УДК 658.52

В.В. Крючковский

ОЦЕНКА СТЕПЕНИ СОГЛАСОВАННОСТИ МНЕНИЙ ЭКСПЕРТОВ ПРИ КОЛЛЕКТИВНОМ ПРИНЯТИИ РЕШЕНИЙ

Аннотация. Рассмотрена возможность оценки степени согласованности мнений экспертов с использованием коэффициента конкордации Кенделла – Б. Смита при коллективном принятии решений.

Ключевые слова. Экспертные оценки, коэффициент конкордации Кенделла, коллективные методы принятия решений.

Введение.

При решении задач организации современного производства и экономического анализа необходимо учитывать все большее число факторов различной природы, являющихся предметом исследования различных областей знаний. В этих условиях один человек не может принять решение о выборе факторов, влияющих на достижение цели, не может определить существенные взаимосвязи между целями и средствами их достижения. Поэтому в формировании и анализе модели принятия решений должны участвовать коллективы разработчиков, состоящие из специалистов различных областей знаний, между которыми нужно организовать взаимодействие и взаимопонимание. Таким образом, проблема принятия решений становится проблемой коллективного выбора целей, критериев, средств и вариантов достижения цели, то есть проблемой коллективного принятия решения [1].

Анализ последних исследований и публикаций.

В настоящее время все большее внимание уделяется вопросам коллективных методов принятия решений. В литературе[2] они получили название экспертных методов, под которыми в общем жизненном цикле решений понимается комплекс логических и математико-статистических методов и процедур, направленных на получение от специалистов-экспертов информации, необходимой для подготовки и выбора рациональных решений, ее обработки и получения результирующей оценки.

В последние годы коллективные оценки находят широкое применение в социально-политическом и научно техническом прогнозировании, в разработке крупных научно-технических, экономических и социальных программ.

Разработками в данной области занимались такие ученные как Акофф Р., Эмери Ф., Зигель А.И., Вольф Дж., Коваленко И.И., Петров Э.Г. и многие другие [2-7].

Эти работы направлены на решение круга вопросов, связанных с созданием моделей группового (коллективного) поведения в различных системах, в том числе и с учетом психофизиологических факторов их составляющих.

Изложение основного материала.

Жизненный цикл подготовки принятия и реализации решений управления обобщенно может быть представлен в виде трех фаз, каждая из которых включает ряд последовательных этапов (рис.1).

1. Фаза постановки и диагностики проблемы – формализация задачи, требующей решения.

2. Фаза разработки и принятия решения – поиски и оценка альтернатив по степени достижения или важнейших целей: определение метрики, в которой производится сравнение; оценка прогнозируемого воздействия альтернатив на достижение цели; моделирование последствий реализации альтернатив в условиях возможного изменения самих целей, мероприятий и ограничений; оптимизация и принятие решения – выбор альтернативы, подлежащей решению.

3. Фаза реализации – проведение в жизнь выбранной альтернативы. Контроль и, при необходимости, корректировка и стимулирование.

Каждый из этапов состоит из ряда операций. Например, этап выявления управленческой проблемы фазы «Постановка проблемы» может включать следующие операции: анализ ситуации или объекта по качественным и ресурсным показателям; сравнение эффективности объекта с лучшими образцами (достижениями); определение расхождения показателей анализируемых объектов; анализ литературных источников, требований клиентов; анализ организационно-технического уровня производства; формирование направлений развития и т.п.

При коллективном методов принятии решений в фазу II включается еще ряд дополнительных этапов: формирование коллектива экспертов (экспертной группы); отработка и принятие вида взаимодействия экспертов (свободный обмен между экспертами, регламентированный обмен, работа экспертов в изолированном режиме); анализ экспертных оценок; выбор метода (методов) анализа экспертных оценок; проверка степени согласованности мнений отдельных экспертов; получение обобщенной оценки.

При оценке объектов исследования, эксперты могут расходится во мнениях по решаемой проблеме. В связи с этим возникает необходимость количественной оценки степени согласия экспертов. Получение количественной меры согласованности позволяет более обоснованно интерпретировать причины расхождения мнений. Оценка согласованности суждения экспертов основывается на использовании понятия компактности, наглядное представление о котором дает геометрическая интерпретация результатов экспертизы. Оценка каждого эксперта представляется как точка в некотором пространстве, в котором имеется понятие расстояния. Если точки, характеризующие оценки всех экспертов, расположены на небольшом расстоянии друг от друга, т.е. образуют компактную группу, то, очевидно, можно это интерпретировать как хорошую согласованность мнений экспертов. Если же точки в пространстве разбросаны на большие расстояния, т.е. не принадлежат одной области, то согласованность мнений экспертов невысокая. Возможно, что точки - мнения экспертов - расположены в пространстве так, что образуют две или несколько компактных групп. Это означает, что в экспертной группе существуют две или несколько существенно отличающихся точек зрения на оценку объектов исследования. Может быть область точек, не образующих совокупности мнений - размытая область. В этом случае нет общих точек зрения на решаемую проблему. Лицо, принимающее решение (ЛПР),может повторить экспертизу или принять какое-либо решение самостоятельно.

Если объект оценивается несколькими числовыми параметрами, то мнение каждого эксперта представляется как точка в пространстве параметров. Центр группировки точек вычисляется как математическое ожидание вектора параметров, а разброс точек - дисперсией вектора параметров. Различные методы определения согласованности количественных оценок на основе понятия компактности (близости) рассматриваются в теории группировок и распознавания образов [8].

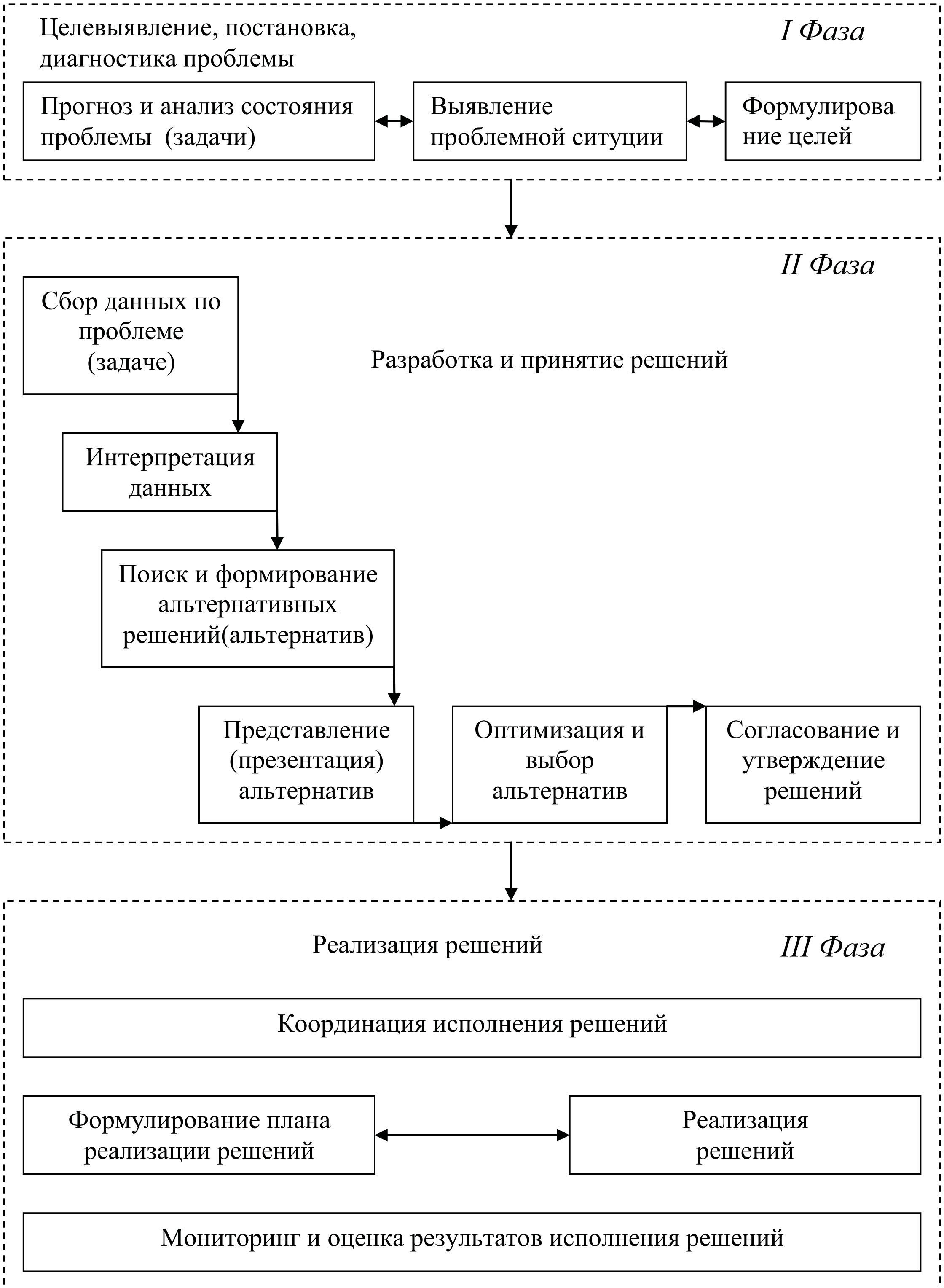

Рис.1. Жизненный цикл подготовки и реализации решений

Для того чтобы оценить согласованность мнений нескольких экспертов при их оценке ряда признаков (или объектов, что имеет зна-

 ISSN 1562-9945

чение при решении задачи ранжирования), можно воспользоваться коэффициентом конкордации Кендалла-Бэбингтона Смита[9-11].

Пусть каждый из m экспертов анализирует одно и то же некоторое множество, состоящие из n объектов. Тогда имеем m последовательностей рангов с равным числом рангов n в каждой последовательности:

$$R_{11} \quad R_{12} \ldots R_{1j} \ldots R_{1n};$$

$$R_{21} \quad R_{22} \ldots R_{2j} \ldots R_{2n};$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$R_{i1} \quad R_{i2} \ldots R_{ij} \ldots R_{in};$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$R_{m1} \quad R_{m2} \ldots R_{mj} \ldots R_{mn}.$$

Здесь R_{ij} - ранг j-го объекта, который присвоен ему i-ым экспертом.

В качестве меры связи выводов m экспертов Кендалл и Б. Смит[9] предложили коэффициент конкордации (согласованности) в виде формулы:

$$W = \frac{12 \cdot S_w}{m^2\left(n^3 - n\right)}, \text{ где } S_w = \sum_{j=1}^{n}\left(\sum_{i=1}^{m} R_{ij} - \frac{m(n+1)}{2}\right)^2 \qquad (1)$$

Легко видеть, что S_W является суммой отклонений рангов от их среднего значения. Коэффициент конкордации W может принимать значения в диапазоне от 0 (что соответствует полному отсутствию статистической связи между оценками, полученными от разных экспертов), до 1 (что сигнализирует о полном совпадении мнений экспертов – совпадении всех m анализируемых ранжировок). То, что W не принимает отрицательных значений (в отличии от коэффициента корреляции), объясняется тем обстоятельством, что противоположность согласованности утрачивается.

Если среди последовательностей рангов есть совпадения, то коэффициент конкордации следует вычислять по формуле:

$$W = \frac{12 \cdot S_w}{m^2\left(n^3 - n\right) - m\sum_{j=1}^{m} T_j}$$

где $T_j = \sum_{i=1}^{k}\left(t_i^3 - t_i\right)$; k-число совпавших (связных, объединенных) рангов; t_i- количество элементов в i-й связке для j-го эксперта.

Связные ранги возникают в ситуациях, когда той или иной ранжировке наблюдаются факты совпадения мест. Например, пусть в j-й ранжировке три объекта разделили места, 3-е, 4-е и 5-е, а два объекта разделили места 9-е и 10-е. В этом случае объектам, разделившим места, приписывается ранг, равный среднему арифметическому соответствующих мест. Это значит, что в нашем примере трем первым объектам будет присвоен одинаковый ранг $4 = (3+4+5)/3$, а двум последним объектам ранг $9.5 = (9+10)/2$.

Для $n \geq 20$ величины W и S_W распределены приблизительно нормально [12] с параметрами:

$$M(W) = \frac{1}{m}; \qquad D(W) = \frac{2(m-1)}{m^3(n-1)};$$

$$M(S_W) = \frac{m\left(n^3 - n\right)}{12}; \quad D(S_W) = \frac{m(m-1)(n+1)\left(n^2-1\right)n^2}{72}.$$

В силу несимметричности распределения W при $n \geq 20$ луче аппроксисмируется бета-распределением [12].

Критические значения $S_W(\alpha)$ (при доверительных вероятностях $\alpha = 0{,}95$ и $\alpha = 0{,}99$) для коэффициента конкордации W можно найти в работе [11]. При $n > 10 \div 15$ и отсутствии корреляции величина $m(n-1) \cdot W$ распределена приблизительно как χ^2 с $f = n-1$ степенями свободы. Отсюда следует, что критическое значение равно:

$$W_\alpha = \frac{\chi_\alpha^2}{m(n-1)}. \qquad (2)$$

Если окажется, что $W > W_\alpha$, то с вероятностью α корреляция между изученными последовательностями признается значимой.

Заметим, что если обозначить через $\overline{\rho_S}$ - среднее арифметическое коэффициентов Спирмена [14] по всем $m(m-1)/2$ парам выборок, то коэффициент Кенделла-Б.Смита принимает вид:

$$W = \frac{m-1}{m} \cdot \overline{\rho_S} + \frac{1}{m}.$$

То есть, W и $\overline{\rho_S}$ линейно связаны.

Для случая двух групп экспертов Шукени и Фроли [13] предложили аналог коэффициента конкордации Кенделла – Б. Смита. Пусть две группы экспертов численностями l_1 и l_2 ставят перед собой задачу, проранжировать k объектов. Обозначим через $R_{ij}\left(i=\overline{1,l_1};\ j=\overline{1,k}\right)$ - ранги, предложенные l_1 экспертами первой группы; через $R_{ij}^*\left(i=\overline{1,l_2};\ j=\overline{1,k}\right)$ - ранги, предложенные l_2 экспертами второй группы ($R_j = \sum R_{ij}$ и $R_j^* = \sum R_{ij}^*$). Статистика Шукени-Фроли равна

$$N \cdot (k+2) \le L = \sum_{j=1}^{k} R_j \cdot R_j^* \le N \cdot (2k+1),$$

где $N = \dfrac{l_1 l_2 k(k+1)}{6}$.

При этом

$$M(L) = \frac{l_1 l_2 \cdot k(k+1)^2}{4}; \quad D(L) = \frac{l_1 l_2 (k-1) \cdot k^2 (k+1)^2}{144}$$

Обобщенный коэффициент конкордации Шукени-Фроли определяется соотношением:

$$\tilde{W} = \frac{L - M(L)}{L_{max} - M(L)}.$$

Если ρ_{ij} - коэффициент корреляции Спирмена [15] для i-го эксперта первой группы и j-го эксперта второй группы, то

$$\tilde{W} = \frac{1}{l_1 \cdot l_2} \cdot \sum_{j=1}^{l_2} \sum_{i=1}^{l_1} \rho_{ij}.$$

Однако предельное распределение коэффициента Шукени-Фроли отлично от нормального и неудобного для применения.

Приведем пример решения задачи по согласованию мнений экспертов. Пусть имеется 7 объектов и коллектив из 3-х экспертов, мнения экспертов различны, данные приведены в таблице 1.

Таблица 1

Оценка суждений экспертов

Объекты	Эксперты		
	Эксперт №1	Эксперт №2	Эксперт №3
1	2	3	1
2	5	3	3
3	7	2	7
4	3	7	5
5	4	5	4
6	3	4	9
7	9	7	8

Матрица рангов, полученная из табл.1, и вычисления, необходимые для определения величины S_W, представлены в табл.2.

Таблица 2

Ранжировка объектов

i	R_{ij}			$\left(\sum_{i=1}^{3} R_{ij} - \frac{m(n+1)}{2}\right)^2$
	j			
	1	2	3	
1	1,0	2,5	1,0	$(4{,}5 - 12)^2 = 56{,}25$
2	5,0	2,5	2,0	$(9{,}5 - 12)^2 = 6{,}25$
3	6,0	1,0	5,0	$(12 - 12)^2 = 0{,}00$
4	2,5	6,5	4,0	$(13 - 12)^2 = 1{,}25$
5	4,0	5,0	3,0	$(12 - 12)^2 = 0{,}00$
6	2,5	4,0	7,0	$(13{,}5 - 12)^2 = 2{,}25$
7	7,0	6,5	6,0	$(19{,}5 - 12)^2 = 56{,}25$
				$S_W = 122{,}00$

Зная значение $S_W = 122$, по формуле (1) при $m = 3$ и $n = 7$ находим $W = 0{,}484$.

ISSN 1562-9945

Имея в виду, что при доверительной вероятности $\alpha = 0{,}95$ и степени свободы $f = n - 1 = 6$ квантиль распределения $\chi^2 = 12{,}592$ [12], по формуле (2) находим критическое значение $W_\alpha = 0{,}699$.

Так как $W = 0{,}484 < W_\alpha = 0{,}699$, то с вероятностью $\alpha = 0{,}95$ можно утверждать, что согласованность экспертов незначима. Геометрическая интерпретация мнений экспертов (рис.2) так же подтверждает полученный вывод.

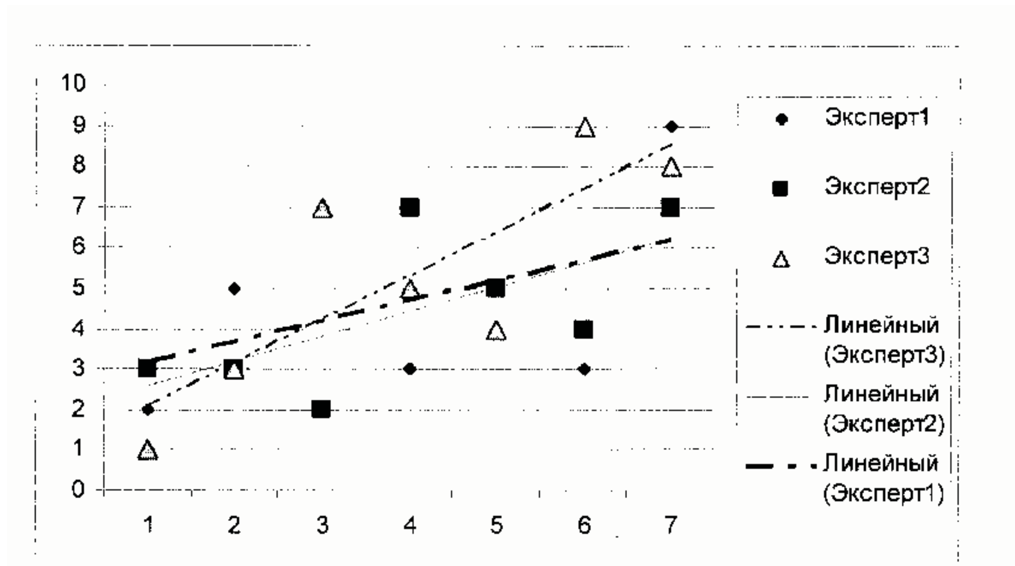

Рисунок 2 – Мнения экспертов

Выводы.

Оценка мнений экспертов при помощи коэффициента конкордации при коллективном принятии решений позволяет выявить и объединить различные подходы экспертов к оценке различных явлений (признаков, критериев), что позволяет провести углубленный анализ ситуации и принять более взвешенное обоснованное решение.

ЛИТЕРАТУРА

1. Волкова В.Н. Теория систем: Учеб. пособие / В.Н. Волкова, А.А. Денисов. – М.: Высш.шк., 2005 – 511с.
2. Коваленко И.И. Экспертные оценки в управлении информационными проектами / И.И. Коваленко, С.В. Драган, М.А. Рыхальский. – Николаев: НУК, 2007. – 168с.
3. Макаров И.М. Теория выбора и принятия решений / И.М. Макаров, Т.М.Виноградская, А.А. Рубчинский, В.Б. Соколов. – М.: Наука, 1982. – 328с.
4. Железко Б. Методика расчета показателей развития предприятия / Б. Железко, М. Валиев, О. Кухаренко, Ю. Монахова // Финансы, учет, аудит. – 2001. - №5. – С. 59-63.
5. Петров Э.Г. Методы и средства принятия решений в социально-экономических и технических системах / Э.Г. Петров, М.В. Новожилова, И.В. Гребенник, Н.А.Соколова. – Херсон: ОЛДІ-плюс, 2003. – 380с.
6. Акофф Р. О целеустремленных системах / Р. Акофф, Ф.М. Эмери. – М.: Советское радио, 1974. – 272с.
7. Гатієнко Г.М. Експертні технології прийняття рішень. Монографія / Г.М. Гатієнко, В.Є. Снитюк. – К.: Тов. «Маклаут» -2008. -144с.
8. Фу К. Последовательные методы в распознавании образов и обучении машин / К. Фу; пер.с англ. – М.: Наука, 1971.-255с.
9. Kendall M.G., Babington Smith. The problem of rankings // AMS. – 1939. – v. 10. – P. 275 – 287.
10. Кендалл М. Дж. Статистические выводы и связи / М. Дж. Кендалл, А. Стьюарт. – М.: Статистика, 1975. – 204с.
11. Кендэл М. Ранговые корреляции / М. Кендэл. – М.: Статистика, 1975. – 196с.
12. Большев Л.Н. Таблицы математической статистики / Л.Н. Большев, Н.В. Смирнов. – М.: Наука, 1983. – 416с.
13. Schucany W.R., Frawley W.H. A rank test for two group concordance // Psichometriha. – 1973. v.38.-P.249-258.
14. Лагутин М.Б. Наглядная математическая статистика: Учебное пособие / М.Б. Лагутин. – М.: БИНОМ. Лаборатория знаний, 2007. – 472с.
15. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников / А.И. Кобзарь. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. – 816с.

 ISSN 1562-9945