Раздел I. Методы и алгоритмы обработки сигналов

УДК 681.518.54

Г.Г. Галустов, Е.Е. Завтур

КЛАССИФИКАЦИЯ РЕАЛИЗАЦИЙ МЕДИКО-БИОЛОГИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДА НЕЛИНЕЙНЫХ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ

Рассматривается квазиэвристический подход, дающий вполне приемлемые с инженерной точки зрения решающие правила и реализуемый без особых технических усилий. Формализация задачи распознавания основывается на объективно существующей общности свойств объектов одного и того же класса, часто определяемой понятием «сходства». Использованная в работе гипотеза о компактности предполагает адекватность понятий «сходства» сигналов одного класса и их геометрической «близости», проявляющейся в объединении их в одно связанное подмножество в пространстве признаков. Рассмотрены вопросы укрупненного описания медико-биологических сигналов на основе нелинейного преобразования исходных множеств с целью формирования оптимального с позиций выдвинутого критерия решающего правила. Приведена методика определения оператора нелинейного преобразования, позволяющая построить оптимальную разделяющую поверхность в пространстве признаков, для чего не требуется априорного знания плотностей распределения признаков классифицируемых сигналов. Может показаться, что использование только первых и вторых моментов существенно снижает ценность рассмотренного решающего правила по сравнению, например, с байесовским, так как наиболее полная информация о сигналах заключена в их многомерных распределениях. Однако в большинстве практических задач распознавания эти распределения априори неизвестны и не могут быть получены с удовлетворительной точностью из-за ограниченности обучающей выборки. Поэтому для выделения полезной с точки зрения распознавания информации можно использовать только такие статистические характеристики, которые обладают достаточной устойчивостью при их оценке по реальной обучающей выборке.

Обучающая выборка; конечные статистики; сигналы; случайные процессы; оператор преобразования; плотность вероятности; критерий оптимальности; решающее правило; вероятность ошибки; достоверность оценки; нелинейное преобразование.

G.G. Galustov, E.E. Zavtur

CLASSIFICATION OF REALIZATIONS OF MEDICAL AND BIOLOGIC SIGNALS WITH USE OF THE METHOD OF NONLINEAR TRANSFORMATIONS

The quasi-heuristic approach giving solving rules quite comprehensible from the engineering point of view and realised without special technical efforts is considered. A problem formalisation of recognition is based on objectively existing generality objects properties of the same class, often defined by concept of "similarity". The hypothesis about compactness using in the work assumes adequacy «similarity" concepts of one class signals and their geometrical "affinity" shown in their association in one coupled subset in space of signs. Questions of the integrated description of medical and biologic signals on the basis of nonlinear transformation of initial sets for the purpose of shaping optimum from the put forward criterion positions of a solving rule are considered. The procedure of the operator determination of the nonlinear transformation is resulted. It allows to construct an optimum dividing surface in space of signs for what it is not required an *aprioristic knowledge of density functions of signs classified signals. It can seem that using only the first and the second moments essentially reduces value of the considered solving rule compared, for example, Bayesian rule as the fullest information about signals is concluded in their multidimensional distributions. However in the majority of practical problems of recognition these distributions are a priori unknown and cannot be received with satisfactory accuracy because of limitation of training sample. Therefore, for allocation of the useful information from the point of view of recognition it is possible to use only such statistical characteristics which possess sufficient stability at their estimation on real training sample.*

Training sample; final statistics; signals; casual processes; the operator of transformation; probability density; criterion of the optimality; solving rule; probability of an error; reliability of an estimation; nonlinear transformation.

Одной из основных функций, выполняемых информационно-измерительными системами при решении задачи диагностики состояния человека-оператора, является обработка медико-биологических сигналов по различным алгоритмам с целью выделения из них информативных признаков [2, 3, 6].

Под выбором признаков, характеризующих процессы, подлежащие классификации, обычно понимают процесс преобразования данных исходных измерений в более эффективные признаковые пространства.

В линейных преобразованиях функция, связывающая признаки с данными исходных измерений, определена, и задача сводится к нахождению коэффициентов линейной функции, максимизирующих или минимизирующих некоторый выбранный или заданный критерий.

Однако при диагностике состояния человека-оператора имеются эффективные признаки, являющиеся существенно нелинейными функциями исходных переменных. В таких случаях основная задача состоит в нахождении подходящего нелинейного преобразования для рассматриваемых переменных.

Общей теории выбора нелинейного преобразования для нахождения оптимальных признаков нет, и решение таких задач сильно зависит от конкретных условий задачи.

Использование метода вероятностного кодирования сигналов [7, 9, 11, 12, 13, 15] для получения эффективных признаков укрупненного описания процессов в общем случае связано с нелинейным преобразованием исходных переменных. Однако применение метода ограничено из-за сложности отыскания функций опорных распределений, максимизирующих (минимизирующих) заданный критерий оптимальности.

В данной статье предлагается модификация метода вероятностного кодирования сигналов, которая дает возможность отыскания приближенного значения оптимальной, в смысле заданного критерия, функции нелинейного преобразования признаков.

В соответствии с указанным методом признаки анализируемого медико-биологического процесса $\xi(t)$ с плотностью распределения вероятности $W_\xi(x)$ формировались в соответствии с алгоритмом

$$z(t)=\begin{cases}1, & \xi(t)>\eta(t);\\ 0, & \xi(t)\le\eta(t),\end{cases} \tag{1}$$

где $\eta(t)$ – некоторый опорный процесс с плотностью распределения вероятности $W_\eta(x)$, определяемый на этапе обучения.

В частности, если в качестве признаков используются математические ожидания процессов $z(t)$, то их можно определять следующим образом [4, 5, 7, 8]:

$$P(\xi \geq \eta) = P(\eta \leq \xi) = M\{z(t)\} = M\{P[\eta \leq x]\} = \\ = M\{F_\eta(x)\} = \int_{-\infty}^{\infty} F_\eta(x) W_\xi(x) dx, \tag{2}$$

где $P(\cdot)$ – символ вероятности появления события; $M(\cdot)$ – оператор математического ожидания случайной величины; $F_\eta(x)$ – функция распределения вероятности процесса $\eta(t)$.

Будем использовать теперь вместо случайного опорного процесса $\eta(t)$ с функцией распределения $F_\eta(x)$ некоторую детерминированную нелинейную функцию $\psi(x),$ тогда выражение (2), используемое в качестве признака классифицируемого процесса, можно переписать в виде функционала

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \psi(x) W_{i\xi}(x) dx, \quad i = 1, 2. \tag{3}$$

В работе [9, 14, 15] предложен критерий, который при известных статистических характеристиках классифицируемых процессов позволяет найти оптимальный оператор преобразования $\psi(x)$ и тем самым определить оптимальную разделяющую поверхность в пространстве признаков. При разделении на два класса указанный критерий имеет вид

$$J = L_{1\min} - L_{2\max}. \tag{4}$$

Здесь

$$L_{1\min} = M[L_1] - 3\sigma_{L1}; \tag{5}$$

$$L_{2\max} = M[L_2] + 3\sigma_{L2}, \tag{6}$$

где σ_{L1} и σ_{L2} – среднеквадратические отклонения признаков L_1 и L_2 соответственно.

Для увеличения вероятности правильного распознавания необходимо, чтобы критерий (4) был устремлен к максимуму ($J \to max$). При $J \geq 0$ вероятность правильной классификации составляет величину $P \geq 0{,}997$. Приближенно оператор (3) может быть определен суммой с конечным числом членов

$$L \approx \Delta x \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) W_\xi(x_k), \tag{7}$$

где Δx – интервал квантования переменной x.

Статистические характеристики функционала L_i в случае независимых величин $W_{i\xi}(x_k)$ могут быть определены следующим образом:

$$M[L_i] \approx \Delta x \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) M[W_{i\xi}(x_k)]; \tag{8}$$

$$\sigma_{iW}^2 \approx (\Delta x)^2 \sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k) \sigma_{iW}^2(x_k), \tag{9}$$

где $M[W_\xi(x_k)] = M\left[\int_k^{k+1} W_{i\xi}(x) dx\right]$; $\sigma_{iW}^2(x_k)$ – дисперсия $W_{i\xi}(x_k)$.

Подставляя выражения (8) и (9) в (4) и учитывая выражения (5) и (6), получаем

$$J = \left\{ \Delta x \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) M[W_{1\xi}(x_k)] - 3\sqrt{(\Delta x)^2 \sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{1W}^2(x_k)} \right\} -$$

$$- \left\{ \Delta x \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) M[W_{2\xi}(x_k)] + 3\sqrt{(\Delta x)^2 \sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{2W}^2(x_k)} \right\} =$$

$$= \Delta x \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) \left\{ M[W_{1\xi}(x_k)] - M[W_{2\xi}(x_k)] \right\} -$$

$$-3\Delta x \left\{ \sqrt{\sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{1W}^2(x_k)} + \sqrt{\sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{2W}^2(x_k)} \right\}.$$

Очевидно, что

$$\sqrt{\sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{1W}^2(x_k)} + \sqrt{\sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k)\sigma_{2W}^2(x_k)} \le \sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k) \left[\sigma_{1W}^2(x_k) + \sigma_{2W}^2(x_k) \right].$$

Поэтому перейдем к критерию $J_1 \ge J$, выражение для которого запишется в виде

$$J_1 = \Delta x \left\{ \sum_{k=1}^{N} \psi(x_k) \left(M[W_{1\xi}(x_k)] - M[W_{2\xi}(x_k)] \right) - \right.$$
$$\left. -3 \sum_{k=1}^{N} \psi^2(x_k) \left[\sigma_{1W}^2(x_k) + \sigma_{2W}^2(x_k) \right] \right\}. \tag{10}$$

Продифференцировав выражение (10) по $\psi(x_k)$ и приравняв результат нулю, найдем оптимальные значения оператора нелинейного преобразования при $k = 1, 2, \ldots, N$:

$$\frac{\partial J_1}{\partial \psi(x_k)} = \Delta x \left\{ \left(M[W_{1\xi}(x_k)] - M[W_{2\xi}(x_k)] \right) - 6\psi(x_k) \left[\sigma_{1W}^2(x_k) + \sigma_{2W}^2(x_k) \right] \right\} = 0,$$

откуда

$$\psi(x_k) = \frac{M[W_{1\xi}(x_k)] - M[W_{2\xi}(x_k)]}{6[\sigma_{1W}^2(x_k) + \sigma_{2W}^2(x_k)]}. \tag{11}$$

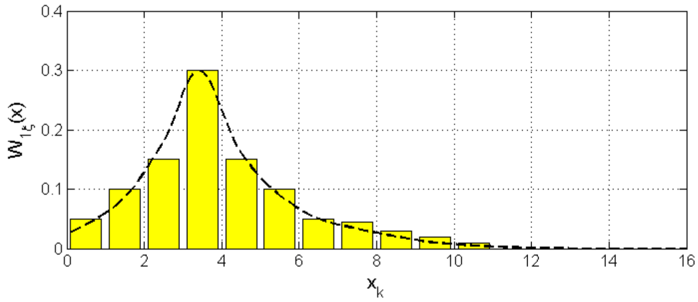
Нетрудно убедиться, что вторые производные отрицательны:

$$\frac{\partial^2 J_1}{\partial^2 \psi(x_k)} = -6\left[\sigma_{1W}^2(x_k) + \sigma_{2W}^2(x_k) \right] < 0,$$

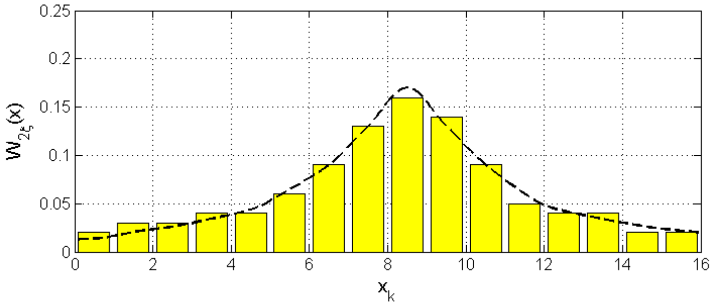
поэтому полученные значения $\psi(x_k)$ обеспечивают максимум значения J_1 и, следовательно, еще большее значение J.

Описанный выше алгоритм нелинейного преобразования признакового пространства можно использовать при классификации состояния оператора по значению оценок ЧСС (частоты сердечных сокращений), а именно по распределению вероятностей *R-R* интервалов в различных состояниях оператора.

В эксперименте классификации подвергались два состояния оператора, представленные двумя множествами $\{\xi_1\}_1^l$ и $\{\xi_2\}_1^l$ $(l = 1, 2, \ldots, 100)$ измеренных значений *R-R* интервалов. Усредненные оценки распределений плотностей вероятностей *R-R* интервалов $W_{1\xi}(x)$ и $W_{2\xi}(x)$, полученные по 20 реализациям каждого из состояний, показаны на рис. 1.



а



б

Рис. 1. Усредненные оценки распределений плотностей вероятностей R-R интервалов для двух состояний (а и б) человека-оператора

Дискретные значения аргумента плотностей вероятности определялись как

$$x_k = k\Delta x,\ k = 1, 2, \ldots, N;\ \Delta x = \frac{x_{max} - x_{min}}{N}.$$

При этом Δx для обоих состояний взят одинаковым, равным 0,04 с.

Все расчеты $\psi(x_k)$, функция которого показана на рис. 2, приведены в табл. 1.

Таблица 1

Значения оптимального оператора

x_k	$M[W_{1\xi}^*(x_k)]$	$M[W_{2\xi}^*(x_k)]$	$\sigma_{1W}^{*2}(x_k)$	$\sigma_{2W}^{*2}(x_k)$	$\psi(x_k)$
x_1	0,05	0,02	$2{,}375 \cdot 10^{-3}$	$0{,}98 \cdot 10^{-3}$	1,49
x_2	0,10	0,03	$4{,}5 \cdot 10^{-3}$	$1{,}455 \cdot 10^{-3}$	1,96
x_3	0,15	0,03	$6{,}375 \cdot 10^{-3}$	$1{,}455 \cdot 10^{-3}$	2,55
x_4	0,30	0,04	$10{,}500 \cdot 10^{-3}$	$1{,}920 \cdot 10^{-3}$	3,49

Окончание табл. 1

x_k	$M[W^*_{1\xi}(x_k)]$	$M[W^*_{2\xi}(x_k)]$	$\sigma^{*2}_{1W}(x_k)$	$\sigma^{*2}_{2W}(x_k)$	$\psi(x_k)$
x_5	0,15	0,04	$6{,}375\cdot10^{-3}$	$1{,}920\cdot10^{-3}$	2,21
x_6	0,10	0,06	$4{,}500\cdot10^{-3}$	$2{,}820\cdot10^{-3}$	0,91
x_7	0,05	0,09	$2{,}375\cdot10^{-3}$	$4{,}095\cdot10^{-3}$	-1,03
x_8	0,045	0,13	$2{,}149\cdot10^{-3}$	$5{,}655\cdot10^{-3}$	-1,82
x_9	0,03	0,16	$1{,}455\cdot10^{-3}$	$6{,}720\cdot10^{-3}$	-2,65
x_{10}	0,02	0,14	$0{,}980\cdot10^{-3}$	$6{,}020\cdot10^{-3}$	-2,85
x_{11}	0,01	0,09	$0{,}495\cdot10^{-3}$	$4{,}095\cdot10^{-3}$	-2,90
x_{12}		0,05		$2{,}375\cdot10^{-3}$	-3,51
x_{13}		0,04		$1{,}920\cdot10^{-3}$	-3,47
x_{14}		0,04		$1{,}920\cdot10^{-3}$	-3,47
x_{15}		0,02		$0{,}980\cdot10^{-3}$	-3,40
x_{16}		0,02		$0{,}980\cdot10^{-3}$	-3,40

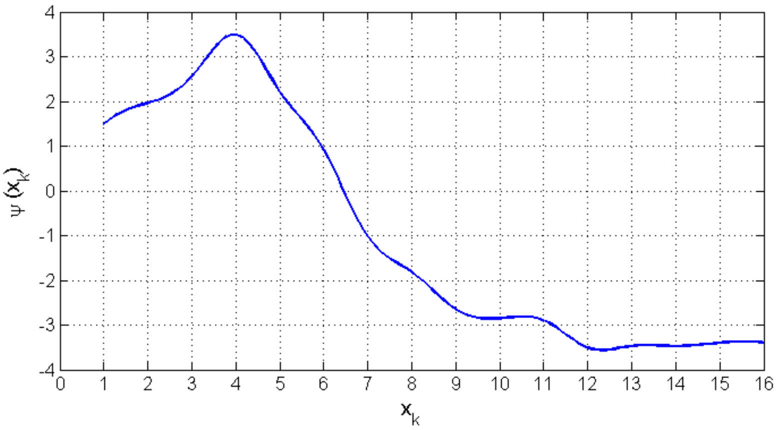


Рис. 2. Оптимальный оператор нелинейного преобразования

Оценки математических ожиданий и дисперсий, на основе которых построены функционалы первого и второго классов (рис. 3), соответственно равны:

$$m^*_{1L} = \Delta x \sum_{k=1}^{11} \psi(x_k) M[W^*_{1\xi}(x_k)] = 0{,}073;$$

$$m^*_{2L} = \Delta x \sum_{k=1}^{16} \psi(x_k) M[W^*_{2\xi}(x_k)] = -0{,}062;$$

$$\sigma_{1L}^{*} = \Delta x \sqrt{\sum_{k=1}^{11} \psi^{2}(x_k)\sigma_{1W}^{*2}(x_k)} = 0,0204;$$

$$\sigma_{2L}^{*} = \Delta x \sqrt{\sum_{k=1}^{16} \psi^{2}(x_k)\sigma_{1W}^{*2}(x_k)} = 0,0216.$$

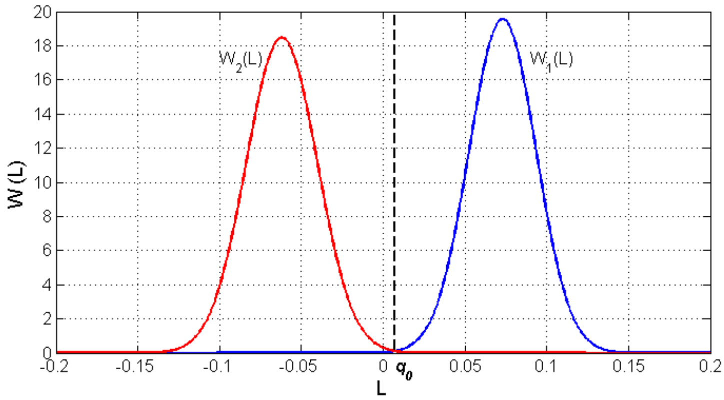


Рис. 3. Функционалы первого и второго классов

Как видно из рис. 3, граница между областями значений функционалов первого и второго классов может быть вычислена с позиций идеального наблюдателя [9, 10, 11, 14, 15]:

$$q_0 = \frac{m_{1L}^{*}\sigma_{2L}^{*} + m_{2L}^{*}\sigma_{1L}^{*}}{\sigma_{1L}^{*} + \sigma_{2L}^{*}} \approx 0{,}0072.$$

На этапе обучения выясняются эталонные значения $M[W_{1\xi}(x_k)]$, $M[W_{2\xi}(x_k)]$, $\sigma_{1W}^{2}(x_k)$, $\sigma_{2W}^{2}(x_k)$ и вычисляется, используя выражение (11), соответствующая данному оператору функция нелинейного преобразования $\psi(x_k)$ и граничное значение решающего правила q_0.

На этом процесс обучения может считаться законченным.

Процесс оценки состояния оператора осуществляется с помощью алгоритма распознавания (рис. 4), который заключается в вычислении по измеренному множеству $\{\xi\}_1^l$, значений *R-R* интервалов оценок $W_\xi^{*}(x_k)$ для всех $k = 1,2,\ldots,N$. После чего, исходя из полученных на этапе обучения значений $\psi(x_k)$ и вычисленных оценок $W_\xi^{*}(x_k)$, определяется по выражению (7) значение функционала $L = f[W_\xi^{*}(x_k);\psi(x_k)]$.

По значению L и граничному значению q_0 принимается решение о текущем состоянии оператора:

$$\begin{cases} L \geq q_0, \ \{\xi\}_1^{L} \in \omega_1; \\ L < q_0, \ \{\xi\}_1^{L} \in \omega_2, \end{cases}$$

где ω_1 и ω_2 – соответственно первое и второе состояния оператора.

В данном эксперименте вероятность достоверности классификации состояния оператора за счет нелинейного преобразования признакового пространства изменилась теоретически с $P = 0{,}812$ до $P = 0{,}997$ (см. рис. 1) и практически с $P = 0{,}78$ до $P = 0{,}94$.

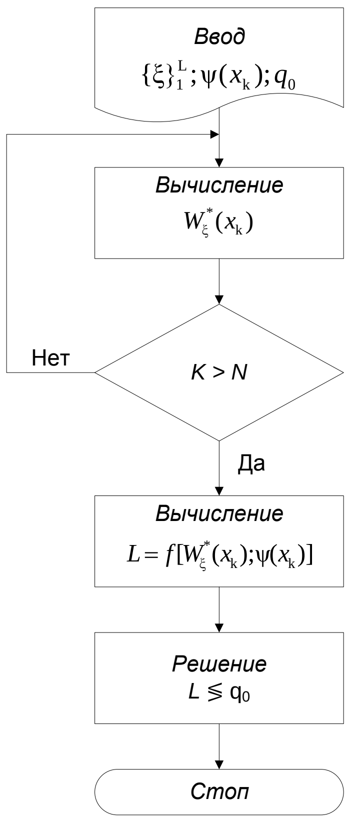


Рис. 4. Блок-схема алгоритма распознавания состояний человека-оператора

Выводы. Применение нелинейного преобразования исходной системы признаков позволяет отобразить многомерное пространство признаков в одномерное пространство функционалов, при этом значительно упрощается процедура построения оптимальной разделяющей поверхности.

На основе критерия вида (4) можно построить оптимальную разделяющую поверхность в пространстве признаков без априорных сведений о плотностях распределения признаков классифицируемых объектов, а необходимой информацией при этом являются сведения о статистических моментах первого и второго порядков, характеризующих множество признаков объектов.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Галустов Г.Г.* Оценка погрешностей вычисления статистических характеристик, при использовании метода стохастического кодирования случайных процессов // Материалы X Междунар. научно-практ. конф. «Научный прогресс на рубеже тысячелетий» (Прага, 22-30 мая 2014 г.). – Прага, 2014. – С. 80-86.
2. *Галустов Г.Г., Бровченко С.П., Краснобаев Д.А., Поцыкайло А.А.* Оценка точности преобразования код-вероятности при моделировании артефактных шумов // Телекоммуникации. – 2013. – № 3. – С. 5-12.

3. *Галустов Г.Г., Бровченко С.П., Тарасенко А.В.* Анализ влияния изменения динамического диапазона сигнала на реализацию решающего правила при решении задачи классификации // Известия ЮФУ. Технические науки. – 2013. – № 11 (148). – С. 32-37.
4. *Галустов Г.Г., Краснобаев Д.А., Поцыкайло А.А.* О построении статистических систем распознавания по кластеризованным выборкам // Материалы Всерос. науч. конф. «Современные исследовательские и образовательные технологии» (Таганрог, 30 октября 2010 г.). – Таганрог, 2010. – С. 45-50.
5. *Галустов Г.Г., Поцыкайло А.А., Краснобаев Д.А.* Синтез решающего правила классификатора сигналов при непараметрической априорной неопределённости // Известия ЮФУ. Технические науки. – 2011. – № 1 (114). – С. 78-84.
6. *Захаров С.М., Галустов Г.Г.* Микропроцессорный модуль предварительной обработки медико-биологических сигналов // Вопросы радиоэлектроники. – 1988. – Вып. 2. – С. 187-197.
7. *Галустов Г.Г.* Классификатор случайных сигналов // Известия СКНЦ ВШ. Технические науки – 1984. − № 3. – С. 54-57.
8. *Гладкий В.С.* Вероятностные вычислительные модели. – М.: Наука, 1973. − 298 с.
9. *Киселев Н.В., Сечкин В.А., Ставицкий А.И.* Построение оптимальной разделяющей плоскости в задаче распознавания образов // Автоматизация производства. – 1974. – Вып. 1. – С. 72-77.
10. *Горелик А.Л., Скрипкин В.А.* Методы распознавания: учеб. пособие для вузов. – 4-е изд., испр. − М.: Высшая школа, 2004. − 261 с.
11. *Ту Дж., Гонсалес Р.* Принципы распознавания образов. – М.: Мир, 1978. – 411 с.
12. *Фукунага К.* Введение в статистическую теорию распознавания образов. – М.: Наука, 1979. – 367 с.
13. *Галустов Г.Г.* Моделирование случайных процессов и оценивание их статистических характеристик. – М.: Радио и связь, 1999. – 120 с.
14. *Омельченко В.А.* Распознавание сигналов по спектру в условиях априорной неопределенности. – Харьков: ХПИ, 1979. – 100 с.
15. *Галустов Г.Г., Цымбал В.Г., Михалёв М.В.* Принятие решений в условиях неопределённости. – М.: Радио и связь, 2001. – 196 с.

REFERENCES

1. *Galustov G.G.* Otsenka pogreshnostey vychisleniya statisticheskikh kharakteristik, pri ispol'zovanii metoda stokhasticheskogo kodirovaniya sluchaynykh protsessov [Evaluation of errors of calculation of statistical characteristics, using the method of stochastic coding of stochastic processes], *Materialy X Mezhdunar. nauchno-prakt. konf. «Nauchnyy progress na rubezhe tysyacheletiy»* [Materials of the X Intern. scientific-pract. conf. "Scientific progress on the Millennium" (Prague, 22-30 May 2014)]. Prague, 2014, pp. 80-86.
2. *Galustov G.G., Brovchenko S.P., Krasnobaev D.A., Potsykaylo A.A.* Otsenka tochnosti preobrazovaniya kod-veroyatnost' pri modelirovanii artefaktnykh shumov [Evaluation of the accuracy of the conversion code in the simulation, the probability of artifact noise], *Telekommunikatsii* [Telecommunications], 2013, No. 3, pp. 5-12.
3. *Galustov G.G., Brovchenko S.P., Tarasenko A.V.* Analiz vliyaniya izmeneniya dinamicheskogo diapazona signala na realizatsiyu reshayushchego pravila pri reshenii zadachi klassifikatsii [Analysis of the impact of changes in the dynamic range of the signal for the implementation of a decision rule for solving the problem of classification], *Izvestiya YuFU. Tekhnicheskie nauki* [Izvestiya SFedU. Engineering Sciences], 2013, No. 11 (148), pp. 32-37.
4. *Galustov G.G., Krasnobaev D.A., Potsykaylo A.A.* O postroenii statisticheskikh sistem raspoznavaniya po klasterizovannym vyborkam [On the construction of statistical pattern recognition systems in clustered samples], *Materialy Vseros. nauch. konf. «Sovremennye issledovatel'skie i obrazovatel'nye tekhnologii» (Taganrog, 30 oktyabrya 2010 g.)* [Materials All-Russia scientific conf. "Modern research and educational technology" (Taganrog, October 30, 2010)]. Taganrog, 2010, pp. 45-50.
5. *Galustov G.G., Potsykaylo A.A., Krasnobaev D.A.* Sintez reshayushchego pravila klassifikatora signalov pri neparametricheskoy apriornoy neopredelennosti [Synthesis of a solving rule classifier signals in nonparametric a aprioristic indeterminacy], *Izvestiya YuFU. Tekhnicheskie nauki* [Izvestiya SFedU. Engineering Sciences], 2011, No. 1 (114), pp. 78-84.

6. *Zakharov S.M., Galustov G.G.* Mikroprotsessornyy modul' predvaritel'noy obrabotki mediko-biologicheskikh signalov [Microprocessor module pretreatment biomedical signals], *Voprosy radioelektroniki* [Questions electronics], 1988, Issue 2, pp. 187-197.
7. *Galustov G.G.* Klassifikator sluchaynykh signalov [Qualifier casual signals], *Izvestiya SKNTs VSh. Tekhnicheskie nauki* [News SKNTS VS. Engineering], 1984, No. 3, pp. 54-57.
8. *Gladkiy V.S.* Veroyatnostnye vychislitel'nye modeli [Probabilistic computational models]. Moscow: Nauka, 1973, 298 p.
9. *Kiselev N.V., Sechkin V.A., Stavitskiy A.I.* Postroenie optimal'noy razdelyayushchey ploskosti v zadache raspoznavaniya obrazov [Construction of an optimal dividing plane in the problem of pattern recognition], *Avtomatizatsiya proizvodstva* [Manufacture automation], 1974, Issue 1, pp. 72-77.
10. *Gorelik A.L., Skripkin V.A.* Metody raspoznavaniya: ucheb. posobie dlya vuzov [Recognition methods: the manual for high schools], 4^{th} ed. Moscow: Vysshaya shkola, 2004, 261 p.
11. *Tu Dzh., Gonsales R.* Printsipy raspoznavaniya obrazov [Principles of pattern recognition]. Moscow: Mir, 1978, 411 p.
12. *Fukunaga K.* Vvedenie v statisticheskuyu teoriyu raspoznavaniya obrazov [Introduction to statistical pattern recognition theory]. Moscow: Nauka, 1979, 367 p.
13. *Galustov G.G.* Modelirovanie sluchaynykh protsessov i otsenivanie ikh statisticheskikh kharakteristik [Modelling of casual processes and estimation of their statistical characteristics]. Moscow: Radio i svyaz', 1999, 120 p.
14. *Omel'chenko V.A.* Raspoznavanie signalov po spektru v usloviyakh apriornoy neopredelennosti [Recognition of signals on a spectrum in the conditions of aprioristic indeterminacy]. Khar'kov: KhPI, 1979, 100 p.
15. *Galustov G.G., Tsymbal V.G., Mikhalev M.V.* Prinyatie resheniy v usloviyakh neopredelen-nosti [Decision-making in the conditions indeterminacy]. Moscow: Radio i svyaz', 2001, 196 p.

Статью рекомендовал к опубликованию д.т.н., профессор Д.А. Безуглов.

Галустов Геннадий Григорьевич – Южный федеральный университет; e-mail: g.galustov@ya.ru; 347928, г. Таганрог, пер. Некрасовский, 44; тел.: +79045011525; кафедра радиоприемных устройств и телевидения; зав. кафедрой; д.т.н.; профессор.

Завтур Евгений Евгеньевич – e-mail: zavtur90@mail.ru; тел.: +79034722885; кафедра радиоприемных устройств и телевидения; аспирант.

Galustov Gennady Grigorevich – Southern Federal University; e-mail: g.galustov@ya.ru; 44, Nekrasovsky, Taganrog, 347928, Russia; phone: +79045011525; the department of the radio-receiving devices and TV; head the department; dr. of eng. sc.; professor.

Zavtur Evgeny Evgenevich – e-mail: zavtur90@mail.ru; phone: +79034722885; the department of the radio-receiving devices and TV; the postgraduate student.

УДК 656.61.052

И.С. Гарматенко

МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ КОРРЕЛЯЦИОННОЙ ЗАВИСИМОСТИ ПОГРЕШНОСТЕЙ КООРДИНАТ НА ТОЧНОСТЬ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОТНОСИТЕЛЬНОЙ ПОЗИЦИИ ПРИ СОВМЕСТНОМ МАНЕВРИРОВАНИИ КОРАБЛЕЙ

Рассматриваются спутниковые навигационные системы (СНС), являющиеся основным средством для обеспечения навигационной безопасности плавания. Использование автоматической идентификационной системы (АИС) на основе работы СНС в режиме высокой точности (дифференциальном режиме) позволяет определить относительную позицию, параметры движения искомых объектов с высокой точностью и обеспечить совместное маневрирование кораблей. Данное преимущество АИС используется для оценки опасности