other devices is regarded in [4]. Kalman filter, which allows to effectively evaluate both the quaternion attitude and angular velocity, was used in this research. Furthermore, article [4] provides other of publications devoted to the solution of the same problem by analogous as well as other possible methods.

PROBLEM STATEMENT

For observability evaluation of different measurement systems combinations we have used an approach which is slightly different from those mentioned above. The approach is based on the condition of solvability of nonlinear system of equations, which are obtained from observation equations with the use of Lyapunov differential operator [5].

We have considered not the full list of existing measuring sensors, but only those ones which are the most commonly used in practice [6]. In particular, the observability of various combinations of the following devices have been explored:

- Magnetometer with three orthogonally arranged magnetically sensitive probes;
- Star sensors or different astro-measurement systems [7, 8, 9];
- Sets of angular velocity sensors;
- Builder of the local vertical.

Since the most interest is focused on the combination of sensors, which provide incomplete direct or indirect information about the attitude parameters, we used the information on system dynamics, which is defined by the equations of SC angular motion. In addition, equations that describe the process of observation for the described above measuring systems are included.

This will be presented in the first two sections below. In the third section will

be described observability assessment procedures which are used in the study along with their adaptation to the mathematical models. Results for the observability of various combinations of measurement systems, the simplest possible estimator based on astro-sensor and conclusions resulting from the carried out analysis are presented in the final section.

MATHEMATICAL MODEL DESCRIPTION

Model of Spacecrafts' Angular Motion. Mathematical model of the SC angular motion may be written by using different coordinate systems and positional parameters of attitude (Krylov angles or normalized quaternion components). Establishment of observability or non-observability conditions does not depend on the choice of models, attitude parameters or coordinate system.

However, due to significant nonlinearity of these models, there may be some difficulties in analysis of the observability using approximation of the models. Thus, if in the kinematic equations Krylov angles are used, then under certain parameters a mathematical singularity occurs, but when someone moves to another description, for example, using a normalized quaternion, this feature is eliminated.

Nevertheless, preliminary studies have shown similar results for the parameters domain without singularity. Therefore, model with positional parameters as components of the quaternion is used in this paper. As coordinate systems we use the following orthogonal coordinate systems: SC related coordinate system (RCS) $Oxyz$ and certain inertial coordinate system (ICS) $Ox^u y^u z^u$.

Then, according to [10], under SC attitude we assume the orientation of RCS with respect to the orientation of ICS. We use the results of [11, 12, 13] and write the equation of angular motion of the spacecraft in case when angular coordinates are the components of the quaternion

$$\begin{aligned}\dot{\Lambda} &= \frac{1}{2} B(\Lambda) \omega, \\ \dot{\omega} &= J^{-1} m_u - J^{-1} \cdot \tilde{\omega} J \omega + m_p,\end{aligned}\tag{1}$$

where Λ is a quaternion with components $\Lambda^T = (\lambda_0, \lambda^T)$, $\lambda^T = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$ which satisfies the normalization condition:

$$\|\Lambda(t)\|^2 = \lambda_0^2(t) + \lambda^T(t) \cdot \lambda(t) = 1,\tag{2}$$

vector $\omega = (\omega_1, \omega_2, \omega_3)^T$ is composed of the projections ω_i , $i = 1, 2, 3$ of absolute SC angular velocity on RCS axis, J — symmetric positive definite matrix $J = J^T > 0$, which is a representation of SC inertia tensor in RCS with the respect to the center O of RCS; m_u is a vector of control moments, and m_p is a vector of disturbing moments, which are defined by projections on the axis of the RCS; matrix $B(\Lambda)$ of 4×3 dimension and $\tilde{\omega}$ with 3×3 dimension have the following form:

$$\tilde{\omega} = \begin{bmatrix} 0 & -\omega_3 & \omega_2 \\ \omega_3 & 0 & -\omega_1 \\ -\omega_2 & \omega_1 & 0 \end{bmatrix}, \quad B(\Lambda) = \begin{bmatrix} -\tilde{\lambda}^T \\ \lambda_0 I_3 + \tilde{\lambda} \end{bmatrix},$$

where I_3 is an identity matrix 3×3 , $\tilde{\lambda}$ — matrix which has the same representation as $\tilde{\omega}$ but with $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ components.

More detailed description of model (1) characteristics along with the normalization condition (2) are described in [11, 12, 13].

Observation Equations. To write the observations equations for definite measurement systems, we need the vectors transfer matrix for transition from ICS to RCS, expressed in terms of the quaternion Λ . If v^u and v are column-vectors with components that are their projections on axis $Ox^u y^u z^u$ and $Oxyz$ respectfully, then according to [13, 14] we have

$$v^u = S(\Lambda)v, \quad (3)$$

where $S(\Lambda)$ is an orthogonal $\left(S^{-1}(\Lambda) = S^T(\Lambda), \det S(\Lambda) = 1 \right)$ 3×3 direction cosines matrix of the axes $Oxyz$ in $Ox^u y^u z^u$ which has the form

$$S(\Lambda) = I_3 - 2\lambda_0 \tilde{\lambda} + 2\tilde{\lambda} \tilde{\lambda}, \quad (4)$$

with matrix $\tilde{\lambda}$ having the described above representation.

MEASUREMENT SYSTEMS DESCRIPTION

Magnetometer. Magnetometer is certain to measure projections of the Earth magnetic field induction vector on three orthogonally arranged magnetic probes during the SC motion on the orbit. Typically, the magnetometer is made in a form of monoblock and is mounted on the SC so that the measurement axes are parallel to the axes of the base coordinate system (BCS), which may be the same as RCS or can be associated with it by (3) and (4). In this case the transition quaternion from the BCS to the RCS is strictly fixed, but under condition of flight may slightly be different from those that were installed on the Earth. For simplicity and due to the fact that the observability conditions are not affected by magnetometer disposition, we consider the case of coincidence of BCS and RCS.

Such magnetometer allows to determine positional parameters of the attitude: Krylov angles or transition quaternion from ICS to RCS. It is assumed that at each point of the orbit trajectory components of the magnetic field in the ICS are known. Moreover, to determine the attitude it is sufficient to know only the direction of that vector, i.e. its direction cosines or vector $b_0 = (\cos \alpha(t), \cos \beta(t), \cos \gamma(t))^T$ provided that $\cos^2 \alpha(t) + \cos^2 \beta(t) + \cos^2 \gamma(t) = 1$. Then the equation of observation may be written as

$$y(t) = S(\Lambda(t)) \cdot b_0(t), \quad (5)$$

where $y(t)$ is a vector of direction cosines of the unit vector, which has the same direction as a vector of the measured magnetic field induction. The quaternion normalization condition (2) should be added to the (5) in order to determine current quaternion $\Lambda(t)$ from the corresponding nonlinear equation using calculated $b_0(t)$ and obtained from the measurements $y(t)$. However, as it is well known, this problem cannot be solved uniquely.

Astro-measurement system. Astro-measurement system is composed of one or more star sensors and each sensor in its field of vision registers n stars ($n \geq 2$). Usually astro-sensor measures angular coordinates of the axes of internal coordinate system (IntCS), which is directly tied to the sensor's line of sight in the ICS. The number of used astro-sensors does not affect the observability conditions. Therefore, we consider a single device, for which IntCS coincides with the RCS. We assume that as a result of observations of several space objects (stars, the Sun) and use of point algorithms described, for example, in [7, 15], on the output of the astro-measurement system we get a normalized quaternion $\Lambda(t)$, which contains some component-wise errors.

Angular Velocity Sensors. One of the methods of construction a complete set of the angular velocity sensors is a monoblock, comprising four identical fiber-optic gyroscopes, which allows the most effective estimation of all three components of SC angular velocity. Therefore, the equations of observation of this set are quite simple. They contain values of angular velocity $\omega(t)$ components measured with some error.

However, when estimating the observability, for the sake of research completeness, we will use individual components of the angular velocity.

Local vertical builder. On a number of satellites local vertical builder (LVB) is widely used as a position sensor, which effectively measures the projection of the Oy_u axis unit vector on Ox and Oz axis, while the projection on Oy axis is not measured. Then the observation equations that describes the process of measurements carried out with LVB, can be written as

$$y(t) = G_v S(\Lambda) v_0 + \zeta(t), \quad (6)$$

where $y(t)$ is a measurement vector, v_0 is a vector with components $v_0 = (0, 1, 0)^T$, and $\zeta(t)$ is a vector of measurement error, G_v — matrix of 2×3 dimension written as follows

$$G_v = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

OBSERVABILITY CONDITIONS

The above equations of spacecraft angular motion and some observation equations are nonlinear. Obtaining the overall global observability conditions for such systems is a complex problem today. Therefore, the most appropriate and constructive approach to calculate the output time derivatives [5] is approximate

analysis using linearization procedure and local observability conditions. Consider a system described in state-space form as

$$\begin{aligned}\dot{x} &= f(x, u, t), \\ y &= h(x, u, t),\end{aligned}\quad (7)$$

with state vector $x \in R^n$, measurement vector $y \in R^m$; f and h are continuous and differentiable as many times as required functions of their arguments — namely this is the case considered in the problem. In order to calculate (or measure) time derivative, we may write the local observability conditions. Let's write Lyapunov differential operator, defined on the system trajectory (7)

$$L[*] = \frac{\partial[*]}{\partial x} f + \frac{\partial[*]}{\partial u} \dot{u} + \frac{\partial[*]}{\partial t}, \quad (8)$$

where $[*]$ denotes any differentiable vector-function of its arguments. As such function we take y written in the form of (7) and differentiate the observation equation with respect to of $n-1$ times. We get

$$y = h \quad \dot{y} = L[h] = Lh, \dots, y^{(n-1)} = L^{n-1} \cdot h. \quad (9)$$

Then $x(t)$, which should be found according to the observability problem statement, is the solution of equations system (9). For the system (9) unique solvability in these conditions is necessary and sufficient that

$$\text{rank} D = \text{rank} \left[\left(\frac{\partial h}{\partial x} \right)^T \left(\frac{\partial}{\partial x} Lh \right)^T \dots \left(\frac{\partial}{\partial x} L^{n-1} h \right)^T \right] = n, \quad (10)$$

where $\frac{\partial h}{\partial x}, \frac{\partial}{\partial x} Lh, \dots$ are Yakobi matrices, which are calculated on the solution $x = x(t)$ with known input (control) $u(t)$. As a result, using rank criteria (10) we can consider only a particular motion observability. Therefore, assessing systems observability on the base of rank criteria (10) is not a constructive approach. If we have a linear system

$$\dot{x} = Ax + Bu,$$

with linear observation equations

$$y = Hx + Cu,$$

where A, B, C, H are constant matrices of corresponding dimensions, then criteria (10) given that

$$L[*] = \frac{\partial[*]}{\partial x} (Ax + Bu) + \frac{\partial[*]}{\partial u} \dot{u},$$

takes the well-known form

$$\text{rank} \left[H^T \mid A^T H^T \mid (A^T)^2 H^T \mid \dots \mid (A^T)^{n-1} H^T \right] = n. \quad (11)$$

If matrices A, B, C, H are functions of time, then (10) will take the form

$$\text{rank} \left[\Pi_0^T \mid \Pi_1^T \mid \dots \mid \Pi_{n-1}^T \right] = n, \quad (12)$$

where $\Pi_0 = H(t), \Pi_k = \Pi_{k-1} + \Pi_{k-1} \cdot A, k = \overline{1, n-1}$.

Each block in (11, 12) has $n \times m$ dimension (where m is dimension of vector y), and overall dimension of matrix in square brackets equals to $n \times n \cdot m$. In contrast to (10) the criterion (11) is global condition and gives full or partial (incomplete) observability of the system on all system trajectories.

Assume that functions $f(\cdot)$ and $h(\cdot)$ from (9) can be written as :

$$\begin{aligned} f(x, u, t) &= Ax + Bu + f^{NL}(x, u, t), \\ h(x, u, t) &= Hx + Cu + h^{NL}(x, u, t), \end{aligned} \quad (13)$$

where A, B, C, H are matrices of corresponding dimensions. Vector-functions f^{NL} and h^{NL} have nonlinearity with respect to variables x, u of at least second-order (it is assumed that $f(0, 0, t) = h(0, 0, t) = 0$). The expansion (13) may be carried out not only near zero, but in the neighborhood of any stationary state x^s, u^s , with the same properties of functions f^{NL} and h^{NL} . Observability matrix Γ provided (13) can be represented as follows

$$\Gamma = \left[(HA + D_1(x, u, t))^T \mid (HA^2 + D_2(x, u, t))^T \mid \dots \mid (HA^{n-1} + D_{n-1}(x, u, t))^T \right], \quad (14)$$

where matrices $D_i, i = \overline{1, n-1}$ have at least linearly dependent from x, u and $D_i = 0$ providing that $x = u = 0$. Since expressions for $D_i = D_i(x, u, t)$ are cumbersome and are not used in future sections, we will not provide them here.

Assume that the linearized system is fully observed, i.e.

$$\text{rank} \Gamma_0 = \text{rank} \left[A^T H^T \mid (A^T)^2 H^T \mid \dots \mid (A^T)^{n-1} H^T \right] = n. \quad (15)$$

It means that among $n \cdot m$ columns of matrix Γ_0 there are such n columns, that square matrix determinant composed from these columns, will not be equal to zero. Let us construct matrix $\Gamma^* = \Gamma_0^* + D^*$ from these n columns, where D^* consists of the same columns as matrix Γ_0^* . According to the properties of matrix $D_i, D^* = 0$ while $x = u = 0$. Since matrix Γ_0^* is nonsingular, we may write

$$\Gamma^* = \Gamma_0^* \left(I_n + (\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^* \right).$$

According to the perturbation theory, matrix $I_n + (\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^*$ is nonsingular for any matrix norm with condition $\|(\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^*\| < 1$. The condition $\|(\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^*\| < 1$ may be achieved by using small values of x and u . Thus, full observability condition for all trajectories defined by linearized equations and which ensure fulfillment of $\|(\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^*\| < 1$ follows from (15).

Although the resulting observability condition using linear approximation is local, but it remains valid for a set of solutions near the equilibrium. If we cover the entire set of acceptable $x \in X$ and $u \in U$ with close enough stationary points x^s, u^s such that in the neighborhood of each of them the system is observable, and the intersection of sets defined by the condition $\|(\Gamma_0^*)^{-1} \cdot D^*\| < 1$ fully contain X and U , then we have sufficient observability condition of the original nonlinear system. If exist such x^s, u^s , where linear system is not fully observable, then in order to find precisely the border between observable and non-observable area more complex analysis may be required. In this case, instead of rank criteria of observability, we will consider condition number of observability matrices Γ_0^* ($cond\Gamma_0^*$). The concept of practical observability, based on the concept of practical rank of the matrix is introduced [16]. We consider the system to be practically observable, if the inverse value of observability matrix condition number is greater than or equal to a specified value ε . The value of ε is usually agreed with existing uncertainties in the measurements and motion equations. Than areas of X and U where $\chi(\Gamma_0^*) = cond\Gamma_0^* \leq \varepsilon^{-1}$ are practically observable. Singular value decomposition may be used to evaluate practical observability of a rectangular matrix Γ_0 ,

$$\Gamma_0 = P \Sigma Q^T, \quad (16)$$

where $P = [p_1, \dots, p_2] \in R^{n \times n}$ and $Q = [q_1, \dots, q_{n-m}] \in R^{nm \times nm}$ are orthogonal matrices, i.e. $p_i^T \cdot p_j = \begin{cases} 1, & \text{if } i = j \\ 0, & \text{if } i \neq j \end{cases}$ and $q_i^T \cdot q_j = \begin{cases} 1, & \text{if } i = j \\ 0, & \text{if } i \neq j \end{cases}$, $R^{n \times n}$ and $R^{nm \times nm}$ are matrix spaces of $n \times n$ and $nm \times nm$ dimensions respectfully, $\Sigma = diag(\sigma_1, \dots, \sigma_n)$ is a diagonal matrix of singular values arranged in descending order, i.e. $\sigma_1 \geq \sigma_2 \geq \dots \geq \sigma_n \geq 0$. Singular values of matrix Γ_0 are exactly half-lines of hyper ellipsoid E defined by the ratio $E = \{\Gamma_0 x : \|x\|_2 = 1\}$.

Condition number of matrix Γ_0^* according to [16] for Euclidean norm (Frobenius norm) is given by

$$\chi_2(\Gamma_0^*) = \frac{\sigma_1}{\sigma_n}.$$

Condition number for different norms are equivalent in sense that there are such constants c_1 and c_2 , that

$$c_1\chi_2 \leq \chi_\alpha \leq c_2\chi_2,$$

where α defines other norms. For example, for $\alpha = 1$: $c_1 = \frac{1}{n}$, $c_2 = n$.

Based on condition number we make judgment about sensitivity of the estimation algorithm to errors in measurement data and to disturbances equations in motion. As $\text{cond}\Gamma_0^* \geq 1$, then the closer $\chi(\Gamma_0^*)$ to 1, the more effective noise filtering is achieved for any estimation algorithm. Therefore, when evaluating observability using various combinations of measurement sensors not only the rank of the observability matrices of the linear approximation will be assessed, but also their condition numbers. The consistency issue in condition number and available errors in the data and equations should be taken into account when estimation algorithms are developed.

OBSERVABILITY ANALYSIS OF DIFFERENT MEASUREMENT SYSTEMS

Equation of spacecraft angular motion and observation equation, that describe the processes of measurement may be expressed as (14), i.e with separated linear part. First, it is necessary to select equilibrium state defined by nonlinear system of equations (1). Set of all possible equilibrium states is defined by the condition

$$(\Lambda^E, \omega^E)^T = (\Lambda^E, 0)^T,$$

i.e. any quaternion which satisfies the normalization condition with zero angular velocity components satisfy the equations of equilibrium. Quaternion Λ^E defines position of RCS with respect to ICS that is regarded as some initial state for the perturbed angular motion. Than normalized quaternion Λ will define position of RCS with respect to CCS for this perturbed motion. A purely formal relation $\Lambda = \Lambda^E + x^\Lambda$, where x^Λ is some four-dimensional vector $x^\Lambda = (x_0, x_1, x_2, x_3)$ (not a quaternion), which for small x^Λ may be considered as some estimation deviation of quaternion Λ^E from Λ . Wherein the following equation, arising from the normalization condition for Λ , must be fulfilled by:

$$\lambda_0^E x_0 + \lambda_1^E x_1 + \lambda_2^E x_2 + \lambda_3^E x_3 + \frac{1}{2}(x_0^2 + x_1^2 + x_2^2 + x_3^2) = 0. \quad (17)$$

If formally substitute $\Lambda = \Lambda^E + x^\Lambda$, $\omega = x^\omega$ into (1), then equation of perturbed angular motion near $(\Lambda^E, 0)$ may be written as (13).

$$\dot{x} = \begin{pmatrix} \dot{x}^\Lambda \\ \dot{x}^\omega \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} R(\Lambda^E) \cdot x^\omega \\ O_{33} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} O_{43} \\ J^{-1} \cdot m_u \end{pmatrix} + f^{NL}(x), \quad (18)$$

where O_{33} and O_{43} are zero matrices of 3×3 and 4×3 dimension respectively,

$$f^{NL}(x) = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} R(x^\Lambda) \cdot x^\omega \\ -J^{-1} \tilde{x}^\omega \cdot Jx^\omega \end{pmatrix} \text{ is quadratic vector-function. Equations (18) should be}$$

considered together with (17).

Let us choose in four-dimension set $\{\Lambda^E : \|\Lambda^E\| = 1\}$ a points collection $\{\Lambda_i^E\}$ in the neighborhood of which the normalization condition is satisfied with acceptable error. The totality of these neighborhoods gives all set of feasible Λ . It is not difficult to be done, since set of all Λ is bounded. The partition should be done in such a way, that quadratic vector-functions $f^{NL}(x)$ in the neighborhood of points Λ_i^E are small enough allowing to carry out practical observability estimation using matrix Γ_0 (16) i.e. the linear approximation.

In addition to the stationary states, equations (1) allow nonstationary motion, near which it is also possible to linearize the system and to evaluate its observability.

Assume that the pair $(\Lambda^E(t), \omega^E(t))$ corresponds to some nominal motion, in the neighborhood of which equations of perturbed motion may be written by analogy with (18). Then similar to (12) observability matrix Γ may be constructed in the neighborhood of nominal motion. Also for nominal and perturbed motion corresponding representation of observation equations are written. Then, for each time point from (12) we may estimate complete state vector observability for a selected set of measurements, i.e. determine what areas of the trajectory are observable and which are not. Such estimation will be global for the selected nominal orbital motion. Approach similar to this was used in observability analysis in [1, 2]. However, observability analysis is offered to be carried out locally on time intervals where $\Lambda^E(t)$ and $\omega^E(t)$ vary so weakly that can be considered as stationary within these intervals. If, in addition to this, assume that $\omega^E(t)$ is small enough and includes linear terms, which corresponds to the product of ω^E and x^Λ components, into expression f_{NL} due to their small values, we will obtain (18) with more complex representation of f_{NL} . As a result, an observability analysis may be done for all valid nominal mode subsets, i.e. all the feasible orbital trajectories in general.

Definitely, taking into account terms with ω^E in the linear part, that can improve observability conditions, but due to its small value, the condition number will not change significantly (and in the case of it infinity can become finite, but still big). In other words, unobservable cases in the proposed approach can become

poorly observable when taking into account ω^E , and estimation algorithms will become very sensitive to errors in measurement data.

Therefore, observability analysis using (18) for the given measurement system will be sufficient if on all feasible set $\{\Lambda_i^E\}$ full observability conditions are fulfilled. If subsets $\{\Lambda_i^E\}$ with no full observability or with big condition number exist, then trajectories which go through this subset can be unobservable with such values of parameters and corresponding time intervals. Though more rigorous evaluation of observability carried out with taking into account the non-stationarity may have a significant impact on the observability. However, spacecraft control system usually includes slow motion as well. Therefore, the proposed observability analysis is more general with respect to the different control system operation modes.

From the foregoing it follows that the observability estimations obtained using proposed approach are more suitable from the practical point of view, than those obtained on the basis of dynamic filtering.

Using the considered approach, the matrix will have the following form:

$$A = \begin{bmatrix} O_{44} & A_{43} \\ O_{34} & O_{33} \end{bmatrix},$$

where O_{33} , O_{34} , O_{44} are zero matrices of 3×3 , 3×4 , 4×4 dimensions respectfully, matrix A_{43} has the following representation

$$A_{43} = \begin{bmatrix} -\lambda_{1/2}^E & -\lambda_{2/2}^E & -\lambda_{3/2}^E \\ \lambda_{0/2}^E & -\lambda_{3/2}^E & \lambda_{2/2}^E \\ \lambda_{3/2}^E & \lambda_{0/2}^E & -\lambda_{1/2}^E \\ -\lambda_{2/2}^E & \lambda_{1/2}^E & \lambda_{0/2}^E \end{bmatrix}.$$

It is necessary to include the normalization condition (17) into the observation equation at any configuration of measuring system. For example, for magnetometer taking into account normalization condition in decomposition (12) matrix H is following

$$H = [H_{44} \quad O_{43}], \quad (19)$$

$$H_{44} = \begin{bmatrix} \lambda_3^E n_2 - \lambda_2^E n_3 & \lambda_2^E n_2 + \lambda_3^E n_3 & -2\lambda_2^E n_1 + \lambda_1^E n_2 - \lambda_0^E n_3 & -2\lambda_3^E n_1 + \lambda_0^E n_2 + \lambda_1^E n_3 \\ -\lambda_3^E n_1 + \lambda_1^E n_3 & \lambda_2^E n_1 - 2\lambda_1^E n_2 + \lambda_0^E n_3 & \lambda_1^E n_1 + \lambda_3^E n_3 & -\lambda_0^E n_1 - 2\lambda_3^E n_2 + \lambda_2^E n_3 \\ \lambda_2^E n_1 - \lambda_1^E n_2 & \lambda_3^E n_1 - \lambda_0^E n_2 - 2\lambda_1^E n_3 & \lambda_0^E n_1 + \lambda_3^E n_2 - 2\lambda_2^E n_3 & \lambda_1^E n_1 + \lambda_2^E n_2 \\ \lambda_0^E & \lambda_1^E & \lambda_2^E & \lambda_3^E \end{bmatrix},$$

$n_1 = \cos \alpha$, $n_2 = \cos \beta$, $n_3 = \cos \gamma$, and expression h_{NL}

$$h_{NL} = \begin{pmatrix} 2(-x_0 \tilde{x} + \tilde{x} \tilde{x}) b_0 \\ \frac{1}{2}(x_0^2 + x^T x) \end{pmatrix},$$

where $x^\Lambda = (x_0, x^T)$, $x^T = (x_1, x_2, x_3)$ and $x^\omega = (x_4, x_5, x_6)^T$.

It should be noted that in fact we have $\alpha = \alpha(t)$, $\beta = \beta(t)$, $\gamma = \gamma(t)$. However, on the observation interval, where $\Lambda^E(t)$ and $\omega^E(t)$ are almost constant, direction of the magnetic field also varies a little and therefore may be considered under the problem solution as stationary related to some small part of the spacecraft trajectory. Taking into account an existing error between calculated magnetic field of Earth and its real value this is quite acceptable.

Matrix H and vector function h_{NL} are written analogously with other combinations of measuring devices.

In the observability analysis using the described approach, stationary points for Λ_i^E were determined based on the values of Krylov angles (γ, ψ, θ) , which varied between

$$\gamma \in \left[-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right], \quad \psi, \theta \in [-\pi, \pi].$$

Then according to [11] quaternion values in the corresponding points were defined by formulas

$$\begin{aligned} \lambda_0^E &= \cos \frac{\gamma^E}{2} \cos \frac{\psi^E}{2} \cos \frac{\theta^E}{2} - \sin \frac{\gamma^E}{2} \sin \frac{\psi^E}{2} \sin \frac{\theta^E}{2}, \\ \lambda_1^E &= \sin \frac{\gamma^E}{2} \cos \frac{\psi^E}{2} \cos \frac{\theta^E}{2} - \cos \frac{\gamma^E}{2} \sin \frac{\psi^E}{2} \sin \frac{\theta^E}{2}, \\ \lambda_2^E &= \sin \frac{\gamma^E}{2} \cos \frac{\psi^E}{2} \sin \frac{\theta^E}{2} + \cos \frac{\gamma^E}{2} \sin \frac{\psi^E}{2} \cos \frac{\theta^E}{2}, \\ \lambda_3^E &= \cos \frac{\gamma^E}{2} \cos \frac{\psi^E}{2} \sin \frac{\theta^E}{2} + \sin \frac{\gamma^E}{2} \sin \frac{\psi^E}{2} \cos \frac{\theta^E}{2}, \end{aligned} \tag{20}$$

Normalization conditions in this case are fulfilled automatically.

When the measurement complex include magnetometer, properties of matrix H in (19) are additionally analyzed depending on the orientation of the Earth's magnetic field with respect to the ICS. Computational experiments were conducted in order to determine such angles α, β, γ for which matrix condition number is the best and the worst. It should be noted that matrix H in (19) is either singular (rank less than 3) or very ill-conditioned. In the latter case the approximate normalization condition took effect under the linearization. This was confirmed by verifying matrix H singularity, which was built when the positional orientation parameters were Krylov angles (γ, ψ, θ) . In this case, the rank of the matrix H for all α, β, γ was less than three, and the system was unobservable at steady approximation. While using magnetometer in combination with other measurements the worst and the best orientation of the magnetic field with respect to an inertial coordinate system were determined based on the condition number.

Moreover, for parameter (γ, ψ, θ) without singularity in kinematic equations based on Krylov angles, comparison of observability results for two models was

conducted: using Krylov angles and using (17), (18). Results turned out to be similar, which confirmed the validity of the formalism (17), (18).

For different combinations of measurement equipment matrices Γ_0 were formed. Using the SVD-transformation, matrix Γ_0^* was separated from matrix Γ_0 and condition number $\chi_2(\Gamma_0^*)$ was calculated. Including astro-sensor into the system in addition to other measurement equipment led to Γ_0^* be mainly formed from corresponding to astro-sensor columns. Wherein the condition number of matrix Γ_0^* for astro-sensor was equal to 2 and was the best in relation to all other possible combinations. Therefore, astro-measurement system gave the best observability result due to conditionality stability of the inverse problem.

From all other measurement sensors, different configurations of measurement complex were formed and presented in table 1. There are 31 such possible combinations. “1” denotes that corresponding sensor is included into the configuration, «-» denotes that the sensor is absent. Observability results for all shown in table 1 configurations are presented in table 2 for different equilibrium values Λ_i^E in points of set $\|\Lambda^E\|=1$. In table 2 “+” and “-“ denote that the system is observable or not observable respectively, “+/-“ denotes that such combination of measurement equipment is not always observable.

Table 1
Possible Configurations of Measurement Systems

№	Magnetometer	Angular velocity sensor 1	Angular velocity sensor 2	Angular velocity sensor 3	Local vertical builder	Astromeasurement system	№	Magnetometer	Angular velocity sensor 1	Angular velocity sensor 2	Angular velocity sensor 3	Local vertical builder	Astromeasurement system
0	-	-	-	-	-	1	16	1	-	-	-	-	-
1	-	-	-	-	1	-	17	1	-	-	-	1	-
2	-	-	-	1	-	-	18	1	-	-	1	-	-
3	-	-	-	1	1	-	19	1	-	-	1	1	-
4	-	-	1	-	-	-	20	1	-	1	-	-	-
5	-	-	1	-	1	-	21	1	-	1	-	1	-
6	-	-	1	1	-	-	22	1	-	1	1	-	-
7	-	-	1	1	1	-	23	1	-	1	1	1	-
8	-	1	-	-	-	-	24	1	1	-	-	-	-
9	-	1	-	-	1	-	25	1	1	-	-	1	-
10	-	1	-	1	-	-	26	1	1	-	1	-	-
11	-	1	-	1	1	-	27	1	1	-	1	1	-
12	-	1	1	-	-	-	28	1	1	1	-	-	-
13	-	1	1	-	1	-	29	1	1	1	-	1	-
14	-	1	1	1	-	-	30	1	1	1	1	-	-
15	-	1	1	1	1	-	31	1	1	1	1	1	-

Rank of the matrix Γ_0^* as well as minimum and maximum values of the condition number are reported. The value \inf corresponds to an infinite condition number, i.e. unobservable state. Configuration of measurement sensors that ensure full observability, have rank 7. This holds for numbers 17, 19, 21, 23, 25–31. There is no full observability in all other cases.

Table 2

Observability Analysis of the Measurement Systems Configurations

N_2	Rank of matrix Γ_0	Observability of the system	Condition number	N_2	Rank of matrix Γ_0	Observability of the system	Condition number	N_2	Rank of matrix Γ_0	Observability of the system	Condition number
0	7	Yes	2	11	4-7	Not always	10^{11} -inf	22	6-7	Not always	10^{11} - 10^{17}
1	3-6	No	inf	12	2-3	No	inf	23	7	Yes	2.32-67
2	1-2	No	inf	13	5-7	Not always	10^{11} - 10^{39}	24	6-7	Not always	10^{11} - 10^{17}
3	4-6	No	inf	14	3	No	inf	25	7	Yes	3.05-111
4	1-2	No	inf	15	5-7	Not always	10^{11} - 10^{27}	26	7	Yes	10^{11} - 10^{13}
5	4-7	Not always	10^{12} -inf	16	6-7	Not always	10^{11} - 10^{17}	27	7	Yes	2.42-67
6	3	No	Inf	17	7	Yes	3.72-122	28	7	Yes	10^{11} - 10^{13}
7	4-7	Not always	10^{11} -inf	18	6-7	Not always	10^{11} - 10^{17}	29	7	Yes	2.41-73
8	2	No	inf	19	7	Yes	3.10-67	30	7	Yes	10^{11} - 10^{12}
9	4-6	No	inf	20	6-7	Not always	10^{11} - 10^{17}	31	7	Yes	2.24-67
10	2-3	No	inf	21	7	Yes	2.61-79				

STATE ESTIMATOR USING ASTRO-SENSORS

In the previous section, it was found out that the best observability conditions has astro-measurement system even without involvement of other equipment. The output of this system are quaternion components with discrete time step, therefore, it is possible to correctly estimate their derivative, using regularizing operator. In the simplest case regularizing operator for the derivative calculation of a function given approximately, has the following form

$$R(y') = \frac{y_k - y_{k-1}}{\Delta}, \quad (21)$$

where Δ is mesh width of function y discretization, error which is selected in accord with the function y error. If Δ is more than astro-sensor quantization step, than regularizing operator can be composed based on more than two points k and $k-1$. When Δ is smaller than the pitch of the signal entering astro-measurement system, it is advisable to improve the accuracy of estimation by using two or more astro-measurement systems.

Then astro-sensors are querying with some time offset, it is possible to obtain data with a suitable for (22) value of Δ and get stable value of the derivative. For definiteness we assume that (21) gives acceptable approximation of the derivative.

Then the first equation in (1) may be used to estimate the vector ω , in which $\dot{\Lambda}$ is replaced by a regularizing operator, evaluated in accordance to (21). We get the overdetermined system for calculation of ω_{k-1} . To solve it we use Least Square Method and get

$$\begin{aligned}\omega_{1,k-1} &= \lambda_{0,k-1} \cdot R_1 - \lambda_{1,k-1} \cdot R_0 - \lambda_{2,k-1} \cdot R_3 + \lambda_{3,k-1} \cdot R_2, \\ \omega_{2,k-1} &= \lambda_{0,k-1} \cdot R_2 + \lambda_{1,k-1} \cdot R_3 - \lambda_{2,k-1} \cdot R_0 - \lambda_{3,k-1} \cdot R_1, \\ \omega_{3,k-1} &= \lambda_{0,k-1} \cdot R_3 - \lambda_{1,k-1} \cdot R_2 + \lambda_{2,k-1} \cdot R_1 - \lambda_{3,k-1} \cdot R_0,\end{aligned}\quad (22)$$

where R_0 is a regularizing operator for calculating derivative of λ_0 component, and R_1, R_2, R_3 are regularizing operators of component-vector λ .

Considering (22) as initial condition for vector ω at point $k-1$ and using the second equation in (1) it is possible to predict its value in the required for the control point (e.g., point k or $k+1$). It is better to do this from a discrete predictor, which is obtained from the second equation of (1) in the form

$$\omega_k = \omega_{k-1} + \Delta J^{-1}(m_{u,k-1} - \tilde{\omega}_{k-1} J \omega_{k-1}). \quad (23)$$

We note here that measuring quaternion with less error allows to reduce the parameter Δ and regularizing operator (21) more accurately approximates the derivative. Reducing measurement errors may be achieved by applying various filtering or averaging procedures when a large number of measurement data is used.

CONCLUSIONS

As it was expected, magnetometer with three orthogonal magnetically sensitive probes does not ensure practical observability. Adding local vertical builder solves the observability problem with acceptable condition number. According to the condition number analysis, there is no significant improvement in the properties of estimator as a filter, if angular velocity sensors are added to the system.

The most effective observability is ensured by astro-measurement system. It is characterized by close to an absolute minimum (one) condition number. Moreover, the simplest state estimator, which is described in this article, may be build using astro-sensors.

According to the research carried out in this article, spacecraft attitude parameters estimator should be constructed using only position measurements — Krylov angles or quaternions.

1. Лебедев Д.И., Ткаченко А.И. Управление сферическим движением космического аппарата в магнитном поле Земли. Ч. I. Информационное обеспечение // Проблемы управления и информатики. — 1995. — № 6. — С. 5–18.

2. Ткаченко А.И. Определение ориентации космического аппарата по показаниям двух магнитометров // Космические исследования. — 2000. — Т. 38. — № 3. — С. 322–330.
3. Psiaki M.L., Martel F., Pal P.K. Three-axis attitude determination via Kalman filtering of magnetometer data // J. Guid., Control and Dynamics. — 1990. — Vol. 13. — № 3. — P. 506–514.
4. Соловьев И.В. Алгоритмы оценки ориентации и угловой скорости космического аппарата с помощью звездного датчика // Авиакосмическое приборостроение. — 2013. — №7. — С. 10–26.
5. Справочник по теории автоматического управления // Под ред. А.А. Красовского. — М.: Наука — 1987. — 712 с.
6. Карпенко С.О. Средства определения ориентации на борту малого КА // Обзор МГТУ им. Н.Э. Баумана — 2004.
7. Астроизмерительная система для определения ориентации КА / А.М. Агутин, В.Г. Бабенко, Я.В. Непотюк, Е.Б. Троицкий, С.К. Федоренко // IV международная научно-техническая конференция «Гиротехнологии, навигация, управление движением и конструирование авиационно-космической техники. Сборник докладов — Часть 1 — К., НТУУ «КПИ» — 2003. — С.340–345.
8. The inertial stellar compass: A new direction spacecraft attitude determination / T. Brady, C. Tillier, R. Brown, A. Jimener, A. Kourepenis // Paper SSCO2 II – 1, 16th annual USU conference on small satellites — 2002.
9. Особенности построения и функционирования приборов астроориентации БОКЗ со встроенными датчиками угловой скорости / Р.В. Бессонов, С.А. Дятлов, А.Н. Куркина и др. // Сборник трудов ИКИ РАН — 2009. — С. 32–40.
10. Раушенбах Б.В., Токарь Е.Н. Управление ориентацией космических аппаратов. — М.: Наука — 1974. — 600с.
11. Бранец В.Н., Шмыглевский И.П. Введение в теорию бесплатформенных навигационных систем. — М.: Наука — 1992. — 280 с.
12. Волосов В.В., Тютюнник Л.И. Синтез законов управления ориентацией космического аппарата с использованием кватернионов // Космічна наука та технологія. — 1999. — Вып.5 — №4. — С.61–39.
13. Волосов В.В., Хлебников М.В., Шевченко В.Н. Алгоритм прецизионного управления ориентацией космического аппарата при действии неконтролируемого возмущения // Проблемы управления и информатики. — 2011. — №2. — С.114–121.
14. Виттенбург Й. Динамика систем твердых тел. — М.: Мир — 1990. — 292с.
15. Соловьев И.В. Алгоритм “ORIENT” оценки ориентации космического аппарата по астроизмерениям // Авиакосмическое приборостроение. — 2012. — № 12. — С. 11–19.
16. Голуб Дж., Ван Лоун Ч. Матричные вычисления. — М.: Мир, 1999. — 548 с.

UDC 681.5.075, 629.7.052

OBSERVABILITY ANALYSIS OF SPACECRAFTS' ATTITUDE MEASUREMENT SYSTEMS

V.F. Gubarev¹, O.M. Diadenko²

¹*Space Research Institute of the National Academy of Sciences of Ukraine and State Space Agency of Ukraine (Kiev)*

²*National Technical University of Ukraine “Kiev Polytechnical Institute” (Kiev)*

Introduction. One of the important tasks for small spacecrafts is the optimization of onboard measurement equipment, which on the one hand is not excessive and on the other — allows to estimate all attitude parameters with required accuracy.

The purpose of the article is to conduct observability analysis of the most commonly used measurement systems, such as magnetometer, star and angular

velocity sensors, local vertical builder in order to identify the minimum required set of onboard measurement equipment, which ensures observability of the spacecraft.

Approach and Methods. Measurement systems observability assessment utilizes existing methods of dynamic systems observability theory and is based on observation and spacecraft's angular motion equations. Model of the spacecraft's motion is described using quaternion components as positional parameters. Since the models are essentially nonlinear, obtaining the overall global observability conditions for such system is a complex problem. Therefore, linearization procedure is applied and local observability conditions are assessed based on the rank and condition numbers of observability matrices of the linear approximation.

Results. Astro-measurement system ensures the most effective observability and may be used as the simplest measurement system. Magnetometer with three orthogonal magnetically sensitive probes does not ensure practical observability of the system, unless local vertical builder is added.

Keywords: State estimation, observability, quaternion, spacecraft, magnetometer, star sensor, local vertical builder.

1. Lebedev D.I., Tkachenko A.I. Control of the spherical motion of the spacecraft in the Earth's magnetic field. Part 1: Information Support // *Problemy upravleniya i informatiki*. — 1995. — Vol. 6. — pp. 5–18. (in Russian)
2. Tkachenko A.I. Determination of the orientation of the spacecraft based on the testimony of two magnetometers // *Kosmicheskie issledovaniya*. — 2000. — Vol. 38. — №. 3. — pp. 322–330. (in Russian)
3. Psiaki M.L., Martel F., Pal P.K. Three-axis attitude determination via Kalman filtering of magnetometer data. // *J. Guid., Control and Dynamics*. — 1990. — Vol. 13 — №. 3. — pp. 506–514.
4. Solov'ev I.V. Spacecraft's attitude and angular velocity estimation algorithms with the use of star sensor // *Aviakosmicheskoe priborostroenie*. — 2013. — Vol. 7. — pp. 10–26. (in Russian)
5. Control theory handbook // Under edition of. A.A. Krasovskiy — Moscow: Science — 1987. — 712 p. (in Russian).
6. Karpenko S.O. Means of onboard orientation determination for small spacecrafts. — Bauman Moscow State Technical University overview. — 2004. (in Russian)
7. Astromasurement system for spacecraft attitude estimation / A.M. Agutin, V.G. Babenko, I.V. Nepotyuk, E.B. Troitskiy, S.K. Fedorenko // *IV International scientific-technical conference "Gyrotechnology, navigation, traffic management and the construction of aerospace engineering", Proceedings of the Part 1*. — NTUU "KPI". — 2003. — pp. 340–345. (in Russian)
8. The inertial stellar compass: A new direction spacecraft attitude determination. Paper SSCO2 II — 1/ Brady T., Tillier C., Brown R., Jimener A., Kourepenis A. — 16th annual USU conference on small satellites. — 2002.
9. Features of construction and operation of the astroorientation equipment BOC 3 with built-in angular velocity sensors / R.V. Bessonov, S.A. Dyatlov, A.N. Kurkina, // *Proceedings of Russian Space Research Institute* — 2009. — Pp. 32–40. (in Russian)
10. Raushenbah B.V., Tokar' E.N. Spacecrafts orientation control. — M.: Science. — 1974. — P. 600. (in Russian)
11. Branec V.N., Shmyglevskij I.P. Introduction to the Theory of strapdown navigation systems. — M.: Science. — 1992. — P.280. (in Russian)

12. Volosov V.V., Tyutyunnik L.I. Synthesis of spacecraft attitude control with the use of quaternions // *Kosmichna nauka ta tekhnologiya*. — 1999. — Vol. 5. — №. 4. — pp.61–39. (in Russian)
13. Volosov V.V., Hlebnikov M.V., Shevchenko V.N. Spacecraft's attitude control precision algorithm under uncontrolled perturbation // *Problemy upravleniya i informatiki* — 2011. — №. 2. — pp.114–121. (in Russian)
14. Wittenburg J. Dynamics of Systems of Rigid Bodies. — M.: World. — 1990. — 292p. (in Russian)
15. Solov'ev I.V. Algorithm "ORIENT" for the spacecraft attitude estimation based on astro measurements // *Aviakosmicheskoe priborostroenie*. — 2012. — №. 12. — pp. 11–19. (in Russian)
16. Golub Dzh., Van Loun CH. Matrix calculations. — M: World. — 1999. — P. 548.

Получено 21.12.2015

МОДЕЛЬ ПРОСТРАНСТВЕННОГО ДВИЖЕНИЯ САМОЛЕТА ДЛЯ КОМПЛЕКСНОГО РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ ПОВЫШЕНИЯ КАЧЕСТВА И БЕЗОПАСНОСТИ ПОЛЕТА

Н.Н. Комар¹, Н.В. Коршунов², В.В. Павлов¹

¹*Международный научно-учебный центр информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины, (г. Киев)*

²*ГП «Антонов», (г. Киев)*

Рассмотрен вопрос о необходимости создания системы автоматического управления самолетом, обладающей свойствами живучести и отказоустойчивости, которая в автоматическом режиме позволит парировать негативные последствия воздействия внешних возмущений и отказов авиационной техники. Для повышения качества и безопасности полета предлагается применение всех имеющихся доступных компонентов аэродинамической схемы самолета. Для решения поставленной задачи предлагается использование компьютерной модели системы связанного управления высотой и скоростью полета, разработанной в среде MatLab Simulink с использованием преимуществ комбинированных систем и теории инвариантности.

Ключевые слова: система автоматического управления, безопасность полета, инвариантность, отказ, возмущение, компьютерная модель.

Розглянуто питання необхідності створення системи автоматичного керування літаком, що має властивості живучості та відмовостійкості, яка в автоматичному режимі дозволить парувати негативні наслідки дії зовнішніх збурень і відмов авіаційної техніки. Для підвищення якості та безпеки польоту пропонується застосування всіх наявних доступних компонентів аеродинамічної схеми літака. Для вирішення поставленого завдання пропонується використання комп'ютерної моделі системи керування висотою і швидкістю польоту, розробленої в середовищі MatLab Simulink з використанням переваг комбінованих систем і теорії інваріантності.

Ключові слова: система автоматичного керування, безпека польотів, інваріантність, відмова, збурення, комп'ютерна модель.

ВВЕДЕНИЕ

Возрастание количества функциональных систем, агрегатов и других объектов бортового оборудования современной авиационной техники (АТ) вызывает необходимость автоматизации процессов контроля текущего состояния воздушного судна (ВС), бортового оборудования, диагностирования отказов и формирования управляющих воздействий на всех этапах полета. Постоянное усложнение бортового оборудования не только увеличивает вероятность отказов техники, но и затрудняет

деятельность экипажа, являясь причиной дополнительных ошибок пилотирования. Рост интенсивности использования АТ и специфика ее функционирования формируют повышенные требования к обеспечению безопасности полетов. Применение на практическом уровне разработок, затрагивающих как сферу управления воздушным движением, так и сферу выполнения полетов, позволит достигнуть высокого уровня безопасности и эффективности авиационных перевозок [1].

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Известно, что полет ВС протекает на различных режимах и в условиях разного рода неопределенностей характеристик, параметров и воздействий внешней среды. Результатом воздействия этих неопределенностей может быть не только усложнение условий полета, но и возникновение нештатных ситуаций, например, отказов, которые могут привести к аварийной ситуации с ее дальнейшим переходом в катастрофическую.

Негативные воздействия внешней среды приводят к ухудшению аэродинамических характеристик самолета: уменьшению коэффициента подъемной силы, увеличению коэффициента силы лобового сопротивления и уменьшению аэродинамического качества. Ухудшение аэродинамических характеристик самолета приводит к соответствующему ухудшению летно-технических характеристик. Например, влияние ливневых осадков, горизонтальных и вертикальных порывов ветра выражается в дополнительной составляющей скорости ВС. Для обеспечения движения самолета по расчетной траектории необходимо парировать эту скорость соответствующим изменением угла наклона траектории и режима работы двигателей [2]. Также порыв ветра может изменить угол атаки и угол скольжения ВС. Вследствие этого изменяется величина аэродинамических сил и их моментов, которые, в свою очередь, вызывают нарушение равновесия ВС.

Особые ситуации, возникающие в полете в результате воздействия неблагоприятных факторов или их сочетаний, требуют высокого уровня подготовки и мастерства экипажа. В связи с этим целесообразна и актуальна разработка системы автоматического управления (САУ), обладающей свойствами живучести и отказоустойчивости, которая в автоматическом режиме позволит парировать негативные последствия воздействия внешних возмущений и отказов АТ для упрощения работы экипажа и снижения уровня психофизиологической нагрузки на него. Для повышения качества управления ВС актуально применение всех имеющихся компонентов аэродинамической схемы, помимо рулей высоты и направления. Также, при отказах, либо ухудшениях характеристик, необходимо использование всех доступных неотказавших каналов управления и управляющих поверхностей ВС (т.н. конфигурационное управление). Подобная технология с использованием реконфигурации САУ применяется в военной авиации и имеет название CCV (Control Configured Vehicle) — самолёт с конфигурацией, определяемой системой управления.

В основе любого исследования системы управления лежит количественная оценка качества ее работы, включающая решение задачи анализа и синтеза системы. Анализ предусматривает изучение различных свойств системы при определенных условиях. Синтез заключается в создании системы, обладающей заданными свойствами в определенных условиях [3].

Для решения задачи синтеза и анализа САУ необходимо использование компьютерной модели как инструмента математического моделирования в ситуации, когда проведение летных испытаний и экспериментов на реальном объекте влекут за собой определенный риск и требуют больших затрат материальных средств.

Математическая строгость применения вычислительных методов позволяет создавать математические модели (ММ), адекватные поведению реального объекта, которые достаточно точно воспроизводят требуемые параметры объекта [4].

Анализ литературы показал, что большое количество источников посвящено как описанию математических моделей ВС как объекта управления, так и их применения для решения задач связанных, с динамикой полета.

Следует отметить, что в некоторых работах, например, в источнике [5], используются значительно упрощенные модели продольного движения ВС. В Национальном авиационном университете ММ использовались для описания инвариантных систем автоматического пилотирования и компенсации возмущений при полете в турбулентной атмосфере [6]. При низком уровне развития вычислительной техники большое количество ММ, встречаемых в литературе, подвергаются предельному упрощению уравнений движения и линеаризации. В зарубежной литературе описаны ММ ВС и их использование для решения различных задач [7, 8]. Инженеры NASA в работе [9] выделяют особую роль компьютерного моделирования полета ВС в своих перспективных аэрокосмических программах. По причине сохранения коммерческой тайны в открытой печати нет упоминаний об универсальных ММ высокой степени адекватности поведению реального ВС для решения широкого спектра задач динамики полета, которые, безусловно, используются как отечественными, так и зарубежными авиастроительными компаниями для разработки новых образцов АТ.

С развитием вычислительной техники и появлением широкого спектра программ математического моделирования, например MatLab, стали доступны готовые компьютерные модели пространственного движения ВС [10], но в них нет возможности отдельно выделить влияние профиля крыла и его механизации на изменение коэффициентов подъемной силы и лобового сопротивления, также отсутствует возможность введения в систему отказов и отслеживания их влияния на качество переходного процесса, невозможно моделировать взаимодействие различных органов управления между собой.

Цель статьи — разработка компьютерной модели пространственного движения ВС в продольной плоскости при полете в возмущенной атмосфере и ее использование в качестве инструмента для решения задачи обеспечения приемлемого уровня безопасности полета и качества управления ВС в

различного рода нештатных ситуациях, связанных с воздействием внешних возмущений, отказах АТ и их сочетаниях.

МОДЕЛЬ ПРОСТРАНСТВЕННОГО ДВИЖЕНИЯ САМОЛЕТА В ПРОДОЛЬНОЙ ПЛОСКОСТИ ПРИ ПОЛЕТЕ В ВОЗМУЩЕННОЙ АТМОСФЕРЕ

Для разработки системы автоматического управления, способной сводить влияние возмущений к минимуму, т.е. обладающей свойствами инвариантности, целесообразно использовать преимущества комбинированного управления (принцип управления по отклонению и управления по возмущению). Комбинированная система автоматического регулирования позволяет одновременно удовлетворять требования автономности и инвариантности регулирования, не нарушая при этом устойчивости системы [11]. Такая система может успешно применяться для случая, когда надо выполнить качественное регулирование нескольких координат движения самолета.

Математическое моделирование в сочетании с современным вычислительным оборудованием позволяет получать компьютерные модели практически идентичные объекту исследования. В зависимости от целей, характера задачи и требований к модели от разработчиков требуется обеспечение ее адекватности, точности и непротиворечивости поведению реального объекта. Точность математической модели (малая погрешность полученных результатов) и непротиворечивость (получение необходимых качественных особенностей исследуемых процессов) достигается выполнением определенных требований к математическому описанию объекта [4]. Как сказано выше, полет ВС протекает в условиях различных неопределенностей характеристик, параметров и воздействий внешней среды. Поэтому, при оценке адекватности ММ необходимо учитывать, что невозможно абсолютно точно предугадать пространственно-временные характеристики атмосферы (включая порывы ветра) и невозможно точно знать абсолютно все характеристики летательного аппарата. Следовательно, идентификации ММ для всевозможных режимов — задача нетривиальная. В таких случаях целесообразна разработка модели, описывающей отдельные этапы полета в определенных условиях.

В результате, на основании математической модели движения ВС в среде MatLab Simulink разработана модель системы автоматического управления движением самолета в продольной плоскости, состоящая из двух основных каналов (канал управления высотой полета и канал управления скоростью). Также добавлены дополнительные контуры управления автоматическими закрылками δ_3 и раздвижными щелями δ_5 профиля крыла Clark Y.

В общем случае движения самолета по траектории скорость изменяется по заданной программе. Изменение скорости вызывает дополнительное отклонение координат самолета по высоте h , углу тангажа θ и углу наклона траектории φ от заданных координат, так как между приращением скорости и координатами самолета существует определенная связь. Для модели автономного регулирования координат ВС рассчитаны и добавлены

коэффициенты, через которые осуществляется связь между основными каналами. Для выполнения условий автономности канала управления скоростью ВС от канала управления высотой необходимо в канал управления тягой подавать сигнал от угла наклона траектории и угла тангажа. Чтобы осуществить автономность управления углом тангажа и высотой полета от канала управления скоростью, нужно в канал управления рулем высоты и в канал управления автоматическими закрылками подавать сигналы, пропорциональные изменению скорости полета. Соответственно и в канал управления тягой авиадвигателей подается сигнал для нейтрализации дополнительного сопротивления, возникающего при отклонении закрылков δ_3 и изменении конфигурации щелей δ_S .

Система автономной стабилизации координат самолета h , ϑ и скорости V при полете в турбулентной атмосфере описывается системой уравнений:

$$\begin{aligned} (p + K_1 C_x)V + (C_y - C_x^\alpha)\theta + C_x^\alpha \vartheta - r + C_x^{\delta_S} \delta_S + C_x^{\delta_3} \delta_3 &= (C_y - C_x^\alpha)\alpha_b - K_1 C_x U_r; \\ -K_2 C_y U_r + \theta - \vartheta - \alpha - C_y^{\delta_S} \delta_S - C_y^{\delta_3} \delta_3 &= (C_y^\alpha + C_x)\alpha_b - K_2 C_y V; \\ -m^V V - k_h \theta + (k_\vartheta + W_\delta(p) + k_\vartheta p)\vartheta - m^\delta \delta - m^{\delta_S} \delta_S - m^{\delta_3} \delta_3 &= m^\alpha \alpha_b; \\ \theta - ph &= 0; \\ (K_h + K_{\dot{h}} p)h + (K_\vartheta + K_{\dot{\vartheta}} p)\vartheta - K_h h_3 - \delta &= 0; \\ -B(p)\left(\frac{K_V(V - V_3) + K_{\dot{V}} p V}{p}\right) - r &= 0; \\ \frac{K_2 C_y}{K_g} V + \delta_3 &= 0; \\ \frac{K_2 C_y}{K_g} V + \delta_S &= 0. \end{aligned}$$

где $p = \frac{d}{dt}$; δ — отклонение руля высоты; δ_3 — отклонение закрылков; δ_S — конфигурации щелей; r — приращение тяги авиадвигателей; α_b и U_r — приращение угла атаки и модуля вектора путевой скорости, вызванные действием вертикальных и горизонтальных порывов ветра; k и K с различными индексами — передаточные числа контуров автопилота; h , h_3 — приращение высоты; V , V_3 — приращение скорости; ϑ , θ , α — приращения углов тангажа, наклона траектории и угла атаки; $W_\delta(p)$ — передаточная функция ВС [12]; $B(p)$ — передаточная функция авиадвигателей; C и m с различными индексами — коэффициенты аэродинамических сил и моментов, действующих на ВС в полете; $\tau = \frac{t}{\tau_A}$ —

безразмерная постоянная времени, τ_A — аэродинамическая постоянная времени ВС;

Уравнения динамики самолета следует дополнить уравнениями с учетом

коэффициентов перекрестных связей и дополнительных управляющих поверхностей:

$$(p + K_1 C_x) V + (C_y - C_x^\alpha) \theta + C_x^\alpha \vartheta - r + C_x^{\delta S} \delta_S + C_x^{\delta_3} \delta_3 = (C_y - C_x^\alpha) \alpha_b - K_1 C_x U_r;$$

$$- K_2 C_y U_r + \theta - \vartheta - \alpha - C_y^{\delta S} \delta_S - C_y^{\delta_3} \delta_3 = (C_y^\alpha + C_x) \alpha_b - K_2 C_y V;$$

$$- m^V V - k_{\dot{h}} \theta + (k_{\vartheta} + W_{\delta}(p) + k_{\dot{\vartheta}} p) \vartheta - m^{\delta} \delta - m^{\delta S} \delta_S - m^{\delta_3} \delta_3 = m^\alpha \alpha_b;$$

$$\theta - p h = 0;$$

$$\delta - m^V V - m^\alpha \alpha_b - (K_h + K_{\dot{h}} p) h - D_3 - D_S - m^{\delta_3} (K_3 \alpha_b + \frac{K_2 C_y}{K_3 C_y^{\delta_3}} (V + U_\Gamma)) -$$

$$- m^{\delta S} (K_S \alpha_b + \frac{K_2 C_y}{K_S C_y^{\delta S}} (V + U_\Gamma)) - (K_9 + K_{\dot{9}} p) \vartheta = K_h h_3;$$

$$\delta_3 = K_3 \alpha_b + \frac{K_2 C_y}{C_y^{\delta_3} K_3} (V + U_\Gamma);$$

$$\delta_S = K_S \alpha_b + \frac{K_2 C_y}{C_y^{\delta S} K_S} (V + U_\Gamma);$$

$$(\tau p + 1) r = K_g K_V (V - V_3) + K_{\dot{V}} p V - \frac{1}{K_g} (C_y - C_x^\alpha) (\theta + \alpha_b) -$$

$$- \frac{C_x^{\delta_3}}{K_g} \delta_3 - \frac{C_x^{\delta S}}{K_g} \delta_S - \frac{C_x^\alpha}{K_g} \vartheta + \frac{U_\Gamma}{K_g},$$

$$D_3 = \frac{K_2 C_y m^{\delta_3}}{K_3 C_y^{\delta_3} m^{\delta}} (V + U_\Gamma) + \frac{m^{\delta_3}}{m^{\delta}} (K_1 - K_3) \alpha_b, D_S = \frac{K_2 C_y m^{\delta S}}{K_3 C_y^{\delta S} m^{\delta}} (V + U_\Gamma) +$$

где

$$+ \frac{m^{\delta S}}{m^{\delta}} (K_1 - K_S) \alpha_b;$$

K_g — коэффициент, характеризующий работу авиадвигателей;

На современных ВС широко используются дополнительные управляющие поверхности — щитки, закрылки, предкрылки, раздвижные щели [3]. Параллельное использование всех дополнительных поверхностей позволяет не только в широких пределах изменять подъемную силу крыла, разгружая при этом основной канал управления высотой полета, но и улучшать продольную устойчивость, управляемость и маневренные характеристики на дозвуковых скоростях полета [13]. Разработанная схема учитывает одновременную работу механизации крыла и позволяет отследить влияние динамического изменения конфигурации крыла на качество движения ВС при компенсации ветровых возмущений, парировании последствий возникновения отказов управляющих поверхностей, при выполнении маневров в плоскости продольного движения, например, уклонения в конфликтной ситуации. Модель включает в себя каналы управления скоростью высотой полета и контуры управления дополнительными управляющими поверхностями, что позволяет

моделировать их гибкое взаимодействие и полет ВС в сложных режимах, требующих повышенной точности выдерживания ВС. Помимо автопилота, в системе предусмотрен автомат тяги. Также схема имеет ряд преимуществ: в нее легко вводить новые связи, быстро находить необходимые значения коэффициентов звеньев операторов, в ней учитывается характеристика приводов поверхностей управления. На данном этапе модель позволяет качественно оценивать переходной процесс и отображает реакцию ВС в продольной плоскости на воздействие возмущений, вызванными основными отказами, такими, как: отказ одного или нескольких закрылков, отказ или изменение характеристики работы двигателей, автомата тяги, руля высоты или же отказы в канале управления раздвижными щелями, либо совокупность нескольких вышеперечисленных отказов. С помощью схемы возможно проследить качество обработки сигнала изменения высоты или скорости полета ВС при различных конфигурациях профиля крыла, графически отслеживать изменение угла атаки, тангажа и наклона траектории, в ручном режиме задать отказ в одном из каналов и с помощью воздействия на исправные органы управления компенсировать его. Существует возможность вводить возмущения, описывающих воздействие внешней среды в виде горизонтальных и вертикальных порывов ветра.

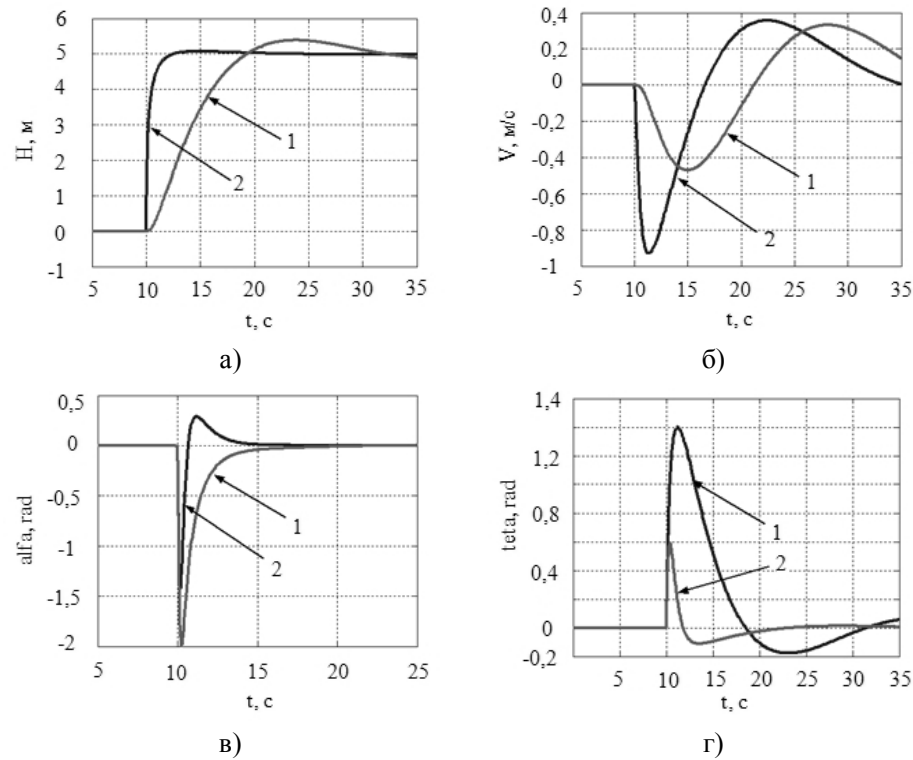


Рис.1. Графическое отображение результатов моделирования

Моделирование проводилось в среде MatLab в пакете Simulink. Рассмотрена ситуация движения ВС на эшелоне и смены высоты полета. На рис. 1. а. показано изменение значения высоты полета при отработке заданного сигнала отклонением только руля высоты — кривая 1 и с

применением изменения конфигурации крыла и руля высоты — кривая 2. Набор высоты при использовании только руля высоты несколько замедлен по сравнению с использованием всей доступной аэродинамической схемы ВС. Разработанная схема позволяет одновременно с изменением высоты отслеживать изменение скорости ВС. На рис. 1. б показано изменение значения скорости полета при отклонении только руля высоты — кривая 1 и изменении конфигурации крыла и отклонении руля высоты — кривая 2. Из графика видно, что дополнительное сопротивление, возникающее при отклонении механизации крыла и изменении конфигурации щелей, приводит к большему падению скорости полета ВС. На рис. 1. в. и рис. 1. г. показаны изменение угла атаки и изменение угла тангажа при наборе высоты с отклонением только руля высоты — кривая 1 и изменением конфигурации крыла и отклонением руля высоты — кривая 2. Из рисунков 1. в. и 1. г. видно, что ВС менее возмущен по углу атаки и тангажа при использовании всей доступной аэродинамической схемы ВС.

Результаты моделирования не противоречат описанным в литературе ранее полученным результатам проводившихся летных испытаний и моделирований [14].

Выводы

Для решения задачи синтеза системы управления ВС, способной оперативно реагировать на отказы и внешние возмущения, сводя их негативное влияние к приемлемому минимуму, проводятся исследования с помощью компьютерной модели системы связанного управления высотой и скоростью полета, разработанной в среде MatLab Simulink с использованием преимуществ комбинированных систем и теории инвариантности.

Объединение двух основных каналов управления ВС в продольной плоскости позволяет отслеживать различные параметры движения ВС. Гибкое взаимодействие между каналами управления высотой и скоростью полета ВС расширяет круг возможностей для решения задач, связанных с динамикой полета ВС.

1. Павлов В.В., Волошенюк Д.О., Волков О.С. Концепция сетецентрического управления посадкой самолетов по свободным траекториям с технологией решения конфликтных ситуаций // Кибернетика и вычислительная техника. — 2014. — Вып. 178. — С. 36–51.
2. Николаев Л.Ф. Аэродинамика и динамика полета транспортных самолетов — М.: Транспорт. — 1990. — С. 392.
3. Павлов В.В., Копытова Е.А. Распределённая схема компенсации возмущения динамических систем // Кибернетика и вычислительная техника. — 2012. — Вып. 167. — С. 3–14.
4. Кубланов М.С. Математическое моделирование задач летной эксплуатации воздушных судов на взлете и посадке: монография — М.: РИО МГТУ ГА. — 2013. — С. 270.
5. Исследование влияния сдвига ветра на поведение самолета, возможности его регистрации и парирования: отчет / Руководитель В.А. Ференц — Казань: Казанский авиационный институт. — 1982. — С. 98.
6. Кухтенко А.И. Проблема инвариантности в автоматике — К.: Гостехиздат УССР. — 1963. — С. 376.

7. Stevens B.L., Lewis F.L. Aircraft Control and Simulation — New York: John Wiley & sons, Inc. — 2003. — 664 p.
8. Anderson J.D. Introduction To Flight — McGraw-Hill, New York. — 1989. — 476 p.
9. Chambers J.R. Modeling flight: the role of dynamically scaled free-flight models in support of NASA's aerospace programs — National Aeronautics and Space Administration/NASA. — 2010. — 200 p.
10. Umair A. 3-DOF Longitudinal Flight Simulation Modeling And Design Using MATLAB/SIMULINK: Thesis — Ryerson University, Toronto, Canada. — 2012 — 54 p.
11. Павлов В.В. Инвариантность и автономность нелинейных систем управления — К.: Наукова думка. — 1971. — С. 271.
12. Боднер В.А. Системы управления летательными аппаратами — М.: Машиностроение. — 1973. — С. 506.
13. Петров К.П. Аэродинамика элементов летательных аппаратов — М.: Машиностроение. — 1985. — С. 272.
14. Воробьев В.Г., Кузнецов С.В. Автоматическое управление полетом самолетов — М.: Транспорт. — 1995. — С. 448.

UDC 681.513.6

MODEL OF SPATIAL MOVEMENT OF THE AIRCRAFT FOR THE COMPREHENSIVE SOLUTION OF TASK OF IMPROVING THE QUALITY AND SAFETY OF FLIGHT

Komar N.N.¹, Korshunov N.V.², Pavlov V.V.¹

¹*International Research and Training Center for Information Technologies and Systems of National Academy of Sciences of Ukraine and Ministry of Education and Science of Ukraine (Kiev)*

²*Antonov State Company (Kiev)*

Introduction. The article discusses the question of the necessity to create an aircraft control system having the properties of survivability and fault tolerance.

The purpose of the article is to show the usage of computer modeling as a tool for the achievement of an acceptable level of safety and quality control of the aircraft in various emergency situations related to the impact of external disturbances, faults and their combinations.

Results. The authors proposed the usage of a computer model of the aircraft altitude and velocity control system, developed in the MatLab Simulink with the use of advantages of the combined systems, and the theory of invariance. The model of aircraft movement in the longitudinal plane is created. This model is based on the physical parameters of the aircraft and its aerodynamics and takes into account the effect of the turbulent atmosphere. It is shown that using such model is possible to conduct research for solving problems related to the dynamics of flight.

Conclusion. It is shown that the usage of computer modeling as a tool of mathematical modeling to create adaptive automatic control system is proposed.

Keywords: automatic control system, flight safety, invariance, failure, disturbance, computer model.

1. Pavlov V.V., Voloshenyuk D.A., Volkov A.E. The concept of management networkcentric landing planes on the free path of with technology of conflict situations // *Cybernetics and Computer Science*. — 2014. — №. 178. — pp. 36–51 (in Russian).

2. Nikolaev L.F. Aerodynamics and flight dynamics of transport aircraft. — Moscow: Transport. — 1990. — 392 p. (in Russian).
3. Pavlov V.V., Kopytova E.A. Distributed compensation scheme of perturbations of dynamical systems // *Cybernetics and Computer Science*. — 2012. — №. 167. — pp. 3–14 (in Russian).
4. Kublanov M.S. Mathematical modeling of problems of flight operation of the aircraft during takeoff and landing: monograph. — Moscow: RIO MGTU GA. — 2013. — 270 p. (in Russian).
5. Investigation of the effect of wind shear on the behavior of the aircraft, the possibility of its registration and parry: report. Kazan: Kazan Aviation Institute. — 1982. — 98 p. (in Russian).
6. Kukhtenko A.I. The problem of invariance in automation. — Kiev: Gostekhizdat the USSR. — 1963. — 376 p. (in Russian).
7. Stevens B.L., Lewis F.L. Aircraft Control and Simulation. — New York: John Wiley & sons, Inc. — 2003. — 664 p.
8. Anderson J.D. Introduction To Flight. — McGraw-Hill, New York. — 1989. — 376 p.
9. Chambers J.R. Modeling flight: the role of dynamically scaled free-flight models in support of NASA's aerospace programs. — National Aeronautics and Space Administration. — 2010. — 200 p.
10. Umair A. 3-DOF Longitudinal Flight Simulation Modeling And Design Using MATLAB/SIMULINK: Thesis. — Ryerson University, Toronto, Canada. — 2012. — 54 p.
11. Pavlov V.V. Invariance and autonomy of nonlinear control systems. — Kiev: Naukova Dumka. — 1971. — 271 p. (in Russian).
12. Bodner V.A. Aircraft control systems. — M: Mechanical engineering. — 1973. — 506 p. (in Russian).
13. Petrov K.P. Aerodynamics of elements of aircraft. — M.: Mechanical engineering. — 1985. — 272 p. (in Russian).
14. Vorobiev V.G., Kuznetsov S.V. Automatic flight control of aircraft. — Moscow. Transport. — 1995. — 448 p. (in Russian).

Получено 10.11.2015

Медицинская и биологическая кибернетика

УДК 614.2.001.18 : 61.001.891.57

МОДЕЛЬ ПРОГНОЗА ИННОВАЦИОННОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИХ РАБОТ В СФЕРЕ ЗДРАВООХРАНЕНИЯ

А.Е. Горбань¹, М.Л. Кочина²

¹*Украинский центр научной медицинской информации и патентно-лицензионной работы МЗ Украины (г. Киев)*

²*Харьковская медицинская академия последипломного образования (г. Харьков)*

Представлено научное обоснование и результаты разработки модели прогноза инновационной эффективности научно-исследовательских работ (НИР). Для этого были использованы: разработанная система балльной оценки научных результатов и продукции НИР, научного потенциала коллектива исполнителей, уровня предполагаемых исследований по шкале Градации доказательств и силы рекомендаций, а также шкала экспертных оценок. Использование методов нечеткой логики позволило выявить информативные показатели оценки НИР и на этой основе построить модель прогноза ее инновационной эффективности на этапе планирования на основании экспертных оценок.

Ключевые слова: модель прогноза, нечеткая логика, инновационная эффективность, научно-исследовательская работа.

Представлено наукове обґрунтування і результати розроблення моделі прогнозу інноваційної ефективності науково-дослідних робіт (НДР). Для цього було використано: розроблена система балльної оцінки наукових результатів і продукції НДР, наукового потенціалу колективу виконавців, рівня передбачуваних досліджень за шкалою Градації доказів і сили рекомендацій, а також шкала експертних оцінок. Використання методів нечіткої логіки дозволило виявити інформативні показники оцінки НДР і на цій основі побудувати модель прогнозу її інноваційної ефективності на етапі планування на підставі експертних оцінок.

Ключові слова: модель прогнозу, нечітка логіка, інноваційна ефективність, науково-дослідна робота.

ВВЕДЕНИЕ

В здравоохранении Украины с каждым годом увеличивается количество научно-исследовательских работ (НИР), которые выполняются коллективами высших медицинских учебных заведений, научно-исследовательских институтов Министерства здравоохранения Украины и Национальной

академии медицинских наук Украины [1, 2]. Значительная часть этих работ финансируется из общего фонда Государственного бюджета Украины. Основанием для выделения финансовых средств являются решения соответствующих конкурсных комиссий, которые рассматривают представленные проектные заявки на проведение исследований. Процедурно это соответствует требованиям законодательства Украины и отраслевых нормативных документов [3]. Для принятия комиссиями положительных решений большое значение имеет прогноз ожидаемой востребованности полученной научной продукции и перспективы ее внедрения в здравоохранение Украины.

Прогноз ожидаемой востребованности продукта как в медицине, так и в других сферах производственной деятельности осуществляется путем проведения предварительных маркетинговых исследований рынка с выявлением основных потребностей, что само по себе является финансово емким процессом и требует значительного времени. Учитывая факт ежегодного сокращения объема финансирования научной деятельности, применение данного инструментария прогнозирования не представляется возможным.

Эту проблему можно решать путем прогнозирования базовых характеристик научной продукции. В данном случае основными характеристиками являются: снижение себестоимости продукции по отношению к применяемой в настоящее время, повышение уровня ее качества, что в медицинской деятельности может соответствовать характеристике доказательности, безопасности применения и т.д. [4, 5, 6].

В производственных процессах эти характеристики относятся к составляющим понятия конкурентоспособности. Исходя из определений, предусмотренных действующим законодательством Украины [3, 4], регулирующим инновационную деятельность, высокая конкурентоспособность является основополагающей чертой инновационного продукта.

При планировании НИР большое значение имеет прогнозирование эффективности ее выполнения, поскольку финансирование работ, изначально не имеющих должного инновационного эффекта, приводит к нерациональному использованию бюджетных средств. Таким образом, прогнозирование базовых характеристик предполагаемого научного продукта на этапе планирования его разработки можно рассматривать как обязательный этап общего инновационного процесса.

В настоящее время на этапе планирования НИР прогнозирование их инновационной эффективности проводится путем учета экспертных мнений, отзывов специалистов соответствующего профиля и уровня компетенции, оценки предыдущего опыта научных коллективов в решении похожих задач, существующих ресурсных возможностей организаций, обеспечивающих проведение исследований и так далее. Таким образом, процесс прогнозирования включает в себя комплексную интегральную оценку различных параметров, которые в данное время не имеют четкой структуры и количественных характеристик.

В современном отечественном здравоохранении имеется 118 медицинских специальностей, ежегодный объем проводимых научных разработок — более 400, количество единиц выпускаемой в год научной продукции — более 1500. Становится очевидным, что принятие решений в такой ситуации требует серьезной информационной поддержки, поскольку прогнозирование на основе субъективных мнений не удовлетворяет потребностям эффективного управления инновационной деятельностью [1, 2, 4, 5].

Все вышеизложенное диктует необходимость разработки новой структуры и стандартизированных количественных характеристик для прогнозной оценки инновационной продукции на этапе планирования ее создания. Решение этой проблемы возможно только с использованием современных информационных технологий.

Цель работы — научное обоснование и разработка модели прогноза инновационной эффективности НИР.

ОБЪЕКТ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Построение модели прогноза на этапе планирования НИР стало возможным после разработки системы балльной оценки научных результатов и продукции НИР, научного потенциала коллектива исполнителей, уровня предполагаемых исследований по шкале Градации доказательств и силы рекомендаций, а также шкалы экспертных оценок (рис. 1).

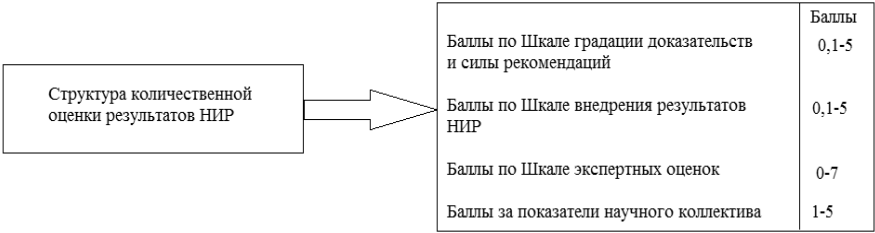


Рис.1. Составляющие количественной оценки эффективности НИР.

Для интеллектуального анализа информации о НИР использована нечеткая логика [7, 8, 9]. Для выявления закономерностей в имеющихся наборах характеристик НИР использован метод нечеткой кластеризации, а для получения прогноза эффективности планируемых НИР была построена модель прогноза, основанная на системе нечеткого вывода Мамдани [10].

Статистическая обработка результатов исследований проведена с использованием методов описательной статистики и непараметрических методов (U критерия Манна-Уитни).

Нечеткий классификатор был реализован с использованием пакета программ MATLAB [11]. Для решения задачи нечеткой кластеризации на основе алгоритма нечетких *c*-средних был использован набор программ Fuzzy Clustering and Data Analysis Toolbox.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Для построения модели прогноза инновационной эффективности НИР были использованы данные 56 завершенных работ, выполнявшихся в 2012–2014 гг. Количественная оценка эффективности НИР проведена с использованием форм, содержащих Шкалы (рис. 1).

При планировании НИР, а также на разных этапах ее выполнения не менее трех экспертов оценивают предполагаемые или полученные результаты с использованием соответствующей Шкалы (рис. 2).



Рис. 2. Структура экспертной оценки эффективности НИР.

Каждый из показателей разработанной Шкалы экспертной оценки НИР имеет градации, в соответствии с которыми эксперт выставляет окончательные баллы. Для примера приведем фрагмент Шкалы, касающийся предполагаемой новизны и практической значимости НИР (табл.1).

После проведения оценки планируемой НИР в соответствии со Шкалой производится вычисление средних значений каждого из оцениваемых показателей.

Далее производится вычисление средних значений каждого из оцениваемых показателей.

В результате предварительного анализа полученных данных было установлено, что оптимальное разделение НИР по степени инновационной эффективности осуществляется по значениям четырех показателей. Все эти показатели относятся к категории экспертных оценок (рис.2). Среди них наиболее информативными оказались показатели новизны (Н), ожидаемого медицинского эффекта от внедрения (ЭМ), методического уровня и материально-технической базы исследования (МУ), квалификации основных

исполнителей (КИ). Попытки использовать больший набор показателей для кластеризации приводили к появлению ошибок при ее проведении и рассеиванию данных.

Таблица 1.

Фрагмент Шкалы экспертной оценки НИР

Наименование показателя	Характеристика	Баллы
1. Новизна		
1.1. Уровень научной новизны		
Высокий	Проводится впервые в мире	5–7
Относительно высокий	Проводится впервые в Украине	3–4
Недостаточно высокий	Новизна на уровне отдельной НИР	1–2
Отсутствует	Не имеет значения для науки и практики	0
2. Значимость для науки и практики		
2.1. Степень влияния результатов НИР на науку и практику		
Высокая	Окажет кардинальное влияние на дальнейшее развитие науки и практики	5–7
Относительно высокая	Окажет существенное влияние на дальнейшее развитие науки и практики	3–4
Недостаточно высокая	Окажет определенное влияние на развитие науки и практики	1–2
Отсутствует	Не имеет значения для развития науки и практики	0
2.2. Степень соответствия запросам науки и практики		
Высокая	Имеет первостепенное значение для науки и практики	5–7
Относительно высокая	Имеет важное значение	3–4
Недостаточно высокая	Имеет определенное значение	1–2
Отсутствует	Не соответствует запросам науки и практики	0
2.3. Оценка уровня эффекта от внедрения		
Высокий	Широкое внедрение на национальном уровне со значительным эффектом	4–5
Относительно высокий	Внедрение в нескольких регионах со значительным эффектом	2–3
Недостаточно высокий	Внедрение в нескольких организациях без определения эффекта	0,5–1
Отсутствует	Внедрение отсутствует	0

Предварительная нормировка экспертных оценок с использованием разработанного нами минимально допустимого уровня значений показателей позволила существенно улучшить результат кластеризации и добиться безошибочного разделения на кластеры (рис. 2). В результате деления средних баллов, полученных при экспертизе заявки на финансирование НИР, на минимально допустимый уровень были получены относительные значения показателей, которые и использовались при проведении нечеткой кластеризации.

Для синтеза модели прогноза в соответствии с алгоритмом (рис. 3) на вход системы были поданы показатели эффективности 36-ти завершенных НИР (выборка 1). Эти показатели были кластеризованы по алгоритму нечетких *c*-средних. В результате кластеризации было выделено три кластера и определены координаты их центров. Далее на основании результатов кластеризации исходных данных был произведен синтез нечетких правил и аппроксимация функции принадлежности объекта к кластеру [11]. Функция принадлежности в каждом случае позволяет оценить степень близости

объекта к выделенному кластеру по значению выделенного показателя. Для проверки модели и настройки ее параметров были использованы показатели 20-ти завершенных НИР (выборка 2).

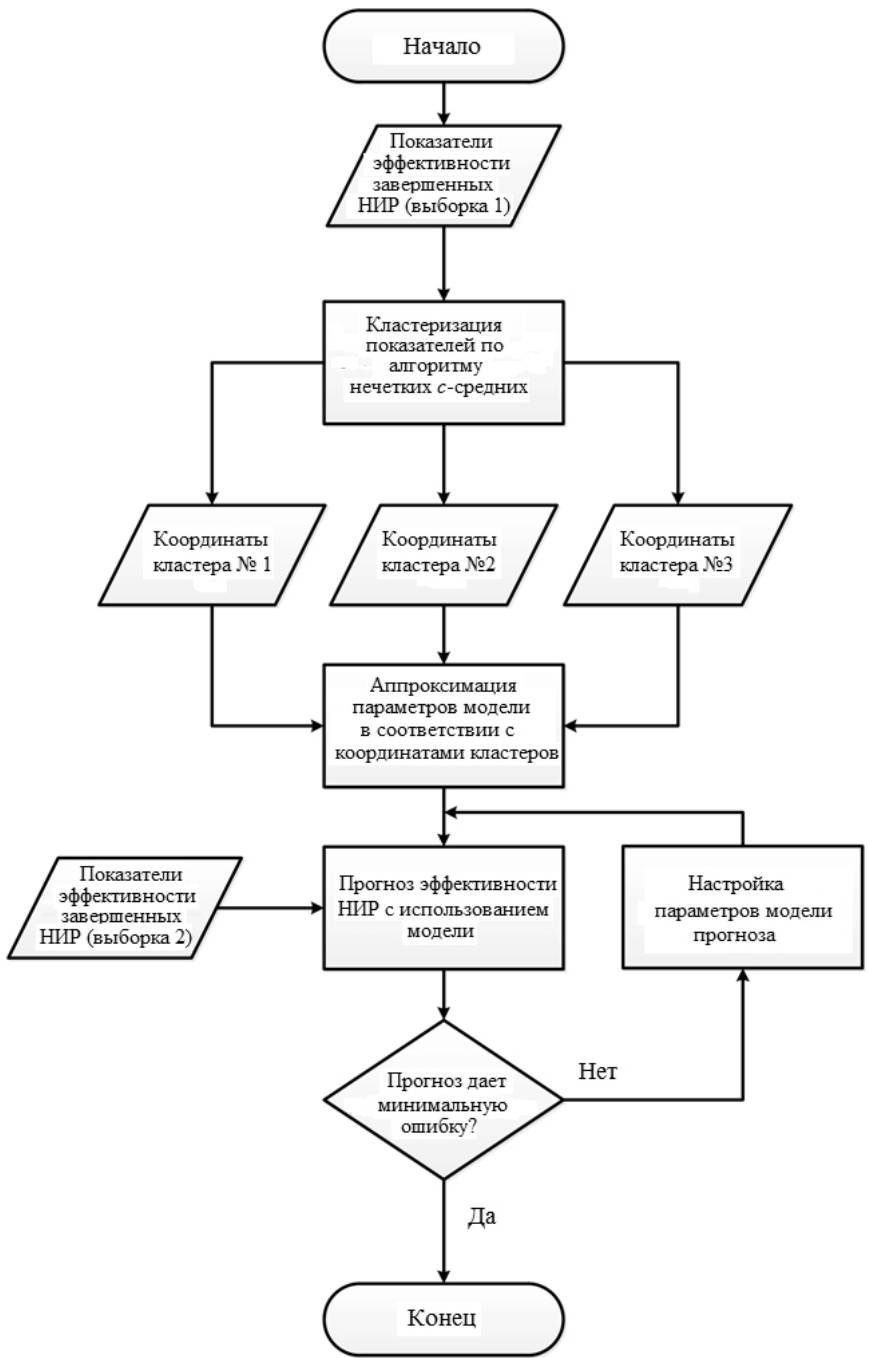


Рис. 3. Алгоритм разработки модели эффективности НИР.

Использование нечеткой кластеризации позволило экстрагировать из сырых данных решающие правила, в дальнейшем использующиеся при
© А.Е. Горбань, М.Л. Кочина, 2016
ISSN 0452-9910. Кибернетика и вычисл. техника. 2016. Вып. 183

построении прогнозной модели на основе системы нечеткого логического вывода [9, 11].

На основании анализа исходной информации была получена нечеткая база знаний в виде трех логических уравнений:

$$\mu_{K1}(X) = \mu_{H1}(x_1) \cap \mu_{ЭM1}(x_2) \cap \mu_{МУ1}(x_3) \cap \mu_{КИ1}(x_4),$$

$$\mu_{K2}(X) = \mu_{H2}(x_1) \cap \mu_{ЭM2}(x_2) \cap \mu_{МУ2}(x_3) \cap \mu_{КИ2}(x_4),$$

$$\mu_{K3}(X) = \mu_{H3}(x_1) \cap \mu_{ЭM3}(x_2) \cap \mu_{МУ3}(x_3) \cap \mu_{КИ3}(x_4),$$

где $\mu_{K1}(X)$, $\mu_{K2}(X)$, $\mu_{K3}(X)$ — степень выполнения правил нечеткой базы знаний для входного вектора параметров эффективности НИР $X = (x_1, x_2, x_3, x_4)$; $\mu_{Hn}(x_1), \mu_{ЭMn}(x_2), \mu_{МУn}(x_3), \mu_{КИn}(x_4)$ —

соответствующие функции принадлежности значения параметра эффективности НИР нечеткому правилу базы знаний; $\mu_{Hn}(x_m)$ — параметр новизны; $\mu_{ЭMn}(x_m)$ — параметр ожидаемого медицинского эффекта от внедрения; $\mu_{МУn}(x_m)$ — параметр методического уровня и материально-технической базы исследования; $\mu_{КИn}(x_m)$ — параметр квалификации основных исполнителей.

Для аппроксимации функции принадлежности каждого нечеткого кластера функциями принадлежности входных и выходных переменных использована двусторонняя гауссова функция:

$$\mu^t(x) = \begin{cases} \frac{-(x-b)^2}{2c_1^2} e^{\frac{-(x-b)^2}{2c_1^2}}, & x < b \\ 1, & x = b \\ \frac{-(x-b)^2}{2c_2^2} e^{\frac{-(x-b)^2}{2c_2^2}}, & x > b \end{cases}$$

где $\mu^t(x)$ — функция принадлежности переменной x ; b — параметр функции принадлежности, соответствующий координате максимума (в данном случае — координата центра кластера); c_1, c_2 — параметры сжатия-растяжения функции принадлежности.

Для получения прогноза инновационной эффективности НИР с использованием разработанной модели её описание необходимо загрузить в программу, реализующую машину нечеткого вывода Мамдани, например, в пакет прикладных программ Matlab Fuzzy Logic Toolbox.

Настройка параметров модели проводилась отдельно для левой и правой ветвей функций принадлежности. Поиск оптимальных параметров сжатия-растяжения функции проводился по методу наименьших квадратов. Параметры модели прогноза приведены в табл. 2.

Полученная прогнозная модель представляет собой комбинацию базы знаний, составленную из набора нечетких правил, и оптимизированных функций принадлежности. Особенностью такой прогнозной модели является то, что для получения номера кластера, к которому относится конкретная

НИР, необходимо воспользоваться решающими правилами:

$$\text{НИР} = \begin{cases} \text{относится к группе 1, если } 0 < y \leq 1,5 \\ \text{относится к группе 2, если } 1,5 < y \leq 2,5, \\ \text{относится к группе 3, если } 2,5 < y \leq 3,0 \end{cases}$$

где y — результат, полученный на выходе машины нечеткого логического вывода.

На основании разработанной модели все НИР, оцененные с использованием предложенной системы баллов, были разделены на три кластера. Объемы первого и третьего кластеров составил по $(28 \pm 7,5)\%$ от всего количества НИР, второго кластера — $(44 \pm 8,3)\%$.

Таблица 2

Параметры оптимизированных функций принадлежности

Параметр Функция	b	c_1	c_2
$\mu_{K1}(X)$	1,998	0,3748	0,08507
$\mu_{K2}(X)$	1,012	0,01594	0,3784
$\mu_{K3}(X)$	2,99	0,323	0,00118
$\mu_{H1}(x_1)$	0,6484	0,428	0,01388
$\mu_{ЭМ1}(x_2)$	0,3339	0,0005551	0,1249
$\mu_{МУ1}(x_3)$	1,051	0,08925	0,3261
$\mu_{КИ1}(x_4)$	1,5	0,2855	3,185e-005
$\mu_{H2}(x_1)$	0,6665	0,1464	0,0001297
$\mu_{ЭМ2}(x_2)$	0,6628	0,1184	0,005312
$\mu_{МУ2}(x_3)$	1,09	0,09258	0,4666
$\mu_{КИ2}(x_4)$	1,5	0,2807	3,185e-005
$\mu_{H3}(x_1)$	0,6667	0,1198	9,472e-006
$\mu_{ЭМ3}(x_2)$	0,3334	1,426e-005	0,1006
$\mu_{МУ3}(x_3)$	0,001492	0,002027	0,2782
$\mu_{КИ3}(x_4)$	0,001211	0,001645	0,4767

После кластеризации был проведен расчет суммарных баллов по каждой НИР, отнесенной к определенному кластеру, с использованием всех показателей в соответствии с разработанными формами. Расчет баллов за полученные в НИР научные результаты и продукцию (методические рекомендации, информационные письма, нововведения, патенты, статьи, монографии, диссертации и др.) проводился с учетом количества исполнителей работы, что осуществлялось путем деления суммарного балла за эти виды результатов на количество исполнителей. Это позволило поставить в равные условия все научные коллективы. Полученные нормированные баллы прибавлялись к общей сумме баллов. Средние баллы и

их размах в кластерах представлены в табл. 3. Сравнение суммарных баллов, полученных за НИР, в разных кластерах с использованием непараметрического критерия Манна-Уитни для уровня значимости ($P < 0,01$) позволило выявить наличие достоверных отличий между первым и вторым, первым и третьим, вторым и третьим кластерами.

Таблица 3.

Средние баллы за эффективность НИР

Кластер	Средний балл	Минимальный балл	Максимальный балл	Стандартное отклонение
1 ($n = 16$)	50,8 ¹	34,3	76,5	15,1
2 ($n = 24$)	40,9 ²	26,3	58,5	10,7
3 ($n = 16$)	29,3 ³	22,2	42,8	7,2

Примечания: ¹ — различия в баллах между первым и вторым кластером достоверны; ² — различия в баллах между вторым и третьим кластером достоверны; ³ — различия в баллах между первым и третьим кластером достоверны; n — объем кластера.

НИР, отнесенные к первому кластеру на основании экспертных оценок, получили наибольшее количество баллов. Интервал изменения баллов в этом кластере также наибольший и составляет 42,2 балла, во втором он равняется 32,2, а в третьем — 20,6 баллам. На основании результатов, представленных в табл. 3, можно также отметить, что существенно различаются между кластерами минимальные и максимальные баллы за НИР, а также стандартные отклонения. В первых двух кластерах разброс баллов выше, чем в третьем, что указывает на достаточно высокое сходство НИР, отнесенных к этому кластеру.

Анализ структуры показателей в кластерах позволил установить, что к первому кластеру отнесены наиболее эффективные НИР, ко второму — промежуточные, к третьему — неуспешные, при выполнении которых не получены весомые результаты либо эти результаты должным образом не представлены в виде соответствующих позиций (публикации, диссертации, методические рекомендации, выступления на форумах и т.д.).

Отнесение планируемой НИР к определенному кластеру на основании экспертных оценок по четырем выделенным информативным показателям с использованием разработанной модели прогноза позволяет предсказать с достаточной точностью возможную эффективность ее выполнения. Так, отнесение НИР к первому или третьему кластеру позволяет принять соответствующее решение о финансировании сразу, поскольку в первом кластере собраны высокоэффективные НИР, а в третьем — неэффективные. Если в результате использования разработанной прогнозной модели НИР попадает во второй кластер, то в этом случае принятие решения будет зависеть от дополнительных факторов, например, информации о предыдущей успешности научного коллектива или наличия у него достаточной материально-технической базы, высокой квалификации исполнителей, значимости для науки и практики заявляемой темы. Классифицировать НИР, попавшую во второй кластер, по степени прогнозируемой успешности можно также путем проведения повторной кластеризации. Эта процедура позволит разделить НИР этого кластера на прогнозируемо более успешные и менее

успешные, после чего будет принято окончательное решение.

Таким образом, модель прогноза эффективности НИР может быть реализована с использованием одноступенчатого алгоритма, представленного в данной статье, и двухступенчатого алгоритма кластеризации (что может быть выполнено при наличии большого количества исходных данных), либо на втором этапе выбор НИР для финансирования будет осуществляться с учетом дополнительных факторов.

Для иллюстрации прогнозной модели на рис. 4 показана работа системы нечеткого вывода для трех выделенных кластеров.

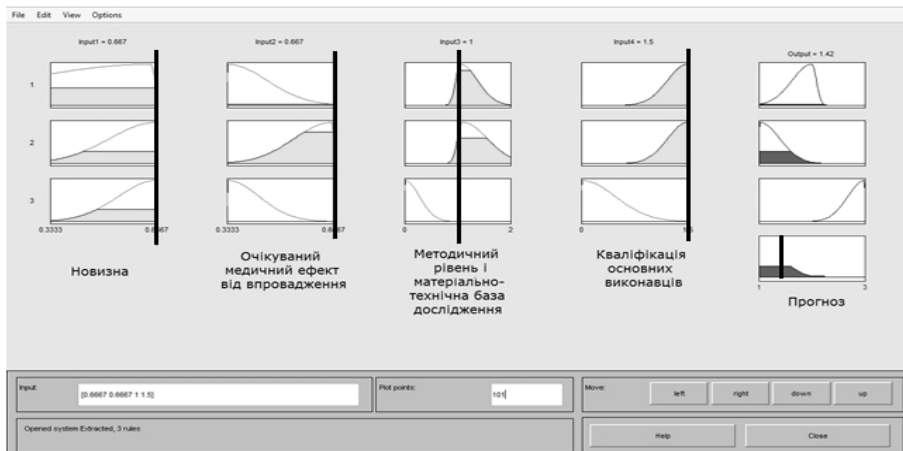


Рис. 4. Экранная форма прогноза эффективности НИР с входными параметрами 0,666667; 0,666667; 1; 1,5.

На вход системы поступает вектор входных параметров: нормированные показатели экспертной оценки уровня новизны (Input1), ожидаемого медицинского эффекта от внедрения (Input2), методического уровня и материально-технической базы исследования (Input3) и квалификации основных исполнителей (Input4). В таблице, представленной на рис. 4, в прямоугольных блоках размещены графики функций принадлежности входных (четыре столбца слева) и выходных переменных (один столбец справа). Каждая строка (помечена цифрами 1, 2, 3) условно соответствует одному нечеткому правилу. Жирной линией отмечено численное значение соответствующего входного параметра (отложено на оси абсцисс). Закрашенные области под графиками соответствуют antecedentes (степеням выполнения условий нечетких правил), полученным в результате фазификации (введения нечеткости). Под графиками функций принадлежности, расположенными в трех верхних блоках справа, показаны консеквенты — заключения по каждому из составных правил (закрашенные области). В четвертом (нижнем) блоке показан результат аккумуляции заключений по всем правилам (закрашенная область) и дефазифицированное четкое значение результата прогноза (широкая жирная линия).

Таким образом, получение прогноза инновационной эффективности НИР в сфере здравоохранения с использованием разработанной модели происходит в несколько этапов. На первом этапе проводится экспертная

оценка запроса на финансирование НИР не менее чем тремя экспертами с использованием Шкалы. После чего вычисляются средние значения информативных показателей (новизны, ожидаемого медицинского эффекта от внедрения, методического уровня и материально-технической базы исследования, квалификации основных исполнителей), которые нормируются на минимально допустимый уровень значений этих показателей. Полученные нормированные показатели загружаются в программу, реализующую машину нечеткого вывода Мамдани. На основании разработанных решающих правил определяется кластер, к которому относится конкретная НИР. Отнесение НИР к кластеру на основании значений информативных показателей позволяет предсказать с достаточной точностью возможную эффективность ее выполнения.

Выводы

Разработанный метод балльной оценки НИР позволяет количественно оценить ее эффективность на этапах планирования, выполнения и завершения, что дает возможность объективизировать решение о предоставлении или продолжении финансирования, а также определить рейтинг научного коллектива.

Использование методов нечеткой логики позволило выявить информативные показатели и на этой основе построить модель прогноза эффективности НИР на этапе планирования на основании запроса на финансирование.

Наиболее информативными для прогнозирования инновационной эффективности НИР являются нормированные показатели новизны исследования, ожидаемого медицинского эффекта от внедрения результатов, методического уровня и материально-технической базы исследования, квалификации основных исполнителей.

Использование разработанной модели прогноза эффективности НИР на этапе планирования позволяет оценить инновационный потенциал работы с использованием только экспертных оценок, что является поддержкой принятия решения о ее финансировании.

1. Горбань А.Є., Закрутько Л.І., Мислицкий О.В. // Клін. та експерим. патол. Аналітична оцінка інноваційної та винахідницької діяльності у сфері охорони здоров'я України у 2013 році // Клін. та експерим. патол. — 2014 — Т. XIII, № 1 (47) — С. 3–7.
2. Горбань А.Є. Стан інноваційної діяльності у сфері охорони здоров'я // Регіональна інноваційна стратегія та сталий економічний розвиток: наук. конф., 5 лип. 2012 р., м. Київ.: матеріали. — К., 2012. — С.34–35.
3. Закон України «Про пріоритетні напрями розвитку науки і техніки» від 11.07.2001 року № 2623-ІІІ (із змінами) — [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/2623-14>
4. Оптимізація інноваційної діяльності у сфері охорони здоров'я України / А.Є. Горбань, Л.І. Закрутько, Л.В. Василенко, та ін. // Інтелектуальна власність в Україні. — 2012. — № 10. — С. 11–15.
5. Питання підвищення ефективності інноваційної та винахідницької діяльності й розвитку трансферу медичних технологій у сфері охорони здоров'я України /

- В.В. Лазоришинець, О.П. Волосовець, О.М. Кочет та ін. // Український медичний часопис. — 2014. — № 4 (102). — С. 142–145.
6. Горбань А.Є. Упровадження досягнень медичної науки в практику охорони здоров'я з використанням сучасних інформаційних технологій // Лік. справа. Врачеб. дело — 2012 — № 3–4. — С. 109–112.
 7. Борисов В.В., Круглов В.В., Федулов А.С. Нечеткие модели и сети — М.: Горячая линия — Телеком, 2007. — 284 с.
 8. Брянец И. Н. Data Mining. Теория и практика. — М.: БДЦ-Пресс, 2006. — 208 с.
 9. Леоненков А.В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzyTECH. — СПб.: БХВ-Петербург. — 2005 — 736 с.
 10. Mamdani E. H., Assilian S. An experiment in linguistic synthesis with fuzzy logic controller // J. Man-Machine Studies. — 1975. — Vol. 7, № 1. — P. 1–13.
 11. Штовба С.Д. Проектирование нечетких систем средствами MATLAB — М.: Горячая линия — Телеком, 2007. — 288 с.

UDC 614.2.001.18 : 61.001.891.57

FORECASTING MODEL OF INNOVATIVE EFFICIENCY OF RESEARCH WORK IN THE HEALTH CARE

A.E. Gorban¹, M.L. Kochina²

¹*Ukrainian Centre of Scientific Medical Information and Patent-Licence Provision of Ministry of Health of Ukraine (Kiev)*

²*Kharkiv Medical Academy of Postgraduate Education (Kharkiv)*

Introduction. When planning research work (research) predicting the effectiveness of its innovative performance, which is crucial in determining the prospects of its funding is of great importance.

The purpose of the article is to give scientific substantiation and development of forecasting model of innovative efficiency of research.

Methods. Scoring system developed by the scientific research results and products, the scale of expert assessments were used. To construct forecasting model of fuzzy logic was used.

Results. The usage of fuzzy logic revealed informative indicators for predicting of the innovative effectiveness of research, which include peer reviews: the novelty of the research, the expected medical effect of the introduction of the results, level of methodical and material base of research, qualification of basic performers. The usage of the model of expert estimates forecast the effectiveness of research at the planning stage.

Conclusion. The usage of this method of scoring the results of research and forecasting model of its effectiveness can be the basis for a decision on the financing of the work at the planning stage and allow us to determine the rating of scientific staff at its completion.

Keywords: forecasting model, fuzzy logic, innovation efficiency, the research work.

1. Horban' A.Ye., Zakrut'ko L.I., Myslyts'kyi O.V. Analitychna otsinka innovatsiynoyi ta vynakhidnyts'koyi diyal'nosti u sferi okhorony zdorov'ya Ukrayiny u 2013 rotsi // *Klin. ta ekspery. patol.* — 2014 — Т. XIII, № 1 (47) — P. 3–7.
2. Horban' A.Ye. Stan innovatsiynoyi diyal'nosti u sferi okhorony zdorov'ya // *Rehional'na innovatsiyna stratehiya ta stalyy ekonomichnyy rozvytok: nauk. konf.*, 5 lyp. 2012 r.,

- m. Kyiv.: materialy. — K., 2012. — P.34–35.
3. Zakon Ukrainy «Pro prioritetni napryamy rozvytku nauky i tekhniky» vid 11.07.2001 roku № 2623-111 (iz zminamy) — [Elektronnyy resurs]. — Rezhym dostupu: [http // zakon2.rada.gov.ua / laws/show/2623-14](http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/2623-14)
 4. Optymizatsiya innovatsiynoyi diyal'nosti u sferi okhorony zdorov'ya Ukrainy / A.Ye. Horban', L.I. Zakrut'ko, L.V. Vasylenko, A.O. Koval'chuk // *Intelektual'na vlasnist' v Ukraini*. — 2012. — № 10. — S. 11–15.
 5. Pytannya pidvyshchennya efektyvnosti innovatsiynoyi ta vynakhidnyts'koyi diyal'nosti y rozvytku transferu medychnykh tekhnolohiy u sferi okhorony zdorov'ya Ukrainy / V.V. Lazoryshynets', O.P. Volosovets', O.M. Kochet, A.Ye. Horban' [ta in.] // *Ukrayins'kyy medychnyy chasopys*. — 2014. — № 4 (102). — S. 142–145.
 6. Horban' A.Ye. Uprovadzhennya dosyahnen' medychnoyi nauky v praktyku okhorony zdorov'ya z vykorystannyam suchasnykh informatsiynykh tekhnolohiy // *Lik. sprava. Vracheb. delo* — 2012 — № 3–4. — P. 109–112.
 7. Borysov V.V., Kruhlov V.V., Fedulov A.S. Nechetkye modely y sety — M.: Horyachaya lynyia — Telekom, 2007. — 284 p.
 8. Bryantsev Y.N. Data Mining. Teoriya y praktyka. — M.: BDTs–Press, 2006. — 208 p.
 9. Leonenkov A.V. Nechetkoe modelyrovanye v srede MATLAB y fuzzyTECH. - SPb.: BKhV–Peterburh, 2005 — 736 p.
 10. Mamdani E.H., Assilian S. An experiment in linguistic synthesis with fuzzy logic controller - J. Man-Machine Studies. — 1975. — Vol. 7, № 1. — P. 1–13.
 11. Shtovba S.D. Proektyrovanye nechetkykh system sredstvamy MATLAB - M.: Horyachaya lynyia — Telekom, 2007. — 288 p.

Получено 14.12.2015

Ваховский Иван Владимирович, студент Национального технического университета Украины «Киевский политехнический институт», пр. Победы, 37, Киев, 03056, e-mail: evanvaha@gmail.com

Володько Ольга Николаевна, студентка Учебно-научного института аэронавигации Национального авиационного университета, пр. Космонавта Комарова, 1, г. Киев, 03680, e-mail: o-volodko@hotmail.com

Горбань Андрей Евгеньевич, кандидат медицинских наук, директор Государственного научного учреждения «Украинский центр научной медицинской информации и патентно-лицензионной работы Министерства охраны здоровья Украины», пр. Московский, 19, г. Киев, 04655, e-mail: minf@ukr.net

Грищенко Юрий Витальевич, кандидат технических наук, доцент кафедры авионики Учебно-научного института аэронавигации Национального авиационного университета, пр. Космонавта Комарова, 1, г. Киев, 03680, e-mail: hryshchenko8y@gmail.com

Губарев Вячеслав Федорович, член-корреспондент НАН Украины, доктор технических наук, заведующий отделом управления динамическими системами Института космических исследований НАН Украины и ГКА Украины, пр. Академика Глушкова, 40, корпус 4/1, г. Киев, 03680, e-mail: v.f.gubarev@gmail.com

Дяденко Ольга Николаевна, аспирант Национального технического университета Украины «Киевский политехнический институт», пр. Победы, 37, Киев, 03056 e-mail: olga.diadenko@gmail.com

Комар Николай Николаевич, младший научный сотрудник отдела интеллектуального управления Международного научно-учебного центра информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины, пр. Академика Глушкова, 40, г. Киев, 03680, e-mail: komko08@mail.ru

Коршунов Николай Вячеславович, инженер-конструктор, ГП «Антонов», ул. Туполева, 1, г. Киев, 03062, e-mail: master512@ukr.net

Кочина Марина Леонидовна, доктор биологических наук, профессор кафедры клинической информатики и информационных технологий в управлении здравоохранением Харьковской медицинской академии последипломного образования, ул. Корчагинцев, 58, Харьков, 61176, e-mail: m_kochina@yahoo.com

Ориховская Ксения Борисовна, аспирант Международного научно-учебного центра информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины, пр. Академика Глушкова, 40, г. Киев, 03680 ГСП, e-mail: kseniaor@gmail.com

Павлов Вадим Владимирович, доктор технических наук, профессор, заведующий отделом интеллектуального управления Международного научно-учебного центра информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины, пр. Академика Глушкова, 40, г. Киев, 03680, e-mail: dep185@irtc.org.ua

Файнзильтберг Леонид Соломонович, доктор технических наук, главный научный сотрудник отдела автоматизированных систем обработки данных Международного научно-учебного центра информационных технологий и систем НАН Украины и МОН Украины, пр. Академика Глушкова, 40, г. Киев, 03680 ГСП e-mail: fainzilberg@voliacable.com

Филатова Анна Евгеньевна, кандидат технических наук, доцент кафедры вычислительной техники и программирования, докторант Национального технического университета «Харьковский политехнический институт», ул. Фрунзе, 21, г. Харьков, 61002, e-mail: filatova@gmail.com

Хохлов Евгений Михайлович, президент Научно-методологического центра процессного анализа, ул. Борщаговская, 109/141, г. Киев, 03056

Внимание!

**Оформление подписки для желающих
опубликовать статьи в нашем журнале обязательно.
В розничную продажу журнал не поступает.**

Подписной индекс в „Каталог видань України” 86598
Подписка (ретроподписка) осуществляется также в агентстве «Укринформнаука»
НАН Украины: ukrinformnauka@gmail.com

ВНИМАНИЮ АВТОРОВ!

Требования к рукописям статей

1. Рукопись предоставляется на белой бумаге в двух экземплярах (язык — русский, 9–10 с.) и электронная версия. К рукописи прилагаются:

— аннотации — на русском и украинском языках (УДК, фамилия, инициалы автора/ов, название статьи, 5–6 строк текста, ключевые слова), на английском языке (фамилия, инициалы автора/ов, место работы, город, страна, название статьи, от 250 слов, с выделением рубрик: введение, цель, результаты, выводы, ключевые слова);

— согласие автора/ов на публикацию;

— сведения об авторе должны включать: ФИО, ученую степень, научное звание, должность, отдел, место работы, почтовый адрес организации, телефон (служ., моб., дом.), E-mail.

2. Текст статьи подается с обязательными рубриками: введение, постановка задачи, цель, результаты, четко сформулированные выводы.

3. Поданные статьи проходят рецензирование ведущими специалистами в данной области.

Структура статьи в КВТ

УДК

НАЗВАНИЕ

И.О.Фамилия / и

Организация/и

Аннотация (рус., 5-10 строк)

Ключевые слова: (5-8 слов)

Анотація (укр., 5-10 рядків)

Ключові слова: (5-8 слів)

Введение

Цель

Постановка задачи

Результаты (1-3 раздела с названиями)

Выводы

Список литературы на языке оригинала (в порядке упоминания в тексте, по стандарту ДСТУ ГОСТ 7.1 : 2006, ДСТУ ГОСТ 7.80 : 2007).

Abstract 0,5-0,7 p.

ФИО, Название статьи на английском языке

Название организации – на английском языке.

С обязательными рубриками:

Introduction.

Purpose.

Results.

Conclusion.

Keywords:

Список литературы — перевод источников на английский язык, фамилии и инициалы авторов — транслитерация

(Author A.A. Article. *Journal*, 2000, vol. 1, № 2, pp. 111–112.
Author A.A., Author B.B. *Book*. City: Publisher, 2000. 111 p. (in Russian).

Требования к текстовому файлу

Формат файла *.doc, *.rtf. Файл должен быть подготовлен с помощью текстового редактора Microsoft Word 2003.

Используемые стили: шрифт Times New Roman, высота 12 пт, межстрочное расстояние — полуторное. Формат бумаги А4, поля (слева, справа, сверху, внизу) 2 см.

Формулы набираются в редакторе формул Microsoft Equation Editor 3.0.

Опции редактора формул — (10,5; 8,5; 7,5; 14; 10). Ширина формул не более 12 см.

Рисунки должны быть достаточно качественными, созданы встроенным редактором рисунков Word Picture либо иными Windows-приложениями (в этом случае рисунки должны быть представлены отдельными файлами соответствующих форматов). Ширина рисунков не более 12 см.

Таблицы выполняются стандартным встроенным в Word инструментарием «Таблица».

В розничную продажу журнал не поступает

Оформление подписки для желающих опубликовать статьи в нашем журнале обязательно.

Подписка осуществляется:

- „Каталог видань України”, подписной индекс 86598
- в агентстве «Укринформнаука» НАН Украины ukrinformnauka@gmail.com

Підп. до друку 30.03.2016. Формат 70×108/16. Папір офсетний.
Ум. друк. арк. 10,33. Обл. вид. арк. 9,84. Тираж 100. Зам. №3211

Видавничий дім “Академперіодика” НАН України
01004, Київ 4, вул. Терещенківська, 4.
Свідоцтво про внесення до Державного реєстру суб’єкта видавничої справи
Серії ДК №544 від 27.07.2001 р.