



УДК 681.513

© 2014 г. **А.В. Лапко**, д-р техн. наук,
В.А. Лапко, д-р техн. наук

(Институт вычислительного моделирования СО РАН,
Сибирский государственный аэрокосмический университет имени
академика М.Ф. Решетнева, Красноярск)

РЕГРЕССИОННАЯ ОЦЕНКА УРАВНЕНИЯ РАЗДЕЛЯЮЩЕЙ ПОВЕРХНОСТИ В ДВУАЛЬТЕРНАТИВНОЙ ЗАДАЧЕ РАСПОЗНАВАНИЯ ОБРАЗОВ*

Исследуется количественная зависимость аппроксимационных свойств регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности в двуальтернативной задаче распознавания образов от методов дискретизации значений случайной величины в классах.

Ключевые слова: уравнение разделяющей поверхности, распознавание образов, регрессионная оценка, асимптотические свойства, методы дискретизации.

Введение

Применение теории классификации и методов непараметрической статистики – одно из перспективных направлений исследования систем при априорной неопределенности. Его значимость состоит в возможности создания универсальных математических средств, адаптируемых к условиям исследования систем различной природы [1 – 4].

Вычислительная эффективность непараметрических алгоритмов обработки информации во многом определяется объемом статистических данных и снижается по мере его увеличения, что затрудняет построение систем принятия решений в условиях больших выборок.

Естественным выходом в подобной ситуации является использование принципов декомпозиции исходных статистических данных по их объему и технологии параллельных вычислений. С этих позиций предложена и исследована смесь непараметрических оценок плотностей вероятности для одномерных и многомерных случайных величин [5 – 9]. Показано, что она имеет значительно меньшую дисперсию по сравнению с традиционной непараметрической оценкой

* Работа выполнена в рамках базовой части государственного задания Министерства образования и науки РФ высшим учебным заведениям на 2014 – 2016 гг. (СибГАУ № Б121/14).

плотности вероятности типа Розенблатта – Парзена. При этом сокращение времени вычислений сопоставимо с количеством составляющих смеси непараметрических оценок плотностей вероятности.

Полученные результаты обобщены при оценивании решающей функции в задаче распознавания образов для условий больших выборок. При этом разработаны двухуровневые непараметрические системы для решения задач классификации, установлены асимптотические свойства оценок их уравнений разделяющих поверхностей для одномерного и многомерного случаев [10 – 13].

Перспективное направление «обхода» проблем больших выборок связано с использованием регрессионной оценки плотности вероятности, синтез которой основан на декомпозиции исходных статистических данных и последующем анализе количественных характеристик получаемых множеств случайных величин [14, 15]. Оценка уравнения разделяющей поверхности, синтез которой осуществляется на основе статистик подобного типа, будем называть регрессионной.

Цель данной работы заключается в исследовании зависимости аппроксимационных свойств одномерной регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности в двувальтернативной задаче распознавания образов от методов дискретизации значений случайной величины в классах.

Регрессионная оценка плотности вероятности

Пусть имеется выборка $\bar{V} = (x^i, i = \overline{1, n})$ из n независимых значений одномерной случайной величины x с неизвестной плотностью вероятности $p(x)$.

Разобьем область определения $p(x)$ на N непересекающихся интервалов длиной 2β и сформируем множества случайных величин $X^j, j = \overline{1, N}$. В качестве количественных характеристик X^j примем частоту \bar{P}^j попадания случайной величины x в j -й интервал и его центр z^j . На основе полученной информации определим массив данных $\bar{V}_1 = (z^j, y^j = \bar{P}^j / (2\beta), j = \overline{1, N})$, составленный из центров z^j введенных интервалов и соответствующих им оценок y^j плотности вероятности. Объем N полученных данных может быть значительно меньше объема n исходной статистической информации.

В качестве приближения по эмпирическим данным \bar{V}_1 искомой плотности вероятности $p(x)$ примем статистику [14]

$$\bar{\varphi}(x) = c^{-1} \sum_{j=1}^N \bar{P}^j \Phi\left(\frac{x - z^j}{c}\right), \quad (1)$$

где ядерные функции $\Phi(u)$ удовлетворяют условиям H [16]:

$$\Phi(u) = \Phi(-u), \quad 0 \leq \Phi(u) < \infty, \quad \int \Phi(u) du = 1, \quad \int u^2 \Phi(u) du = 1.$$

Здесь и далее бесконечные пределы опускаются.

Коэффициенты размытости $c = c(N)$ ядерных функций в оценке плотности вероятности (1) убывают с ростом количества N интервалов дискретизации области определения плотности вероятности $p(x)$.

Статистику (1) нетрудно получить, подставляя в выражение условного математического ожидания

$$\varphi(x) = \int y p\left(\frac{y}{x}\right) dy \quad (2)$$

непараметрическую оценку совместной плотности вероятности случайных величин (y, z)

$$\bar{p}(y, x) = \frac{1}{nc c_1} \sum_{j=1}^N \Phi\left(\frac{x - z^j}{c}\right) \Phi\left(\frac{y - y^j}{c_1}\right)$$

и известную плотность вероятности $(2\beta N)^{-1}$ распределения центров z интервалов дискретизации.

Нетрудно убедиться, что регрессионная оценка плотности $\bar{\varphi}(x)$ является нормированной функцией, т.е. удовлетворяет основному свойству плотности вероятности. Регрессионная оценка плотности вероятности $\bar{\varphi}(x)$ обладает свойствами асимптотической сходимости к оптимальной модели $\varphi(x)$ (2) [14].

Синтез непараметрического алгоритма распознавания образов

Рассмотрим методику построения непараметрического классификатора, соответствующего критерию максимального правдоподобия, с использованием регрессионной оценки плотности вероятности (1).

Пусть $V = V_1 \cup V_2$ – обучающая выборка, составленная из значений признака x классифицируемых объектов $V_j = (x^i, i = \overline{1, n_j})$, принадлежащих к одному из двух классов $\Omega_j = \Omega_j(x)$, $j = 1, 2$. Вид условных плотностей вероятностей $p_j(x)$ распределения значений x в классах Ω_j , $j = 1, 2$ неизвестен.

В данных условиях непараметрическое решающее правило распознавания образов, соответствующее критерию максимального правдоподобия, имеет вид

$$\bar{m}(x): \begin{cases} x \in \Omega_1, & \text{если } \bar{f}_{12}(x) < 0 \\ x \in \Omega_2, & \text{если } \bar{f}_{12}(x) \geq 0, \end{cases} \quad (3)$$

где $\bar{f}_{12}(x) = \bar{\varphi}_2(x) - \bar{\varphi}_1(x)$ – регрессионная оценка уравнения разделяющей поверхности

$$f_{12}(x) = \varphi_2(x) - \varphi_1(x) \quad (4)$$

между классами Ω_1, Ω_2 .

В качестве оценки условной плотности вероятности $p_j(x)$ будем использовать статистику типа (1). Для этого воспользуемся методикой декомпозиции области определения $p_j(x)$, представленной в предыдущем разделе. На этой основе преобразуем исходные данные V_j в выборку $\bar{V}_j = (z^i, \bar{P}_j^i / (2\beta_j), i = \overline{1, N_j})$. Здесь z^i – центр i -го интервала дискретизации области определения $p_j(x)$ длиной $2\beta_j$; N_j – их количество; \bar{P}_j^i – частота попадания случайной величины x в i -й интер-

вал.

Тогда непараметрическая оценка $\bar{f}_{12}(x)$, восстанавливаемая по выборкам \bar{V}_j , $j = 1, 2$, запишется в виде

$$\bar{f}_{12}(x) = c^{-1} \sum_{j=1}^2 (-1)^j \sum_{i=1}^{N_j} \bar{P}_j^i \Phi\left(\frac{x - z^i}{c}\right). \quad (5)$$

Оптимизация непараметрического решающего правила (3) по коэффициенту размытости c ядерных функций осуществляется в режиме «скользящего экзамена» из условия минимума статистической оценки вероятности ошибки распознавания образов

$$\bar{\rho}(c) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N 1(\sigma(t), \bar{\sigma}(t)), 1(\sigma(t), \bar{\sigma}(t)) = \begin{cases} 0, & \text{если } \sigma(t) = \bar{\sigma}(t), \\ 1, & \text{если } \sigma(t) \neq \bar{\sigma}(t), \end{cases}$$

где $N = N_1 + N_2$; $\sigma(t), \bar{\sigma}(t)$ – соответственно «указания учителя» и решение алгоритма (3) о принадлежности ситуации z^t к одному из двух классов. При формировании решения $\bar{\sigma}(t)$ ситуация z^t исключается из процесса обучения в непараметрической статистике (5).

Асимптотические свойства непараметрической оценки уравнения разделяющей поверхности

При анализе асимптотических свойств статистики (5) будем использовать технологию преобразований, предложенную в работе [16] и развитую в статьях [17 – 20].

Во-первых. Вычислим математическое ожидание $\bar{f}_{12}(x)$. По определению имеем:

$$\begin{aligned} M(\bar{f}_{12}(x)) &= \frac{2\beta_2}{c} \sum_{i \in I_2} \iint y_2^i \Phi\left(\frac{x - z_2^i}{c}\right) p_2(y_2^i, z_2^i) dy_2^i dz_2^i - \\ &- \frac{2\beta_1}{c} \sum_{i \in I_1} \iint y_1^i \Phi\left(\frac{x - z_1^i}{c}\right) p_1(y_1^i, z_1^i) dy_1^i dz_1^i = \\ &= \frac{2}{c} \sum_{j=1}^2 (-1)^j \beta_j \sum_{i \in I_j} \iint y_j^i \Phi\left(\frac{x - z_j^i}{c}\right) p_j(y_j^i, z_j^i) dy_j^i dz_j^i = \\ &= \frac{1}{c} \sum_{j=1}^2 (-1)^j \iint y_j p_j\left(\frac{y_j}{t}\right) dy_j \Phi\left(\frac{x - t}{c}\right) p_j(t) dt = \\ &= \frac{1}{c} \sum_{j=1}^2 (-1)^j \int \varphi_j(t) \Phi\left(\frac{x - t}{c}\right) dt, \end{aligned} \quad (6)$$

где M – знак математического ожидания; I_j – множество номеров элементов обучающей выборки, принадлежащих классу Ω_j ; $p_j(t) = (2\beta_j N_j)^{-1}$ – плотность

вероятности распределения центров интервалов дискретизации.

При выполнении преобразований учитывается, что элементы промежуточной статистической выборки \bar{V}_j являются значениями одних и тех же случайных величин (y_j, t) с плотностью вероятности $p_j(y_j, t)$. Причем $\varphi_j(t) = \int y_j p\left(\frac{y_j}{t}\right) dy_j$ – кривая регрессии y_j по t , которая представляет собой оптимальное решающее правило в смысле минимума среднеквадратического отклонения при восстановлении неизвестной плотности вероятности $p_j(x)$.

Проведем в выражении (6) замену переменных $(x-t)c^{-1} = u$ и разложим функции $\varphi_j(x - cu)$ в ряд Тейлора в точке x . Тогда с учетом свойств H ядерных функций при достаточно больших значениях N_j , $j = \overline{1, 2}$ получим асимптотическое выражение смещения регрессионной оценки решающей функции $\bar{f}_{12}(x)$ относительно $f_{12}(x)$ (4).

$$M(\bar{f}_{12}(x) - f_{12}(x)) \sim \frac{c^2}{2} (\varphi_2^{(2)}(x) - \varphi_1^{(2)}(x)), \quad (7)$$

где $\varphi_j^{(2)}(x)$ – вторая производная функции $\varphi_j(x)$, $j = \overline{1, 2}$ по x . Отсюда, из условия $c \rightarrow 0$ при $N_j \rightarrow \infty$, $j = \overline{1, 2}$, следует свойство асимптотической несмещенности регрессионной оценки решающей функции $\bar{f}_{12}(x)$.

Во-вторых. Определим асимптотические свойства усредненной квадратической ошибки аппроксимации

$$M \int (\bar{f}_{12}(x) - f_{12}(x))^2 dx = M \int (\varphi_2(x) - \bar{\varphi}_2(x))^2 dx - 2M \int (\varphi_1(x) - \bar{\varphi}_1(x))(\varphi_2(x) - \bar{\varphi}_2(x)) dx + M \int (\varphi_1(x) - \bar{\varphi}_1(x))^2 dx. \quad (8)$$

Асимптотические выражения для среднеквадратического отклонения $\bar{\varphi}_j(x)$ от $\varphi_j(x)$ получено в работе [14]

$$M \int (\varphi_j(x) - \bar{\varphi}_j(x)) dx \sim \frac{c^2}{2} \varphi_j^{(2)}(x), \quad (9)$$

$$M \int (\varphi_j(x) - \bar{\varphi}_j(x))^2 dx \sim \frac{2\Delta_j}{N_j c} \|\varphi_j(x)\|^2 \|\Phi(u)\|^2 + \frac{c^4}{4} \|\varphi_j^{(2)}(x)\|^2, \quad j = \overline{1, 2}, \quad (10)$$

где $\|\varphi_j(x)\|^2 = \int (\varphi_j(x))^2 dx$, $\|\Phi(u)\|^2 = \int \Phi^2(u) du$, $\|\varphi_j^{(2)}(x)\|^2 = \int (\varphi_j^{(2)}(x))^2 dx$.

Тогда при достаточно больших значениях N_j , $j = \overline{1, 2}$ асимптотическое выражение для среднеквадратического отклонения (8) запишется в виде

$$M \int (\bar{f}_{12}(x) - f_{12}(x))^2 dx \sim \frac{2\|\Phi(u)\|^2}{c} \sum_{j=1}^2 \frac{\Delta_j}{N_j} \|\varphi_j(x)\|^2 + \frac{c^4}{4} \|\varphi_2^{(2)}(x) - \varphi_1^{(2)}(x)\|^2. \quad (11)$$

Нетрудно заметить, что при выполнении условий $c \rightarrow 0$, $N_j c \rightarrow \infty$ при

$N_j \rightarrow \infty$, $j = \overline{1, 2}$ непараметрическая оценка $\bar{f}_{12}(x)$ сходится в среднеквадратическом к уравнению разделяющей поверхности (4), а с учетом свойства ее асимптотической несмещенности является состоятельной оценкой.

Анализ асимптотических свойств статистики $\bar{f}_{12}(x)$

Определим минимальное значение W_2 выражения (11) при оптимальном значении \bar{c} коэффициентов размытости ядерных функций непараметрической оценки уравнения разделяющей поверхности $\bar{f}_{12}(x)$. Приравнявая производную выражения (11) по c к нулю, получим:

$$\bar{c} = \left(\frac{2 \|\Phi(u)\|^2 (\Delta_1 N_2 \|\varphi_1(x)\|^2 + \Delta_2 N_1 \|\varphi_2(x)\|^2)}{N_1 N_2 \|\varphi_2^{(2)}(x) - \varphi_1^{(2)}(x)\|^2} \right)^{1/5}.$$

Тогда при $c = \bar{c}$ выражение (11) переписывается в виде

$$W_2 = \frac{5}{4} \left[\left(2 \|\Phi(u)\|^2 \sum_{j=1}^2 \frac{\Delta_j}{N_j} \|\varphi_j(x)\|^2 \right)^4 \|\varphi_2^{(2)}(x) - \varphi_1^{(2)}(x)\|^2 \right]^{1/5}. \quad (12)$$

Исследуем зависимость аппроксимационных свойств регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности (5) от методов дискретизации значений x в классах. Для этого определим отношение асимптотических выражений среднеквадратических отклонений (12), в которых количество N_j , $j = \overline{1, 2}$ интервалов дискретизации вычисляются в соответствии с методикой

$$N_j = \sqrt{\Delta_j \|p_j(x)\|^2} \sqrt{n_j}, \quad (13)$$

предложенной в работах [21, 22], и формулами Хайнкольда и Гаеде

$$N_j = \sqrt{n_j}, \quad (14)$$

Брукса и Каррузера

$$N_j = 5 \lg n_j, \quad (15)$$

Старджесса

$$N_j = \log_2 n_j + 1, \quad j = \overline{1, 2}. \quad (16)$$

Будем считать, что количество элементов обучающей выборки, принадлежащих классам, одинаковы, т.е. $n_1 = n_2 = \bar{n}$. Причем плотности вероятности $p_j(x)$ признака x в классах имеют нормальный закон распределения. В этом случае значение $\sqrt{\Delta_j \|p_j(x)\|^2} = 1.3$, $j = \overline{1, 2}$.

Обозначим через W_2 (13) значение асимптотического выражения среднеквадратического критерия (12), полученное, например, при использовании формулы дискретизации (13).

Тогда нетрудно показать, что

$$R(13,14) = \frac{W_2(13)}{W_2(14)} = 0.9,$$

$$R(13,15) = \frac{W_2(13)}{W_2(15)} = \left(\frac{51 \lg \bar{n}}{1.3 \sqrt{\bar{n}}} \right)^{\frac{4}{5}},$$

$$R(13,16) = \frac{W_2(13)}{W_2(16)} = \left(\frac{\log_2 \bar{n} + 1}{1.3 \sqrt{\bar{n}}} \right)^{\frac{4}{5}}.$$

Анализ полученных отношений свидетельствует, что при использовании метода дискретизации (13) достигаются более высокие аппроксимационные свойства регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности по сравнению с применением формул (14) – (16) (рис. 1). Данный вывод согласуется с результатами исследований работы [21], в которой обосновывается оптимальный выбор количества интервалов дискретизации области определения плотности вероятности.

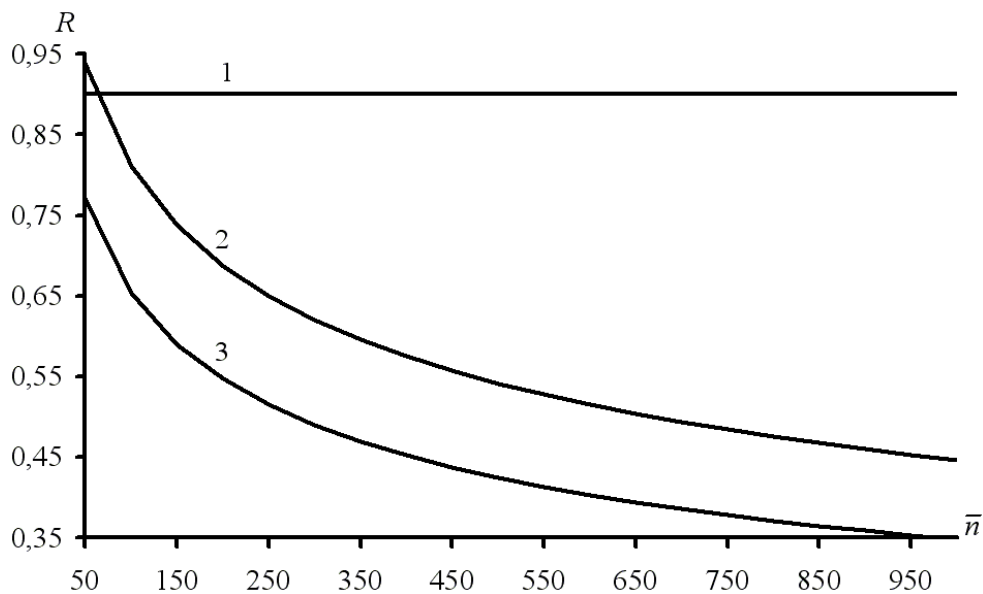


Рис. 1. Зависимости значений R от количества \bar{n} элементов обучающей выборки в условиях $n_1 = n_2 = \bar{n}$, где кривые 1, 2, 3 соответствуют отношениям $R(13,14)$, $R(13,15)$, $R(13,16)$.

С ростом объема обучающей выборки преимущество метода дискретизации (13) над рекомендациями (15), (16) возрастает.

Заключение

Регрессионная оценка уравнения разделяющей поверхности является основой построения непараметрических алгоритмов распознавания образов в условиях обучающих выборок большого объема. Ее синтез осуществляется путем декомпозиции исходной информации и анализа количественных характеристик, получаемых множеств случайных величин на основе кривой регрессии. Предлагаемая статистика обладает свойством асимптотической несмещенности и состоятельности относительно оптимального решающего правила. Методика оптималь-

ного выбора количества интервалов дискретизации области определения плотности вероятности является эффективной и при оценивании уравнения разделяющей поверхности между классами в задаче распознавания образов. К данному методу по своим показателем близка формула Хайнкольда и Гаеде. Применение формул Брукса и Каррузера, а также формулы Старджесса сопряжено с ухудшением аппроксимационных свойств регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности, что особенно отчетливо проявляется с увеличением объема обучающей выборки.

Получаемые результаты открывают возможность их распространения на проблему синтеза и анализа многомерной регрессионной оценки уравнения разделяющей поверхности.

ЛИТЕРАТУРА

1. Лапко А.В., Лапко В.А. Непараметрические системы обработки неоднородной информации. – Новосибирск: Наука, 2007.
2. Лапко А.В., Лапко В.А. Анализ непараметрических алгоритмов распознавания образов в условиях пропуска данных // Автометрия. – 2008. – Т. 44, № 3. – С. 65-74.
3. Лапко А.В., Лапко В.А. Применение непараметрического алгоритма распознавания образов в задаче проверки гипотезы о распределениях случайных величин // Системы управления и информационные технологии. – 2010. – Т. 41, №3. – С. 8-11.
4. Лапко В.А., Капустин А.Н. Синтез нелинейных непараметрических коллективов решающих правил в задачах распознавания образов // Автометрия. – 2006. – Т.42, №6. – С.26-33.
5. Лапко А.В., Лапко В.А., Егорочкин И.А. Непараметрические оценки смеси плотностей вероятности и их применение в задаче распознавания образов // Системы управления и информационные технологии. – 2009. – Т. 35, № 1. – С. 60-64.
6. Лапко А.В., Лапко В.А. Анализ свойств смеси непараметрических оценок плотности вероятности многомерной случайной величины // Вестник СибГАУ. 2010. – Т.28, №2. – С. 32-35.
7. Лапко А. В., Лапко В. А. Свойства непараметрической оценки плотности вероятности многомерных случайных величин в условиях больших выборок // Информатика и системы управления. – 2012. – Т.32, №2. – С. 121-126.
8. Лапко А.В., Лапко В.А. Синтез структуры смеси непараметрических оценок плотности вероятности многомерной случайной величины // Системы управления и информационные технологии. – 2011. – Т.43, №1. – С. 12-15.
9. Лапко А.В., Лапко В.А. Анализ свойств непараметрических оценок смеси плотностей вероятности при различных условиях распределения статистических данных // Информатика и системы управления. – 2013. – Т.35, №1. – С. 119-126.
10. Лапко А.В., Лапко В.А. Разработка и исследование двухуровневых непараметрических систем классификации // Автометрия. – 2010. – Т. 46, № 1. – С. 70-78.
11. Лапко А.В., Лапко В.А. Синтез структуры семейства непараметрических решающих функций в задаче распознавания образов // Автометрия. – 2011. – Т. 47, № 4. – С. 76-82.
12. Лапко А.В., Лапко В.А. Коллектив непараметрических решающих функций в двувальтернативной задаче распознавания образов // Системы управления и информационные технологии. – 2009. – Т. 37, №3.1. – С. 156 – 160.
13. Лапко А.В., Лапко В.А. Непараметрическая оценка уравнения разделяющей поверхности в условиях больших выборок и ее свойства // Системы управления и информационные технологии. – 2010. – Т. 39, № 1.2. – С. 300-304.
14. Лапко А.В., Лапко В.А. Регрессионная оценка плотности вероятности и ее свойства // Системы управления и информационные технологии. – 2012. – Т. 49, №3.1. – С. 152-156.

15. Лапко А.В., Лапко В.А. Непараметрические методики анализа множеств случайных величин // Автометрия. – 2003. – Т. 39, №1. – С.54-61.
16. Епанечников В.А. Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности // Теория вероятности и ее применения. – 1969. – Т.14, №1. – С. 156-161.
17. Лапко А.В., Лапко В.А. Анализ асимптотических свойств непараметрической оценки уравнения разделяющей поверхности в дуальтернативной задаче распознавания образов // Автометрия. – 2010. – Т. 46, № 3. – С. 48-53.
18. Лапко А.В., Лапко В.А. Асимптотические свойства многомерной непараметрической оценки уравнения разделяющей поверхности в дуальтернативной задаче распознавания образов // Системы управления и информационные технологии. – 2010. – Т.39, №1. – С. 16-19.
19. Лапко А.В., Лапко В.А. Асимптотические свойства непараметрической оценки уравнения разделяющей поверхности в алгоритме распознавания образов, соответствующего критерию максимума апостериорной вероятности // Системы управления и информационные технологии. – 2010. – №4 (42). – С. 58-61.
20. Лапко А.В., Лапко В.А. Непараметрическая оценка двумерного уравнения разделяющей поверхности в условиях пропуска данных и ее свойства // Информатика и системы управления. – 2013. – Т.36, №2. – С. 117-126.
21. Лапко А.В., Лапко В.А. Оптимальный выбор количества интервалов дискретизации области изменения одномерной случайной величины при оценивании плотности вероятности // Измерительная техника. – 2013. – №7. – С. 24 – 27.
22. Lapko A.V., Lapko V.A. Optimal selection of the number of sampling intervals in domain of variation of a one-dimensional random variable in estimation of the probability density // Measurement Techniques. – 2013. – Vol. 56, No. 7. – С. 24-27. (DOI: 10.1007/s11018-013-0279-x).

E-mail:

Лапко Александр Васильевич – lapko@ictm.krasn.ru;

Лапко Василий Александрович – lapko@ictm.krasn.ru.

**С 26 по 29 января 2015 г. состоится X Международная конференция
«Идентификация систем и задачи управления» SICPRO '15**

СРОКИ ПОДАЧИ ДОКЛАДОВ НА КОНФЕРЕНЦИЮ ПРОДЛЕНА ДО 1 АВГУСТА 2014 г.

Конференция проводится Институтом проблем управления имени В.А. Трапезникова РАН, Российским национальным комитетом по автоматическому управлению, Отделением энергетики, машиностроения, механики и процессов управления Российской Академии наук. Заседания конференции будут проходить в Институте проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН по адресу: 117997, ГСП-7, Россия, Москва, улица Профсоюзная, 65.

Подробная информация о конференции представлена на ее интернет-сайте <http://www.sicpro.org/sicpro15>.

Цель конференции – собрать вместе ученых, работающих во всех областях современной теории управления, для обсуждения широкого круга вопросов, связанных с развитием теории и методологии идентификации, моделирования и управления, математической теории управления, параметрической, непараметрической идентификации, структурной идентификации и экспертного анализа, выбора и анализа данных, систем управления с идентификатором, идентификации в интеллектуальных системах, прикладных задач идентификации, имитационного моделирования, методического и программного обеспечения идентификации и моделирования, когнитивных аспектов идентификации, верификации и проблемы качества программного обеспечения сложных систем, глобальных сетевых ресурсов поддержки процессов идентификации, управления и моделирования.