УДК 519.2

С.А. Стенин, А.Н. Губский

МЕТОД НЕЗАВИСИМОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ПРОВЕРКИ СОГЛАСОВАННОЙ РАБОТЫ ЭКСПЕРТНОЙ КОМИССИИ

Аннотация: в настоящей статье предлагается метод проверки согласованности мнений экспертной комиссии, основанный на критериях Брандта-Снедекора и Фишера.

Ключевые слова: статистическая выборка, гипотеза, функция распределения.

Анализ и постановка задачи

Помимо традиционных сфер, а именно искусства, культуры, спорта и образования, так называемые “жюри” активно используются в настоящее время и в других сферах деятельности человека. Так, для научных учреждений и производственных предприятий важную роль в подборе квалифицированных кадров играют группы экспертов, формируемые из состава опытных специалистов. Именно они с достаточной степенью точности могут установить степень подготовки того или иного специалиста для работы в конкретной сфере деятельности.

Экспертные оценки степени подготовки специалистов могут считаться достаточно надежными только при условии хорошей согласованности тестовых оценок членов экспертной комиссии. Поэтому актуальной является задача оценки согласованной работы экспертной комиссии.

Решение задачи

Для обеспечения независимости мнений членов экспертной комиссии они не должны иметь никакой априорной информации о функциях распределений предлагаемых им для оценки тестовых событий.

Для этих событий формируем совокупность числовых выборок $\{x_i\}_j, j = 1, k$, полученную по высказываниям k экспертов. Обозначим объем j-той выборки через q_j, причем объем выборок может быть одинаковым.

Для полученных выборок, представляющих собой случайную последовательность, выдвинем две гипотезы:

$$\begin{array}{l} H_0 : F_1(x) = F_2(x) = F_3(x) = \ldots = F_k(x); \\ H_1 : F_1(x) \neq F_2(x) \neq F_3(x) \neq \ldots \neq F_k(x); \end{array} \quad (1)$$

где $F_j(x)$ – некоторая функция распределения вероятностей, соответствующая высказываниям j-того эксперта $(j = \overline{1}, k)$.

Нулевая гипотеза H_0 (гипотеза однородности) отвечает тому, что исследуемые выборки имеют одинаковые функции распределения и

 ISSN 1560-8956

принадлежат одной генеральной совокупности. Иными словами, мнения экспертов являются согласованными. Альтернативная гипотеза H_1свидетельствует об обратном.

Таким образом, метод независимой статистической проверки согласованности мнений заключается в проверке сформулированных выше гипотез H_0и H_1на основании сформированных совокупностей независимых априори от эксперта выборок.

Для проверки гипотез (1) используем непараметрический k^2- клеточный χ^2 - критерий Брандта-Снедекора [1].

Для этого по высказываниям экспертов составим таблицу сопряженности признаков (табл.1). Для этого используются два дихотомических фактора (два показателя с ответами “Да” и “Нет” т.е. “+” и “-”) и случайные выборки с результатами их измерений.

Табл.1.

Выборка	Признак		$\sum$
	“+”	“-”	
1	x_1	$q_1 - x_1$	q_1
2	x_2	$q_2 - x_2$	q_2
...	...	...	...
J	x_j	$q_j - x_j$	q_j
....	....	...	...
k	x_k	$q_k - x_k$	q_k
$\sum$	$\overline{x}$	$\overline{q} - \overline{x}$	$\overline{q}$

$$\overline{x} = \sum_{j=1}^{k} x_j; \quad \overline{q} = \sum_{j=1}^{k} q_j \tag{2}$$

Здесь в таблице $\overline{q}$ – объем всех выборок; q_j – объем отдельной j-той выборки;

$\overline{x}$ – общее число элементов выборок с признаком “+”;

x_j – частота признака “+” в j-той выборке. Согласно критерия Брандта-Снедекора значение χ^2 - определяется по формуле:

$$\chi^2 = \frac{\overline{q^2}}{\overline{x}(\overline{q} - \overline{x})} \left[\sum_{j=1}^{k} \frac{x_j^2}{q_j} - \frac{\overline{x}^2}{\overline{q}} \right]. \tag{3}$$

Нулевая гипотеза H_0 принимается, если значение расчетного χ^2 – меньше табличного $\chi^2_{v_{табл}}$, т.е.

$$\chi^2_{расч} \leqslant \chi^2_{табл\, v,\varepsilon}, \tag{4}$$

где $v = (k-1)$ – число степеней свободы, ε – заданная точность.

Критерий Брандта-Снедекора хорошо работает при $k \geqslant 3$.

В случае, если в составе экспертной комиссии только два эксперта, используем точный критерий Фишера [1], значение χ^2 которого вычисляем по формуле:

$$\chi^2 = \frac{\overline{q}[x_1(q_2 - x_2) - x_2(q_1 - x_1)]}{(q_1 \bullet q_2)(x_1 + x_2)[(q_1 - x_1) + (q_2 - x_1)]}, \tag{5}$$

где $\overline{q} = q_1 + q_2$.

Как и ранее, для принятия гипотезы однородности H_0, расчетное значение критерия должно быть меньше табличного при числе степеней свободы равным 1.

Таким образом, подтверждение нулевой гипотезы H_0 позволяет сделать вывод о согласованном мнении экспертов (в математическом плане это означает, что исследуемые выборки являются однородными).

Если же выполняется альтернативная гипотеза, то необходимо переформировать состав группы экспертов.

При большом числе экспертов предлагается следующий алгоритм переформирования состава экспертной комиссии.

Сгруппируем две совокупности выборок А и В. К совокупности А отнесем выборки со значениями признака “+”, число значений которых существенно выше, чем число значений признака “+” остальных выборок, из которых сформируем совокупность В. Теперь проверим две совокупности выборок по критерию Брандта-Снедекора. Если для одной из них выполняется нулевая гипотеза, то группа экспертов формируется на базе этой совокупности. Если же нулевая гипотеза не выполняется ни для одной совокупности необходимо продолжить таким же образом переформирование состава экспертов.

Например: Пусть число экспертов k=6 и по высказываниям каждого из них сформированы одинаковые выборки q_j = 120 общей размерностью значений $\overline{q} = 720$. Далее по результатам выборок произвольно сформируем таблицу сопряженности (Табл. 2)

Табл. 2.

Выборка	Признак		$\sum$
	“+”	“-”	
1	82	38	120
2	46	74	120
3	80	40	120
4	50	70	120
5	86	34	120
6	36	84	120
$\sum$	380	340	720

По формуле Брандта-Снедекора вычислим $\chi^2_{расч}$:

$$\chi^2_{расч} = \frac{720^2}{380 \bullet 340}\left(\frac{82^2}{120} + \frac{82^2}{120} + \frac{46^2}{120} + \frac{50^2}{120} + \frac{86^2}{120} + \frac{36^2}{120} - \frac{380^2}{720}\right) = 19,66$$

Табличное значение согласно [1] при $v = 5$ и $\varepsilon = 0,05$

$$\chi^2_{табл} = 11,07$$

Следовательно, гипотеза H_0 не выполняется, т.е. исходная группа экспертов не однородна.

Разобьем данную группу на две подгруппы:

подгруппа А: 1,3,5 эксперты

подгруппа В: 2,4,6 эксперты

В основу разбиения положено преобладание в группе А экспертов с большим значением признака “+”.

Теперь согласно указанному выше критерию Брандта-Снедекора проверяем код группы А и В. Легко убедиться, что согласованной окажется в этом случае группа В.

Однако такой алгоритм переформирования группы экспертов является эвристическим и может привести либо к слишком усеченной группе экспертов либо не иметь вообще решения. Более эффективным является алгоритм, предложенный в работе [2].

Согласно этому алгоритму можно последовательно выявлять “худших” экспертов и формировать группу экспертов в рамках требуемой точности и достоверности полученных этой группой оценок.

Заключение

Предложенный в работе метод независимой статистической проверки согласованности группы экспертов позволяет достаточно просто определить однородность данной группы. В случае ее неоднородности предлагается два алгоритма переформирования исходной группы, исходя из количества членов группы и требований к точности и достоверности.

Литература

1. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика – Москва: Высшая школа, 2004 г. – 479 стр.
2. Стенин А.А. Автоматизированные обучающие системы (анализ и синтез). – Луганск: Издательство восточно-украинского национального университета, 2000 г. – 109 стр.

Отримано 22.11.2012 р.