REPORTS OF THE NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES
OF THE REPUBLIC OF KAZAKHSTAN
ISSN 2224-5227
Volume 2, Number 300 (2015),18 –25

UDK 004

The effect of parallel statistical analysis of biometric data by two criteria pearson

Akhmetov B.B., Ivanov A.I., Perfilov K.A, Funtikova Yu.V., Alibiyeva Zh.M.
b_akhmetov@ntu.kz
International Kazakh-Turkish University named after A.Yasavi, Kazakhstan
Penza State University, Russia
Kazakh National Technical University named after K.I. Satpayev, Kazakhstan

Key words: multicriteria statistical analysis, a network of private Pearson parallel validation of two statistical hypotheses, biometric data, the test sample.

Abstract. In the transition to the use of two-criterion of statistical analysis is possible to obtain solutions with a higher reliability. Twocriterial statistical analysis on parallel inspection of two alternative statistical hypotheses about the normal and uniform distribution can reduce the likelihood of errors, which are proportional to the product of the probabilities of each particular hypothesis testing. This reduces the space requirements of the test sample several times.

УДК 004

Эффект от параллельного статистического анализа биометрических данных двумя критериями пирсона

Ахметов Б.Б., Иванов А.И., Перфилов К.А, Фунтикова Ю.В., Алибиева Ж.М.
b_akhmetov@ntu.kz
Международный Казахско-Турецкий университет имени Х.А.Ясави, г. Туркестан
Пензенский государственный университет, Россия
Казахский национальный технический университет имени К.И. Сатпаева, Алматы

Ключевые слова: многокритериальный статистический анализ, сеть частных критериев Пирсона, параллельная проверка достоверности двух статистических гипотез, биометрические данные, тестовые выборки.

Аннотация. При переходе к использованию двухкритериального статистического анализа удается получать решения с более высокой достоверностью. Двухкритериальный статистический анализ по параллельной проверке двух альтернативных статистических гипотез о нормальном и равномерном распределениях позволяет снизить вероятность ошибок пропорционально произведению вероятностей проверки каждой частной гипотезы. Это позволяет снизить требования к объему тестовой выборки в несколько раз.

Введение. Одним из наиболее популярных при статистическом анализе данных является критерий Пирсона. Хи-квадрат критерию Пирсона полностью посвящена первая часть рекомендаций Госстандарта [1], тогда как все остальные критерии описаны во второй части рекомендаций [2]. Подробное описание критерия Пирсона в первой части рекомендаций Госстандарта [1], отражает факт высокой востребованности именно этого критерия промышленностью. Методики, построенные на использовании хи-квадрат критерия, предполагают проверку некоторой статистической гипотезы о наблюдаемом законе распределения значений $\tilde{p}(x)$. Расчеты ведутся по классической формуле:

$$\chi^2 = n \cdot \sum_{i=1}^{k} \frac{\left(\frac{b_i}{n} - \tilde{p}_i\right)^2}{\tilde{p}_i} \qquad (1)$$

где b_i – число опытов, попавших i-тый интервал гистограммы, $\tilde{p}_i$ – ожидаемая теоретическая вероятность попадания в i-тый интервал гистограммы, n – число опытов в тестовой выборке, k – число столбцов гистограммы.

К сожалению, стандартные методики статистических расчетов (1) при анализе биометрических данных дают недостоверные результаты. Для того чтобы добиться вероятностей ошибок на уровне 0.05 приходится использовать порядка 100 опытов в тестовой выборке.

Главной причиной ошибок при анализе биометрических данных является недостаточный объем данных в исследуемых тестовых выборках [3, 4, 5]. Эта ситуация характерна не только для тестирования средств биометрической защиты информации. Та же самая ситуация возникает и при обработке любых биометрических данных (медицинских, спортивных, биологических). Проблеме совершенствования методик применения хи-квадрат критерия для статистической обработки нечетких биометрических данных уделяется значительное внимание журналом «Biometrics», который регулярно печатает статьи по этой тематике [6, 7, 8] начиная с 30-х годов прошлого века.

В начале 21 века наметилась тенденция решать проблему плохих данных искусственным заполнением пробелов в пустых интервалах гистограммы, так называемым «бутстрап методом» [9], который разрушает естественные корреляционные связи в существенно зависимых биометрических данных. Примерно такого же эффекта удается добиться цифровым сглаживанием гистограмм реальных данных [10]. Для той же цели можно использовать морфинг скрещивание примеров-родителей и получение от них множество примеров-потомков [11, 12].

Данная статья посвящена еще одному направлению исследований, связанному с использованием двух и более статистических критериев. На данный момент известны десятки статистических критериев. Наиболее распространенные статистические критерии проверки гипотез при анализе биометрических данных приведены в таблице 1 с указанием времени их создания.

Таблица 1 – Наиболее популярные статистические критерии

№ п.п.	Название критерия и год создания	Формула
1	Хи-квадрат критерий или критерий Пирсона 1900 г.	$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\{p(x) - \tilde{p}(x)\}^2}{\tilde{p}(x)} \cdot dx$
2	Критерий Крамера-фон Мизеса 1928 г.	$\int_{-\infty}^{+\infty} \{P(x) - \tilde{P}(x)\}^2 \cdot dx$
3	Критерий Колмогорова-Смирнова 1933 г.	$\sup_{-\infty < x < +\infty} \lvert P(x) - \tilde{P}(x) \rvert$
4	Критерий Смирнова-Крамера- фон Мизеса 1936 г.	$\int_{-\infty}^{+\infty} \{P(x) - \tilde{P}(x)\}^2 \cdot d\tilde{P}(x)$
5	Критерий Джини 1941 г.	$\int_{-\infty}^{+\infty} \lvert P(x) - \tilde{P}(x) \rvert \cdot dx$
6	Критерий Андерсона-Дарлинга 1952 г.	$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\{P(x) - \tilde{P}(x)\}^2}{\tilde{P}(x) \cdot \{1 - \tilde{P}(x)\}} \cdot d\tilde{P}(x)$

7	Критерий Купера 1960 г.	$\sup\limits_{-\infty<x<+\infty}\{P(x)-\tilde{P}(x)\}+\sup\limits_{-\infty<x<+\infty}\{\tilde{P}(x)-P(x)\}$
8	Критерий Ватсона 1961 г.	$\int\limits_{-\infty}^{+\infty}\left\{\tilde{P}(x)-P(x)-\int\limits_{-\infty}^{x}[\tilde{P}(x)-P(x)]\cdot d\tilde{P}(x)\right\}\cdot d\tilde{P}(x)$
9	Критерий Фроцини 1978 г.	$\int\limits_{-\infty}^{+\infty}\lvert P(x)-\tilde{P}(x)\rvert\cdot d\tilde{P}(x)$
10	Дифференциальный вариант критерия Джини 2006 г.	$\int\limits_{-\infty}^{+\infty}\lvert p(x)-\tilde{p}(x)\rvert\cdot dx$

Из таблицы 1 видно, что статистические критерии создавались постепенно с 1900 года по настоящее время. Самым последним был создан дифференциальный критерий Джини [13] специально для обработки биометрических данных. Этот критерий оказался самым мощным и построен путем замены в исходном критерии Джини (строка 5 в таблице 1, [14], 1941 год) функций вероятностей на их производные (плотности распределения значений вероятности).

Очевидно, что каждый из критериев таблицы 1 исследует тестовую выборку со своей стороны. Все они дополняют друг друга. Можно попытаться создать некоторый обобщенный критерий, который будет учитывать данные всех 10 критериев таблицы 1, построенных для проверки только ПЕРВОЙ гипотезы наблюдения плотности распределения – $\tilde{p}1(x)$ или ее аналога, в виде функции вероятности – $\tilde{P}1(x)$. Более того, мы можем удвоить число статистических критериев в таблице 1, если каждый из них строить сразу для проверки ДВУХ статистических гипотез $\tilde{p}1(x)$, $\tilde{p}2(x)$ или их интегральных аналогов $\tilde{P}1(x)$, $\tilde{P}2(x)$. Последнее утверждение является далеко не очевидным. Его численному доказательству посвящена данная статья.

Численный эксперимент для получения описания распределения значений хи-квадрат критерия на конечной тестовой выборки. Популярность использования хи-квадрат критерия Пирсона в промышленности во многом обусловлена тем, что при $n\to\infty$ его распределение описывается через гамма функцию с m = k-1 числом степеней свободы:

$$p_{\chi^2}(n=\infty, m=k-1, x)=\frac{1}{2^{\frac{m}{2}}\cdot\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)}\cdot x^{\frac{m}{2}-1}\cdot e^{\frac{-x}{2}} \qquad (2)$$

Аналитическое описание (2) получено Пирсоном в 1904 году и играло крайне важную роль в первой половине 20-го века, когда вычислительные возможности, используемые при статистической обработке данных были весьма и весьма ограниченными.

К сожалению, традиционное применение хи-квадрат критерия для биометрических данных дает неудовлетворительные результаты. Одной из причин является ошибка, возникающая из-за конечной тестовой выборки. Практика показывает, что при конечной тестовой выборке (например, для n=81) число степеней свободы у хи-вадрат распределения оказывается не целым (дробным) и именно из-за этого возникает значительное расхождение:

$$p_{\chi^2}(n=81, m\neq k-1, x)\neq p_{\chi^2}(n=\infty, m=k-1, x) \qquad (3)$$

Ошибку из-за конечности тестовой выборки можно учесть путем численного эксперимента. Сегодня повторить эксперимент на компьютере 1000000 раз вполне возможно, что дает значения функции распределения значений с приемлемой для практического применения погрешностью.

При организации численного эксперимента будем исходить из того, что должны проверяться две статистические гипотезы. Первая гипотеза состоит в том, что данные тестовой выборки имеют нормальный закон распределения значений. Вторая гипотеза состоит в том, что данные этой же выборки могут иметь нормальный закон распределения значений. Как следствие, при организации численного эксперимента необходимо использовать два программных генератора псевдо случайных данных, как это показано на блок-схеме рисунка 1.

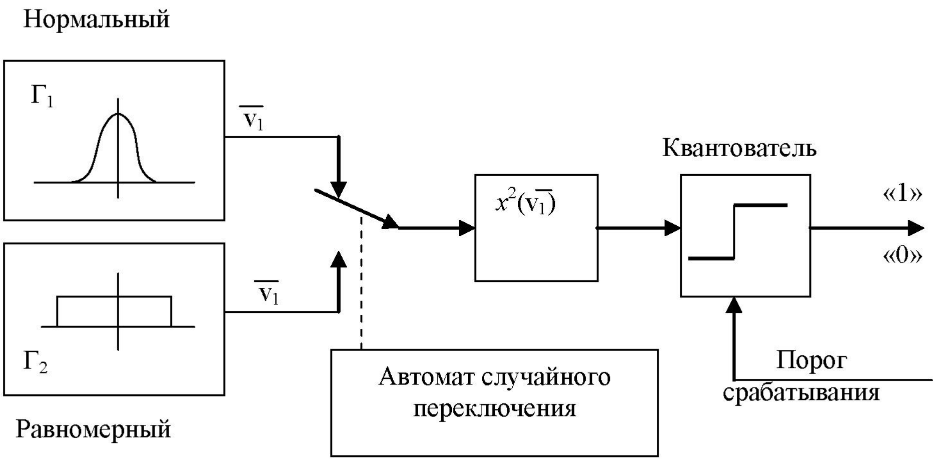

Рис. 1 – Блок-схема организации численного эксперимента по оценке мощности одномерного критерия хи-квадрат

Каждый из генераторов случайных данных Γ_1 (нормальные данные) и Γ_2 (данные с равномерным законом распределения) случайным образом подаются на вход вычислителя значения хи-квадрат критерия (1). Далее значения хи-квадрат критерия должны сравниваться с некоторым порогом квантователя. Если значение хи-квадрат менее порога, то принимается решение о нормальности исследуемых входных данных. Если значение хи-квадрат критерия (1) оказывается выше или ниже порога, то принимается решение о наибольшей справедливости одной из гипотез.

Проверка первой гипотезы о нормальном законе распределения значений для конечной тестовой выборки. Будем исходить из того, что по критерию хи-квадрат требуется распознать ситуацию появление данных, соответствующих серии из 81 отсчетов, полученных от нормального генератора Γ_1. Для этой цели будем вычислять математическое ожидание тестовой выборки – E(x) и ее среднеквадратическое отклонение $-\sigma(x)$. Далее будем строить гистограмму, состоящую из $k=9=\sqrt{81}$ столбцов, равномерно покрывающих интервал от минимального значения – ($E(x)-3\cdot\sigma(x)$) до максимального значения – ($E(x)+3\cdot\sigma(x)$). При этом значения критерия хи-квадрат будем вычислять следующим образом:

$$\chi^2(\Phi)=81\cdot\sum_{i=1}^{9}\frac{\left(\frac{b_i}{81}-\frac{1}{\sigma(x)\sqrt{2\pi}}\int\limits_{x_i}^{x_{i+1}}\exp\left\{\frac{-(E(x)-u)^2}{2\cdot(\sigma(x))^2}\right\}du\right)^2}{\frac{1}{\sigma(x)\sqrt{2\pi}}\int\limits_{x_i}^{x_{i+1}}\exp\left\{\frac{-(E(x)-u)^2}{2\cdot(\sigma(x))^2}\right\}du} \tag{4}$$

где пределы интегрирования x_1, x_2, …, x_{10} – это границы равномерных интервалов, на которых строится гистограмма частот появления данных в тестовой выборке.

На рисунке 2 приведены кривые гистограмм распределения значений хи-квадрат критерия для данных, полученных от двух программных генераторов.

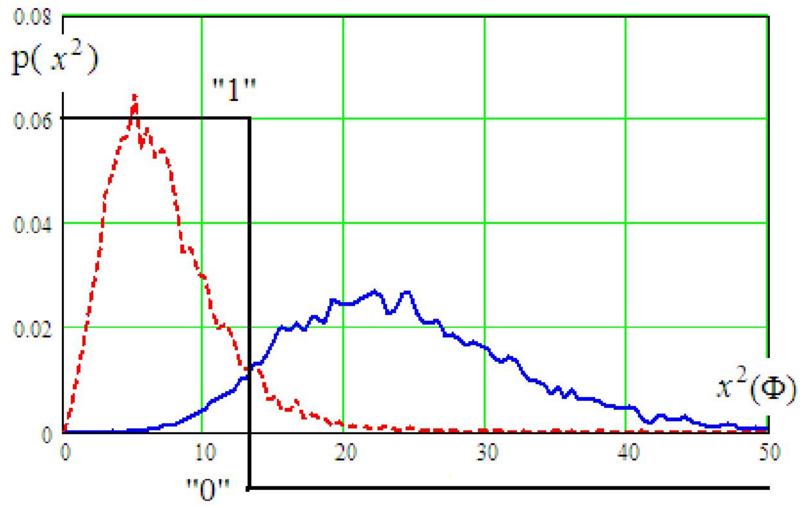

Рис. 2 – Выделение данных с нормальным законом распределения значений (пунктирная линия) при проверке первой гипотезы

Из рисунка 2 видно, что компаратор, принимающий решение об обнаружении входной нормальной последовательности должен давать состояние «1» в интервале значений от 0 до 14. Порог переключения компаратора в состояние «0» – 14. В этом случае вероятности ошибок первого и второго рода оказываются одинаковыми $P_1 = P_2 = P_{EE} = 0.054$.

Проверка второй гипотезы о равномерном законе распределения значений для конечной тестовой выборки. Будем исходить из того, что по критерию хи-квадрат требуется распознать ситуацию появление данных, соответствующих серии из 81 отсчетов, полученных от генератора данных с равномерным законом – $Г_2$. Для этой цели будем находить max(x) и min(x) в тестовой выборке. Далее будем строить гистограмму, состоящую из k=9=$\sqrt{81}$ столбцов, равномерно покрывающих интервал от min(x) до max(x). При этом значения критерия хи-квадрат будем вычислять следующим образом:

$$\chi^2(\mathrm{const}) = 81 \cdot \sum_{i=1}^{9} \frac{\left(\frac{b_i}{81} - \frac{1}{9}\right)^2}{\frac{1}{9}} \tag{5}$$

где границы интервалов гистограммы находятся следующим образом:

$$x_i = \min(x) + \frac{(\max(x) - \min(x)) \cdot i}{10} \tag{6}$$

На рисунке 3 приведены кривые гистограмм распределения значений хи-квадрат критерия для данных, полученных от двух программных генераторов.

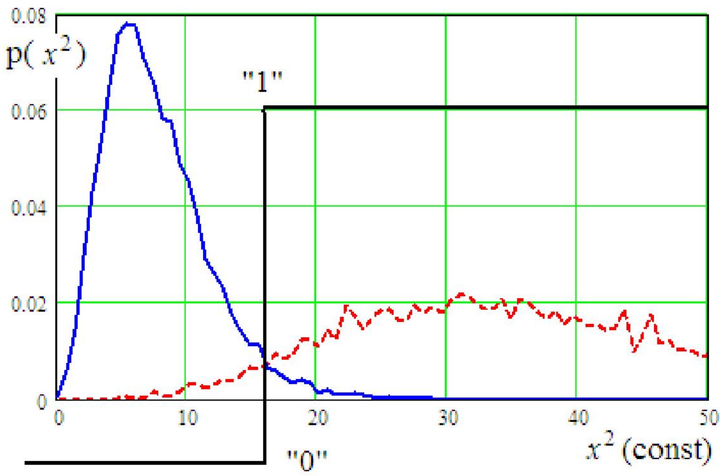

Рис. 3 – Выделение данных с нормальным законом распределения значений (пунктирная линия) при проверке второй гипотезы

Из рисунка 3 видно, что компаратор, принимающий решение об обнаружении входной нормальной последовательности должен давать состояние «1» в интервале значений от 17 и выше. Порог переключения компаратора в состояние «0» – 16. В этом случае вероятности ошибок первого и второго рода оказываются одинаковыми $P_1 = P_2 = P_{EE} = 0.054$.

Обобщенный критерий хи-квадрат, учитывающий параллельную проверку двух гипотез. Хи-квадрат критерий, построенный под поверку первой гипотезы (4) и хи-квадрат критерий, построенный под проверку второй гипотезы (5) – это две разных нелинейных функций преобразования, имеющих два выходных компаратора, настроенных по разному. Так как эти критерии дополняют друг друга, обобщим их с использованием логической функции «или»:

$$\begin{cases} p(x) = \dfrac{1}{\sigma(x)\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left\{\dfrac{-(E(x)-x)^2}{2\cdot(\sigma(x))^2}\right\}, \text{ если } (\chi^2(\Phi) \le 14) \wedge (\chi^2(\text{const}) \ge 16); \\ p(x) = \text{const}, \text{ если } (\chi^2(\Phi) \ge 14) \vee (\chi^2(\text{const}) \le 16). \end{cases} \quad (7)$$

Практика показала, что для обобщенного решающего правила (7) по сравнению с более простыми решающими правилами происходит значительное снижение вероятностей ошибок первого и второго рода $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0.0025$. То есть, частные критерии хи-квадрат (4) и (5) обладают высоким уровнем согласованности принятия ими верных решений, при этом их ошибочные решения, оказываются слабо коррелированны.

Заключение. Если пользоваться хи-квадрат критерием по стандартным методикам [1], то для тестовой выборки в 81 отсчет мы получаем вероятности ошибок на уровне 0.054. Однако как только мы переходим к учету ошибок, возникающих из-за конечности тестовой выборки (3) и применяем обобщенный хи-квадрат критерий (7), то вероятность ошибок снижается примерно в 20 раз. Столь существенное снижение вероятностей ошибок может быть достигнуто только при размерах тестовой выборки в 800 отсчетов, это эквивалентно 10-ти кратному снижению требований к размерам тестовой выборки.

Также следует обратить внимание на то, что данная статья посвящена только критерию хи-квадрат, однако все что в статье изложено, оказывается справедливо и для других статистических критериев таблицы 1. За счет использования обобщенного критерия, учитывающего 10 или 20 частных статистических критериев, видимо, удастся добиться более чем 10-ти кратного снижения требований к размерам тестовых выборок при статистической обработке биометрических данных.

ӘОК 004

ПИРСОННЫҢ ЕКІ КРИТЕРИІМЕН БИОМЕТРИЯЛЫҚ ДЕРЕКТЕРДІ ПАРАЛЛЕЛЬДІ СТАТИСТИКАЛЫҚ ТАЛДАУДЫҢ САЛДАРЫ

Ахметов Б.Б., Иванов А.И., Перфилов К.А, Фунтикова Ю.В., Алибиева Ж.М.
b_akhmetov@ntu.kz
Х.А. Яссауи атындағы Халықаралық Қазақ-Түрік университеті, Туркестан қ.
Пенза мемелекеттік университеті, Ресей
Қ.И. Сәтбаев атындағы Қазақ Ұлттық техникалық университеті, Алматы қ.

Кілт сөздер: көпкритерийлі статистикалық талдау, жеке Пирсон критерилерінің желісі, екі статистикалық гипотезаның дұрыстығын параллельді тексеру, биометриялық деректер, тестілік іріктеулер.

Аңдатпа. Екі критерийлі статистикалық талдауды қолдануға өту кезінде дұрыстығы тым жоғары шешімдер алуға мүмкіндіктер ашылады. Қалыпты және біркелкі тарату екі альтернативалы статистикалық гипотезеларын параллельді тексеру бойынша екі критерийлі статистикалық талдау әрбір жекеше гипотезалардың тексеру ықтималдылықтарының туындысына пропорционал қателер ықтималдылығын төмендетуге мүмкіндік береді. Бұл тестілік іріктеулер көлеміне қойылатын талаптарды бірнеше рет төмендетуге жағдайлар туғызады.

ЛИТЕРАТУРА

[1] Р 50.1.037-2002 Рекомендации по стандартизации. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа χ^2. Госстандарт России. Москва-2001 г., 140 с.

[2] Р 50.1.037-2002 Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии. Госстандарт России. Москва-2002 г., 123 с.

[3] Ахметов Б.С., Иванов А.И., Фунтиков В.А., Безяев А.В., Малыгина Е.А. Технология использования больших нейронных сетей для преобразования нечетких биометрических данных в код ключа доступа. // Монография, Казахстан, г. Алматы, ТОО «Издательство LEM», 2014 г. -144 с. (http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-06-27-11940.pdf)

[4] Ахметов Б.С., Волчихин В.И., Иванов А.И., Малыгин А.Ю. Алгоритмы тестирования биометрико-нейросетевых механизмов защиты информации // Казахстан, Алматы, КазНТУ им. Сатпаева, 2013 г. – 152 с. ISBN 978-101-228-586-4, http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-01-04-11940.pdf

[5] Ахметов Б.С., Надеев Д.Н., Фунтиков В.А., Иванов А.И., Малыгин А.Ю. Оценка рисков высоконадежной биометрии. // Монография. – Алматы: Из-во КазНТУ им. К.И. Сатпаева, 2014 г. – 108 с.

[6] Cochran W. G. Some Methods of Strengthening the Common $\chi 2$ Tests // Biometrics, 1954. – V. 10. – P. 417-419.

[7] Gilbert R.J A sample formula for cuterpolating tables of $\chi 2$ // Biometrics, 1977. – V. 33. – P. 383-385.

[8] Pearson E.S. Note on an approximation to the distribution of non-central $\chi 2$ // Biometrics, 1959. – V. 46. – P. 364-366.

[9] Болл Р.М., Коннел Дж.Х., Панканти Ш., Ратха Н.К., Сеньор Э.У. Руководство по биометрии. Москва: Техносфера, 2007. – 368 с., ISBN 978-594836-109-3

[10] Ахметов Б.С., Иванов А.И., Серикова Н.И., Фунтикова Ю.В. Алгоритм искусственного повышения числа степеней свободы при анализе биометрических данных по критерию согласия хи-квадрат. Вестник национальной академии наук республики Казахстан. №5, 2014 г. с. 28-34.

[11] Akhmetov B.S., Ivanov A.I., Kachalin S.V., Seilova N.A., Doszhanova A.A. Addition fuzzy biometric data morphingre production examples of parents in several generations o examples descendants. Wulfenia Jornal vol 21, No.7; jun 2014. Klagenfurt, Austria, ISSN: 1561-882x: office@multidisciplinarywulfenia.org

[12] Bakhytzhan Akhmetov, Alexander Ivanov, Alexander Malyghin, Sergey Kachalin & Nurgul Seilova // Morph-Reproduction Examples of Parents in Several Generations of Examples Descendants // International Conference on Global Trends in Academic Research (ICMRP-December 17-18, 2014) at Kuala Lumpur, Malaysia

[13] Малыгин А.Ю., Волчихин В.И., Иванов А.И., Фунтиков В.А. Быстрые алгоритмы тестирования нейросетевых механизмов биометрико-криптографической защиты информации / Пенза-2006 г., Издательство Пензенского государственного университета, 161 с.

[14] Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006 г., 816 с.

REFERENCES

[1] P 50.1.037-2002 Recommendations about standardization. Applied statistics. Rules of check of a consent of skilled distribution with the theoretical. Part I. Criteria like $\chi 2$. Gosstandart of Russia. Moscow-2001, 140 p. (in Russ.).

[2] P 50.1.037-2002 Applied statistics. Rules of check of a consent of skilled distribution with the theoretical. Part II. Nonparametric criteria. Gosstandart of Russia. Moscow-2002, 123 p. (in Russ.).

[3] Akhmetov B.S., Ivanov A.I., Funtikov V.A., Bezyaev A.V., Malygina E.A. Tekhnologiya of use of big neural networks for transformation of indistinct biometric data to an access key code. // The monograph, Kazakhstan, Almaty, LEM Publishing House LLP, 2014-144 with. (http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-06-27-11940.pdf) (in Russ.).

[4] Akhmetov B.S., Volchikhin V.I., Ivanov A.I., Malygin A.Yu. Algorithms of testing of biometriko-neural network mechanisms of information security // Kazakhstan, Almaty, KAZNTU of Satpayev, 2013 - 152 p. ISBN 978-101-228-586-4, http://portal.kazntu.kz/files/publicate/2014-01-04-11940.pdf (in Russ.).

[5] Akhmetov B.S., Nadeev D. N., Funtikov V.A., Ivanov A.I., Malygin A.Yu. Otsenka of risks of highly reliable biometrics.//Monograph. – Almaty: Publishing house of KAZNTU of K.I. Satpayev, 2014 - 108 p. (in Russ.).

[6] Cochran W. G. Some Methods of Strengthening the Common $\chi 2$ Tests // Biometrics, 1954. - V. 10. - P. 417-419.

[7] Gilbert R.J A sample formula for cuterpolating tables of $\chi 2$ // Biometrics, 1977. - V. 33. - P. 383-385.

[8] Pearson E.S. Note on an approximation to the distribution of non-central $\chi 2$ // Biometrics, 1959. - V. 46. - P. 364-366.

[9] Ball R. M., Connell J. H., Pank anti-Sh., Ratkh N. K., Senior E.U. Rukovodstvo on biometrics. Moscow: Technosphere, 2007.-368 p, ISBN 978-594836-109-3. (in Russ.).

[10] Akhmetov B.S., Ivanov A.I., Serikova N.I., Funtikova Yu.V. Algoritm of artificial increase of number of degrees of freedom in the analysis of biometric data on criterion of a consent a chi-square. Bulletin of national academy of Sciences of the Republic of Kazakhstan. No. 5, 2014 P. 28-34. (in Russ.).

[11] Akhmetov B.S., Ivanov A.I., Kachalin S.V., Seilova N.A., Doszhanova A.A. Addition fuzzy biometric data morphingre production examples of parents in several generations o examples descendants. Wulfenia Jornal vol 21, No. 7; jun 2014. Klagenfurt, Austria, ISSN: 1561-882x: office@multidisciplinarywulfenia.org

[12] Bakhytzhan Akhmetov, Alexander Ivanov, Alexander Malyghin, Sergey Kachalin & Nurgul Seilova // Morph-Reproduction Examples of Parents in Several Generations of Examples Descendants//International Conference on Global Trends in Academic Research (ICMRP-December 17-18, 2014) at Kuala Lumpur, Malaysia

[13] Malygin A.Yu., Volchikhin V.I., Ivanov A.I., Funtikov V.A. Fast algorithms of testing of neural network mechanisms of biometriko-cryptographic information security / Penza-2006, Publishing house of the Penza state university, 161 p. (in Russ.).

[14] Kobza player A.I. Applied mathematical statistics. For engineers and scientists. M.: FIZMATLIT, 2006, 816 p. (in Russ.).

Поступила 17.02.2015 г.