СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бурков В. Н., Щепкин А. В. Экологическая безопасность. М.: ИПУ РАН, 2003. 92 с.

2. Яковлев В. В. Экологическая безопасность, оценка риска. СПб.: Изд-во СПбГПУ, 2007. 476 с.

3. Музгалевский А. А., Карлин Л. Н. Экологические риски: теория и практика. СПб.: РГГМУ, ВВМ, 2011. 448 с.

4. Алексеев В. В., Куракина Н. И., Желтов Е. В. ГИС комплексной оценки состояния окружающей природной среды // ArcReview. 2007. № 1(40). С. 16–17.

5. Алексеев В. В., Куракина Измерительные системы и ГИС технологии. СПб.: Элмор, 2007. 142 с.

6. Алексеев В. В., Куракина Н. И., Желтов Е. В. Система моделирования распространения загрязняющих веществ и оценки экологической ситуации на базе ГИС // Информационные технологии моделирования и управления. 2005. № 5(23). С. 765–769.

7. Куракина Н. И., Желтов Е. Г., Лукин А. А. Моделирование распространения примеси в водотоках с использованием ГИС // Иформация и космос. 2010. № 1. С. 76–82.

8. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий / пер. с англ. Р. Г. Вачнадзе. М.: Радио и связь, 1993. 314 с.

9. Падерно П. И. Метод комплексирования мнений экспертов внутри группы при использовании метода анализа иерархий // Изв. СПбЛГА. 2009. № 189. С. 238–245.

10. Алексеев В. В., Гридина Е. Г., Куракина Н. И. Вопросы обеспечения единства измерений при формировании комплексных оценок // Сб. тр. Междунар. симпозиума «Надежность и качество 2005». Пенза, 2004. С. 461–464.

N. I. Kurakina, I. A. Ivlichev
Saint-Petersburg state electrotechnical university «LETI»

ENVIRONMENTAL RISK ASSESSMENT METHODS BASED ON HETEROGENEOUS DATA

The methods of environmental risk assessment , based on the analysis of pollutants measurement results in various media, expert assessments and situational models were developed. Heterogeneous data is merged in a unified normalized scale, taking into account reliability characteristics and each factor participation degree. Method of hierarchies analysis is applied for complex environmental risk assessment. Implementation of comprehensive evaluation in GIS technology allows to combine disparate data in a multi-layered project , to connect data processing modules for the purpose of critical loads' visual mapping and identifying areas, that are most sensitive to pollutants occurrence.

Environmental risk, emergency situation, comprehensive evaluation, method of hierarchies analysis, GIS

УДК 621.753

Е. С. Сулоева
Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ» им. В. И. Ульянова (Ленина)

Возможности бинарного сличения при наличии сведений о систематических погрешностях

Вводится в рассмотрение алгоритм, на основе которого при помощи выводимых вероятностных соотношений принимаются решения о соответствии сличаемых эталонов требованиям при условии наличия сведений о систематической погрешности.

Сличение, эталоны, неисключенная систематическая погрешность, метрологический анализ

Процедура сличения направлена на установление соответствия или эквивалентности таких объектов, как эталоны. Эталоны могут быть как национального (ключевые сличения), так и более низкого уровня (дополнительные сличения). Главная проблематика сличений заключается в неком эвристическом основании принятия решения, которое в свою очередь берет начало от недостатка априорной информации. В [1] был рассмотрен случай полного отсутствия информации о систематической погрешности в бинарном сличении. Если же лаборатории-участницы могут дать информацию о систематической погрешности каждого эталона, то возможен алгоритм принятия решения, описанный в [2] для группового сличения. В чем же отличие этих двух видов сличения? Сличение двух объектов называется бинарным, сличение же большего количества эталонов – групповым сличением.

На первый взгляд может показаться, что бинарное сличение при наличии априорных знаний (АЗ) о систематической погрешности каждого эталона $\Delta_{\text{сист}}\lambda_i$ является частным случаем группового сличения за счет исключения всех значений, которые относятся к транспортируемому эталону. В бинарном сличении эти характеристики полагаются пренебрежимо малыми за счет единственной разности. Выражение, описывающее усредненное значение *i*-го эталона $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$, выведенное для группового сличения [2], трансформируется следующим образом:

$$\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \frac{1}{L(N-1)}\sum_{s=1}^{N}{}^{(i)}\sum_{l=1}^{L}\delta\lambda_{is}^{*} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_i + \\ +\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_s + \Delta_{\text{сл}}\lambda_i - \Delta_{\text{сл}}\lambda_s\right).$$

Здесь $\Delta_{\text{сист}}\lambda_s + \Delta_{\text{сл}}\lambda_i - \Delta_{\text{сл}}\lambda_s$ соответствует случайной (дополнительной) погрешности, $\Delta_{\text{сист}}\lambda_i$ соответствует систематической погрешности $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$, т. е. $\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \Delta_{\text{сист}}\lambda_i + \Delta_{\text{доп}}\lambda_i$.

Необходимо отметить, что результатом сличения является разность показаний двух эталонов, в данном случае – это разность между двумя объектами сличения, которую невозможно разделить отдельно для каждого, т. е. результат сличения о годности сличаемых объектов распространяется сразу на оба эталона.

Таким образом, разрабатывается алгоритм принятия решения, основанный на имеющейся априорной информации, которая включает в себя

$$\text{АЗ} = \left\{\lambda_{\text{Н}1}, \lambda_{\text{Н}2}, w\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right), \sigma_{1\text{сл}}^2, \sigma_{2\text{сл}}^2, \sigma_{\text{comp}}^2\right\}$$

– это данные о $\lambda_{\text{Н}i}$ – номинальных значениях, характеристики случайной погрешности каждого из объектов и компаратора $\sigma_{1\text{сл}}^2, \sigma_{2\text{сл}}^2, \sigma_{\text{comp}}^2$, распределение вероятностей для результата для систематической погрешности разности показаний $w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})$ соответственно.

Результат бинарного сличения можно представить совокупностью из следующего кортежа составляющих:

$$\delta\lambda_{12}^{*} = \lambda_1^{*} - \lambda_2^{*} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_1^{*} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_1^{*} - \\ - \Delta_{\text{сист}}\lambda_2^{*} - \Delta_{\text{сл}}\lambda_2^{*}.$$

Данные о номинальных значениях исключаются, так как полагается, что сличение проводится на равнономинальных объектах, а характеристиками компаратора можно пренебречь, поскольку они ничтожно малы.

В качестве определяющей характеристики в данном случае нет необходимости использовать показанную в [3] вероятность ошибки первого или второго рода, так как здесь нас интересует вероятность превышения значением разности систематических погрешностей некоторого порогового уровня C: $P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \geq C/\delta\lambda_{12}]$. При этом данная процедура проводится для фиксированного значения разности результатов сличения $\delta\lambda_{12}$. Именно эта вероятностная характеристика и способ ее нахождения выделяют эту задачу в отдельную:

$$P_{\text{у}}\left[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \geq c \,/\, \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} + \Delta_{\text{доп}}\lambda_{12} = \delta\lambda_{12}\right] = \\ = 1 - P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \in [-c, c]/\delta\lambda_{12}].$$

Индекс «у» указывает, что вероятность является условной в том смысле, что рассчитывается для конкретного фиксированного значения разности показаний, это будет отражено в дополнительном нормирующем коэффициенте далее.

Таким образом, для случаев, когда состав АЗ позволяет установить распределение вероятностей $w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})$ и $w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12})$, можно получить:

$$w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}) = w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12})$$

– двумерная плотность распределения вероятности независимых случайных величин $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$ и $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}$;

$$w\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right) = \\ = w\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)w_{\Delta}\left(\delta\lambda_{12} - \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)$$

– для условной плотности распределения $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$ при фиксированном значении $\delta\lambda_{12} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\lambda_i$.

Тогда:

$$w\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right)= = \int\limits_{\min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}^{\max \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}} w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})\times \times w(\delta\lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})$$

– плотность распределения $\delta\lambda_{12}$ при $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\in \in[\min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}; \max \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}]$ и $[\delta\lambda_{12} - \max \times \times \Delta_{\text{сист}} \times \lambda_{12};\ \delta\lambda_{12} - \min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}] \subset [\min \Delta_{\text{сл}} \times \times \lambda_{12};\ \max \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]$.

Вводится нормирующее условие, т. е. на всем интервале существования значение плотности вероятности должно быть равным 1, что достигается за счет умножения на некоторый коэффициент k:

$$\int\limits_{\min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}^{\max \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}} kw\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right)d\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)=1,$$

$$k=\frac{1}{\int\limits_{\min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}^{\max \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}} kw\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right)d\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)}.$$

Поэтому конечный вид двумерной плотности распределения с учетом нормирующего условия будет выглядеть следующим образом:

$$w_{\text{н}}\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right)=w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})w(\delta_{\text{ср}}\lambda_i - -\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})\Bigg/\int\limits_{\min \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}^{\max \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}} w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})\times \times w(\delta\lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}),$$

а вероятность принадлежности при фиксированном значении результата сличения

$$P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\in[-c,c]/\delta\lambda_{12}]= = \int\limits_{-c}^{c} w_{\text{н}}\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}/\delta\lambda_{12}\right)d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}).$$

В качестве иллюстрации приводится пример, включающий следующие АЗ: $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}$ распределена по гауссовому закону $D = 2$, $M = 0$; $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$ (разность систематических погрешностей) распределена по закону Симпсона в интервале [–4; 4].

Данный закон выбран исходя из единообразия примеров-иллюстраций для различных задач. Его появление связано с тем, что каждая из систематических погрешностей могла быть распределена по нормальному закону (поскольку в АЗ фигурирует разность $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$, то это обусловливает ее распределение по закону Симпсона в интервале [–4, 4]) и в общем случае состоит из двух симметричных частей, описываемых уравнением прямой.

Поэтому применительно к примеру выражение для вероятности нахождения превышения некоторого порогового уровня разности систематических погрешностей при фиксированном значении результата $P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\in[-c,c]/\delta\lambda_{12}]$ будет иметь вид

$$P_y[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\ge c/\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}+\Delta_{\text{доп}}\lambda_{12}=\delta\lambda_{12}]=$$

$$=1-\int\limits_{-c}^{c} w_{\text{н}}(\Delta_{\text{сист}}\lambda_i/\delta_{\text{ср}}\lambda_i)d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_i)=$$

$$=1-\int\limits_{-c}^{0}\left(\frac{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}{16}+\frac{1}{4}\right)\frac{1}{\sqrt{2\pi D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}}\times$$

$$\times\exp\left(\frac{-\left(\delta\ \lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)^2}{2D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}\right)d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})+$$

$$+\int\limits_{0}^{c}\left(\frac{-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}{16}+\frac{1}{4}\right)\frac{1}{\sqrt{2\pi D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}}\times$$

$$\times\exp\left(\frac{-\left(\delta\ \lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)^2}{2D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}\right)\times$$

$$\times d\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)\Bigg/\int\limits_{-\frac{\Delta_1}{2}}^{0}\left(\frac{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}{16}+\frac{1}{4}\right)\frac{1}{\sqrt{2\pi D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}}\times$$

$$\times\exp\left(\frac{-\left(\delta\ \lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)^2}{2D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}\right)d(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12})+$$

$$+\int\limits_{0}^{\Delta_1/2}\left(\frac{-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}}{16}+\frac{1}{4}\right)\frac{1}{\sqrt{2\pi D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}}\times$$

$$\times\exp\left(\frac{-\left(\delta\ \lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right)^2}{2D[\delta_{\text{сл}}\lambda_{12}]}\right)d\left(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right).$$

Для подтверждения правильности выбранного алгоритма было проведено имитационное моделирование в среде графического программирования Labview, работающее по следующему алгоритму:

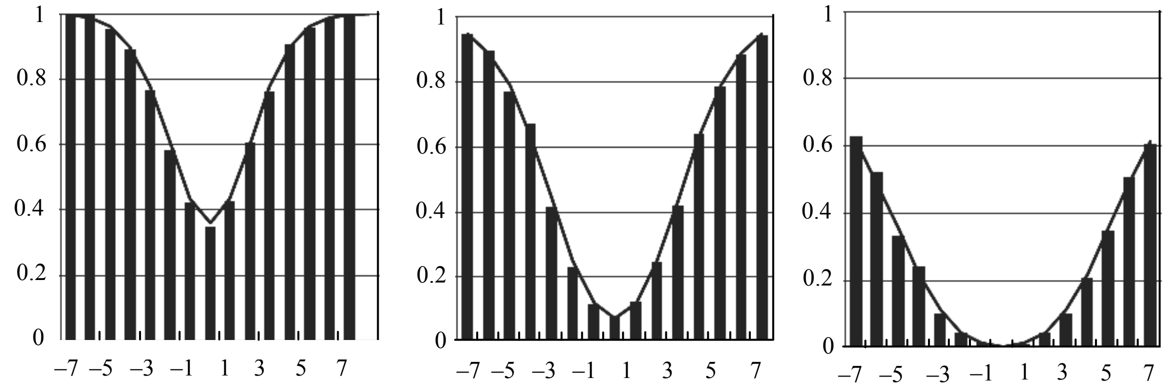
$$\text{АЗ}=\left(\delta\lambda_{12}=\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}+\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}, w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_i),\ w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_i), P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\ge c/\delta\lambda_{12}]\right)\to$$

$$\left\{\Delta_{\text{сист}}\lambda_1,\ \Delta_{\text{сл}}\lambda_1,\ \Delta_{\text{сист}}\lambda_2,\ \Delta_{\text{сл}}\lambda_2\right\}_{s=1}^{N}\to$$

$$\left\{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}=\delta\lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right\}_{N_1}\to$$

$$\left\{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}>c, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}=\delta\lambda_{12}-\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\right\}_{N_2}\to$$

$$P\left[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}\ge c/\delta\lambda_{12}\right]=N_2/N_1.$$



а *б* *в*

Здесь из всей совокупности N случаев выбирается необходимая часть N_1 (для примера $N_1 = 1000$), и уже среди этих N_1 выбираются те, которые соответствуют поставленным ограничениям по результирующему значению и пороговому уровню, таких значений оказывается N_2.

Результаты, полученные при использовании имитационного моделирования и алгоритма аналитического расчета, использовавшего вероятность, жестко закрепляющую значение случайной (дополнительной) погрешности относительно разностного значения в условном варианте $P_у\,[\Delta_{сист}\lambda_{12} \ge c\,/\,\Delta_{сист}\lambda_{12} + \Delta_{доп}\lambda_{12} = \delta\lambda_{12}] = 1 - P[\Delta_{сист}\lambda_{12} \in [-c, c]\,/\,\delta\lambda_{12}]$, представлены на рисунке. По оси абсцисс откладывается значение результата сличения, представляющее собой разность $\delta\lambda_{12}$, а по оси ординат – значение вероятности

$$P_у[\Delta_{сист}\lambda_{12} \ge c/\Delta_{сист}\lambda_{12} + \Delta_{доп}\lambda_{12} = \delta\lambda_{12}].$$

Данные, полученные в результате аналитического расчета, совпадают с данными имитационного моделирования, что говорит об их достоверности и адекватности выбранной модели.

Значение вероятности превышения разности систематических погрешностей, некоторого порогового уровня, показаны для трех различных максимальных значений $C = 1; 2; 3$ соответствуют рисункам *а–в* соответственно. Из представленных иллюстраций видно, что при одинаковых АЗ результирующие вероятностные характеристики контролируются выставленным пороговым уровнем, требования к которому продиктованы уровнем эталонного средства. Небольшое увеличение этого значения может отразиться на результате сличения, пропуская отклонившиеся на минимальное значение отбракованные объекты.

Следовательно, при помощи предложенного алгоритма можно обрабатывать результаты сличения, когда в качестве сличаемых объектов выступает пара эталонов. Также можно дать рекомендации по выбору порогового уровня, решающему вопрос о соответствии требованиям.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Сулоева Е. С. Исследование вероятностей ошибок первого и второго рода от состава априорных знаний и устанавливаемых условий // Вестн. сев.-зап. отд. метрологической академии. 2012. Вып. 28. С. 48–51.
2. Сулоева Е. С., Цветков Э. И., Рзиева М. Т. Особенности принятия решения по результатам сличения n-эталонов // Измерительная техника. 2014. № 7. С. 3–7.
3. Сулоева Е. С. Особенности принятия решения о годности сличаемых эталонов при стандартном составе априорных знаний // Изв. ВолгГТУ. Сер. Электроника, измерительная техника, радиотехника и связь. 2013. № 23. С. 78–81.

E. S. Suloeva
Saint-Petersburg state electrotechnical university «LETI»

POSSIBLE BINARY COMPARISONS IN THE PRESENCE OF INFORMATION ON SYSTEMATIC ERRORS

Introducing the algorithm, based on which the output using the probabilistic relationships decides the standards requirements are matched with the availability of information on the systematic error.

Comparison, measurement standard, systematic error, metrological analysis