

МОДУЛЬ ЭКСПЕРТНОЙ СИСТЕМЫ ОЦЕНИВАНИЯ КАЧЕСТВА РАЗРАБОТКИ СТАНДАРТА ПО КРИТЕРИЮ ДОПУСТИМОГО РИСКА

Серенков П. С.¹, Романчак В. М.¹, Гуревич В. Л.²

¹ Белорусский национальный технический университет, г. Минск, Республика Беларусь

² Белорусский государственный институт стандартизации и сертификации,
г. Минск, Республика Беларусь

Предложена концепция экспертной системы менеджмента рисков от стандартизации, построенная на основе процессного подхода на модульном принципе. Разработан алгоритм формирования модуля экспертной системы, позволяющий поставить процесс разработки государственного стандарта в управляемые условия по критерию заданного уровня риска.

Введение

Понятие «риск» сопутствует практически без исключения любому виду человеческой деятельности. Для большинства отраслей бизнеса риск привычно является одним из ключевых факторов результативности.

Стандартизация по определению является системным видом управления в отношении практически любого вида человеческой деятельности. Результат стандартизации – упорядочение взаимоотношений между заинтересованными сторонами – базируется на методологии принятия решений, все возможное множество которых лежит между двумя концептами:

- устранение нерациональных существующих и предотвращение возникновения новых барьеров в бизнесе – наиболее конфликтной области взаимоотношений;

- обеспечение безопасности (в самом широком смысле слова) и (или) защиты интересов всех заинтересованных сторон.

Именно здесь и возникает понятие риска технического нормирования и стандартизации – относительно нового для стандартизации.

Можно сказать, что частный риск, который привносит техническое нормирование и стандартизация в интегральный риск результата конкретного вида деятельности, например в области машиностроения, энергетики, банковского дела и т.д., является типовым.

Возникает необходимость разработки экспертной системы как унифицированного механизма идентификации, оценки, анализа, кор-

ректирования рисков от технического нормирования и стандартизации.

Процессный подход к формированию структуры экспертной системы

Структура экспертной системы представляет собой сеть взаимосвязанных модулей, каждый из которых обеспечивает выявление и оценивание частных рисков для каждого подпроцесса, составляющего деятельность по стандартизации.

Наглядно соответствие процессов системы менеджмента результативности стандартизации и соответствующих групп источников риска показано на рисунке 1. При этом каждый из трех идентифицированных частных рисков носит комплексный характер и соответственно может быть представлен как результат комплексирования рисков от источников следующего уровня детализации.

Модуль экспертной системы представляет собой функционально целостный элемент, распространяющийся в соответствии с принципом процессного подхода на определенный комплексный процесс сети процессов (рисунок 1). Функциональная целостность предполагает, что каждый модуль – полноценная система сбора и анализа данных в отношении рассматриваемого процесса и включает типовой алгоритм действий:

1. Идентификация влияющих факторов.

2. Шкалирование исходной информации (разработка рациональной шкалы, методика

эксперимента по оцифровыванию влияющих факторов).

3. Обоснование функции связи между частным риском процесса разработки государственного стандарта и влияющими факторами как функции полезности.

4. Планирование и реализация эксперимента по получению действительной функции полезности конкретного вида.

5. Анализ адекватности функции полезности конкретного вида.

Алгоритм построения модуля экспертной системы

Постановка задачи

В теории риска используют производное понятие ожидаемой полезности, применимое к случайным событиям. Теория ожидаемой полезности была разработана в работах Дж. Неймана и О. Моргенштерна [1].

По аналогии рассмотрим задачу принятия решений в предметной области Z (разработке государственного стандарта) на основании информации $X = (x_1, \dots, x_n)$.

Риск от стандартизации объекта определим как:

$$U = (1-p(x_1, x_2, \dots, x_n)) u = (\bar{u}, Z) \quad (1)$$

где $u = (\bar{u}, Z)$ – количественная оценка негативных последствий в зависимости от сферы деятельности Z , на которую распространяется действие стандарта (оценивается экспертно априори); $X = (x_1, \dots, x_n)$ – факторы, влияющие на полезность; $p = p(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – вероятность развития благоприятного сценария, которая в свою очередь является функцией полезности. Очевидно, что для оценки ожидаемого риска U достаточно определить вероятность $p = p(x_1, x_2, \dots, x_n)$, т.е. наша задача сводится к моделированию функции полезности модуля экспертной системы.

Шкалирование экспертных оценок

Существует два принципиально разных механизма изучения потребительского выбора: отношение предпочтения и функция полезности [2]. Отношение предпочтения индивидуально, отражает «склонность» или «желание» потребителя. Термин «полезность» менее индивидуален, чем термин «предпочтение», т.е. более объективен.

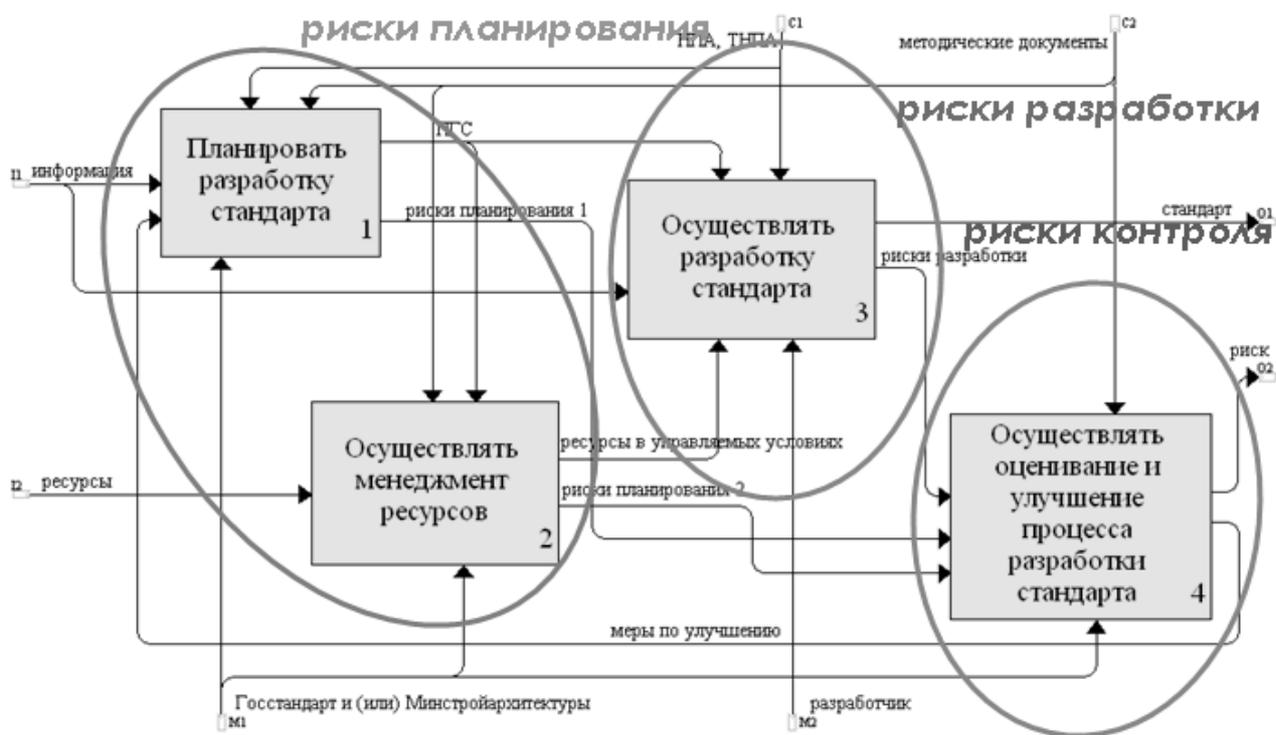


Рисунок 1 – Модель сети процессов разработки государственного стандарта

Преимущество функции полезности перед отношением предпочтения состоит, в частности, в том, что, кроме того, что она адекватна данному отношению предпочтения, она еще является и численным индикатором отношения предпочтения.

Существуют различные подходы к количественному оцениванию функции полезности. Кардиналисты пытаются измерить полезность в шкале отношений, ординалисты измеряют полезность в порядковой шкале, в виде порядкового номера значимости выбора. Ряд исследователей вообще критически относятся к самой возможности построения функции полезности методом анкетирования [3].

Таким образом, первый вопрос который возникает перед исследователем: существует ли способ измерить функцию полезности и если способ существует, то в какой шкале следует производить измерения.

Мы считаем, что измерение функции полезности возможно и измерения следует производить в шкале высокого уровня информативности.

Пусть $\Omega \subseteq R^n$ – множество, на котором определена функция полезности $U = U(x_1, x_2, \dots, x_n)$, x_1, \dots, x_n – факторы, влияющие на полезность.

Рассмотрим конечное число точек M подпространства $\Omega_M \subseteq \Omega$. Каждую из точек множества Ω_M обозначим $\omega^i = (x_1^i, x_2^i, \dots, x_n^i)$, $i=1, \dots, M$, и соответствующее значение функции $U_i = U(\omega^i)$, $i=1, \dots, M$. Назовем $U^* = (U_1, U_2, \dots, U_M)$ – распределением полезности для точек Ω_M .

Итак, пусть требуется определить U^* – распределение полезности для точек Ω_M . В качестве возможного подхода рассматривается анкетирование эксперта как метод получения экспериментальных данных. Эксперт в общем случае не способен непосредственно точно оценить численные значения уровней U_1, U_2, \dots, U_M . Вместе с тем при сравнении двух альтернативных вариантов он обычно способен определить, какой из рассматриваемых признаков выражен сильнее и вербально оценить различие между наблюдаемыми значениями.

Естественно предположить, что оценивать различие можно, *сравнивая отношения* $a_{ji} = U_i / U_j$ или *разности* $r_{ji} = U_i - U_j$ уровней. При этом эксперту соответственно можно задавать вопросы: «Во сколько раз уровень полез-

ности U_i превосходит уровень полезности U_j ?» или «На сколько уровень полезности U_i превосходит уровень полезности U_j ?»

С этих позиций наиболее известны два метода экспертного оценивания значений уровней полезности U_1, U_2, \dots, U_M :

- метод оценивания отношений $a_{ji} = U_i / U_j$ известен как метод иерархий Саати, включающий вариант конструирования вербальной шкалы для оценки отношений $a_{ji} = U_i / U_j$ и соответствующие числовые оценки уровней [5];

- метод оценивания разности $r_{ji} = U_i - U_j$ известен как метод непосредственного оценивания U_1, U_2, \dots, U_M , представляющий собой упорядочение исследуемых объектов в зависимости от их важности путем приписывания баллов каждому из них.

Для обоих методов характерны существенные недостатки: невозможность проверки на непротиворечивость количественной оценки функции полезности, низкий уровень достоверности, точности экспертных оценок.

Известно, что любое измерение, в том числе и метод непосредственного оценивания, является, по сути, сравнением. Выбрав, например, самый высокий уровень U_{max} , мы можем получить вербальную оценку для остальных уровней путем сравнения остальных уровней U_i с уровнем U_{max} , задавая эксперту вопрос «На сколько уровень полезности U_i превосходит уровень полезности U_{max} ?» Мы считаем, что метод оценивания разности – наиболее перспективный с позиций точности, обоснованности и достоверности экспертных оценок и развития экспертных систем.

Нами предложен и экспериментально проверен способ альтернативного оценивания функции полезности, основанный на методе оценивания разности. Такой способ мы будем называть *методом альтернатив*.

Среди особенностей оценки функции полезности методом альтернатив можно выделить следующие:

- 1) получение информации от эксперта в вербальном виде;
- 2) альтернативные оценки функции полезности одним и тем же экспертом;
- 3) проверка на совпадение альтернативных оценок функции полезности.

Для представления значений функции полезности модуля экспертной системы управления рисками от разработки государственного

стандарта нами предлагается вариант половинного деления *интервальной шкалы* – обобщенная дихотомическая шкала (таблица 1а).

Варианты такой шкалы с вербальной расшифровкой уровней V_i соответствующими числовыми оценками – u_i представлены в таблице 1б.

Таблица 1
Обобщенная дихотомическая шкала сравнительной оценки уровня полезности

а	
Число интервалов	Уровни
1	0; 1
2	0; 1; 2
2 ²	0; 1; 2; 3; 4
2 ³	0; 1; 2; 3; 4; 5; 6; 7; 8

б		
№	Вербальная оценка	Числовая оценка
i	U_i	u_i
0	Одинаковый уровень	0
1	Почти эквивалентный уровень	1
3	Предпочтительнее	3
5	Строго предпочтительнее	5
7	Значительно предпочтительнее	7
8	Абсолютное превосходство	8

Интервальная шкала допускает положительные линейные преобразования: $g(x) = ax + b$ ($a > 0$). Преимущество такой шкалы состоит в адаптивном выборе количества уровней исходя из сложности решаемой задачи и квалификации экспертов.

Для оценки разности $U_i - U_j$ выберем шкалу измерений с фиксированным шагом для двух последовательных числовых уровней: $U_{i+1} - U_i = h$, $i=1, \dots, n$. Тогда уровни можно представить как $u_k = a + kh$, $k=1, \dots, 8$, где a, h – некоторые постоянные.

Пусть теперь:

$$U_i - U_j = h r_{ij}, \quad (2)$$

где r_{ij} – определяется на основании оцифровки вербальных ответов эксперта согласно таблицы 1, h – константа шкалы.

Для нахождения U_i можно рассмотреть различные планы эксперимента. Так можно рассматривать сравнение между собой пар последовательных уровней U_i, U_{i-1} :

$$\frac{U_i - U_{i-1}}{h_1} = r_{i,i-1}, \quad i=1, \dots, M-1, \quad (3)$$

где h_1 – константа, которая зависит только от данного альтернативного плана эксперимента.

Из системы линейных уравнений (3) можно получить распределение полезности U^* , соответствующее результатам $r_{i,i-1}$ первого альтернативного эксперимента.

Аналогично, для нахождения U_i можно рассмотреть план эксперимента и получить систему линейных уравнений, сравнивая уровни U_i с некоторым фиксированным уровнем U_p :

$$\frac{U_i - U_p}{h_2} = r_{i,p}, \quad i=1, \dots, M-1, \quad (4)$$

где h_2 – константа, которая также зависит только от выбранного альтернативного плана эксперимента. Распределение полезности полученное, на основании данных $r_{i,p}$ второго альтернативного эксперимента, обозначим U^{**} .

Считаем, что константы h_1, h_2 – неизвестны. Нетрудно видеть, что решения систем (3) и (4) соответственно U^* и U^{**} , определены с точностью до линейного преобразования. Таким образом, на основании альтернативных планов эксперимента мы получили альтернативные оценки распределения полезности U^* и U^{**} .

Относительно полученных оценок U_i^* и U_i^{**} , $i = 1, \dots, n$, полагаем, что:

$$U_i^* = A + B U_i^{**+} \varepsilon_i, \quad (5)$$

где $\varepsilon_1 \dots \varepsilon_M$ – независимые одинаково распределенные случайные величины.

Для альтернативных оценок распределения предлагается критерий устойчивости предпочтений эксперта: «оценки устойчивы, если альтернативные распределения связаны статистически значимой адекватной линейной зависимостью».

Разработка функции связи между частным риском процесса разработки государственного стандарта и влияющими факторами как функции полезности

В самой общей форме функцию полезности можно записать так:

$$U = U(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (6)$$

где U – значение функции полезности; x_1, \dots, x_n – факторы, влияющие на полезность.

Существует два основных подхода к обоснованию функции полезности: эвристический и аксиоматический.

Среди наиболее известных эвристических подходов следует выделить два метода, реализующих линейную свертку: линейная квалиметрическая модель и аналитическая иерархическая процедура Саати.

Методы линейной свертки относятся к разряду не имеющих строгого обоснования эвристических подходов, которые могут приводить к далеко не лучшим окончательным вариантам выбора. Среди аксиоматических следует отметить многокритериальную теорию полезности (MAUT) [4]. Установлено, что при моделировании такого рода задач самым уязвимым местом как раз является функция полезности, адекватно отражающая предпочтения эксперта. Нами рассматривается несколько иной подход к построению многокритериальной функции полезности с помощью **квази-копулы полезности**.

В настоящее время для оцениванию финансовых рисков широко используют понятие копулы [5]. Копула – это многомерная функция распределения, определённая на n -мерном единичном кубе $[0, 1]^N$, такая, что её маргинальные распределения равномерны на интервале $[0, 1]$. Определение квази-копулы было введено нами для характеристики операций над функциями распределения [5]. Дадим следующее определение квази-копулы [6]:

Функция $Q: [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ называется квази-копулой, если:

1. $Q(0, x) = Q(x, 0) = 0$ для всех x из $[0, 1]$;
2. $Q(x, 1) = Q(1, x) = x$ для всех x из $[0, 1]$;
3. $Q(x, y)$ – неубывающая функция, т. е.

для нее выполняется условие $Q(x+\Delta x, y+\Delta y) - Q(x, y) \geq 0$, при $\Delta x \geq 0, \Delta y \geq 0$.

В частности, независимому распределению соответствует квази-копула, равная произведению своих аргументов: $Q(x, y) = xy$. В этом случае квази-копула является и просто копулой.

Квази-копула (копула) содержит всю информацию о природе зависимости между двумя факторами, которой нет в частной функции полезностях, но не содержит информации о частных функциях полезности.

В результате информация о частной функции полезностях и информация о зависимости между ними отделяются квази-копулой друг от друга.

Для решения поставленной задачи ограничимся рассмотрением функций полезности, имеющих структуру квази-копулы.

Планирование и реализация эксперимента по получению действительной функции полезности конкретного вида

Если полезность $u = u(X)$ измеряется в шкале интервалов, то оценки измерений полезности определяются с точностью до линейного положительного преобразования:

$$U = U(u) = U(u(X)) = \alpha u(X) + \beta, \quad (7)$$

где $\alpha > 0$ и β – фиксированные постоянные.

Кроме того, маргинальные распределения для отдельных факторов определены также с точностью до линейного преобразования.

Процедура планирования и реализации эксперимента включает пять этапов.

1. На первом этапе решается задача шкалирования исходной информации. Универсальным методом альтернатив для каждого фактора x_i определяются числовые оценки u^p его возможных состояний (вербальных значений) в рамках выбранной дихотомической шкалы с постоянными a, h .

2. На втором этапе решается задача получения маргинальных распределений для отдельных факторов. Рассмотрим для простоты обозначений случай $n=3$ (таблица 2).

Вводим упрощающее предположение существования функции полезности вида $U = U(u_1, u_2, u_3)$, которую можно искать в классе квази-копул.

Таблица 2

План эксперимента для случая, когда число факторов $n=3$

Номер фактора	$n=1$	$n=2$	$n=3$
Диапазон значений фактора	$x_1^0 \leq x_1 \leq x_1^1$,	$x_2^0 \leq x_2 \leq x_2^1$,	$x_3^0 \leq x_3 \leq x_3^1$,
Маргинальные распределения факторов	$u_1(x_1) = \dot{U}(x_1, x_2^1, x_2^1)$	$u_2(x_2) = \dot{U}(x_1^1, x_2, x_3^1)$	$u_3(x_3) = \dot{U}(x_1^1, x_2^1, x_3)$

3. На третьем этапе выявляются зависимые и независимые факторы и строится математическая модель с учетом зависимых и независимых групп факторов. Например, модель независимой копулы имеет вид:

$$U = u_1 u_2 u_3. \tag{8}$$

Если два фактора зависимы между собой и не зависят от третьего, то модель будет иметь структуру:

$$U = U_1(u_1 u_2)u_3. \tag{9}$$

Теперь можно ввести новый фактор $v = U_1(u_1 u_2)$, который также следует рассматривать как отклик и для аппроксимации можно использовать метод сингулярных вейвлетов.

4. На четвертом этапе в зависимости от модели функции полезности выбираем план эксперимента. Значения факторов и функции полезности в точках плана эксперимента определяем с помощью описанного выше метода альтернатив.

5. На пятом этапе проверяется адекватность модели конкретного типа.

Сформулирована и доказана теорема: Если факторы u_1, u_2, \dots, u_n совместно независимы, то:

$$U = U(u_1, u_2, \dots, u_n) = (k_1 u_1 + b_1) \cdot (k_2 u_2 + b_2) \dots (k_n u_n + b_n), \tag{10}$$

где u_i – частная функция полезности по i -му фактору.

Результаты 4 и 5 этапов по определению функции полезности процесса включения заявки на разработку государственного стандарта в план государственной стандартизации приведены (частного риска планирования, см. рисунок 1) в таблице 3 и на рисунке 2.

По мере реализации первых трех этапов было установлено избыточное множество

влияющих на частный риск факторов $x_i = 11$. Методом альтернатив было произведено шкалирование каждого фактора по обобщенной дихотомической шкале (смотри таблицу 1).

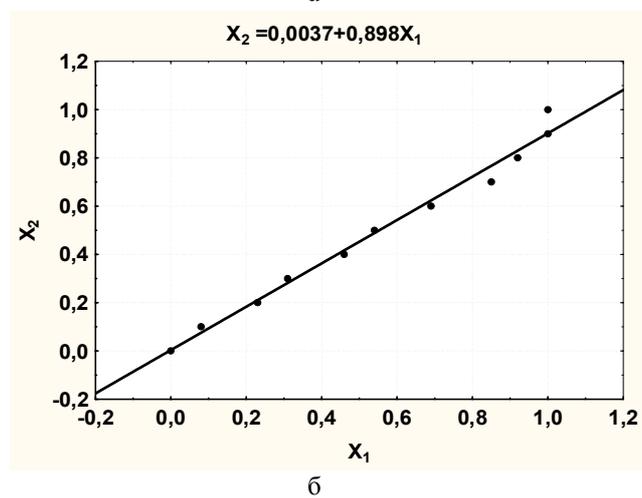
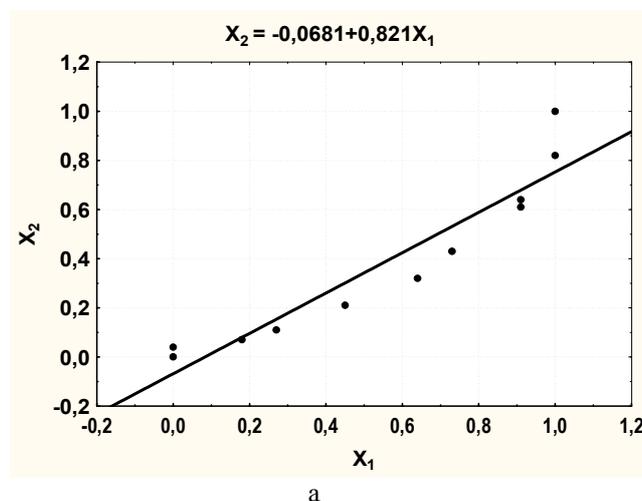


Рисунок 2 -- Реализация плана эксперимента по определению функции полезности с использованием метода альтернатив: а – неопытный эксперт. Исправленный коэффициент детерминации $R^2 = 0,88$; б – опытный эксперт. Исправленный коэффициент детерминации $R^2 = 0,98$; X_1 – оценка уровня по первой методике; X_2 – оценка уровня по второй методике

Результаты эксперимента по определению функции полезности

№ эксперимента	Исходные данные				Нормализованные данные			
	Метод 1		Метод 2		Метод 1		Метод 2	
	Эксперт 1	Эксперт 2	Эксперт 1	Эксперт 2	Эксперт 1	Эксперт 2	Эксперт 1	Эксперт 2
1	5	6	2	1	0,00	0,00	0,00	0,00
2	5	5	3	3	0,00	0,08	0,04	0,10
3	3	3	4	5	0,18	0,23	0,07	0,20
4	2	2	5	7	0,27	0,31	0,11	0,30
5	0	0	8	9	0,45	0,46	0,21	0,40
6	-2	-1	11	11	0,64	0,54	0,32	0,50
7	-3	-3	14	13	0,73	0,69	0,43	0,60
8	-5	-5	19	15	0,91	0,85	0,61	0,70
9	-5	-6	20	17	0,91	0,92	0,64	0,80
10	-6	-7	25	19	1,00	1,00	0,82	0,90
11	-6	-7	30	21	1,00	1,00	1,00	1,00

План эксперимента по определению конкретного вида функции полезности $U^* = (U_1, U_2, \dots, U_{11})$ с помощью квази-копулы полезности включал множество точек $\omega^i = (x_1^i, x_2^i, \dots, x_n^i)$ факторного пространства, сформированных по аналогии с таблицей 2. Это позволяет эксперту производить маргинальные оценки функции полезности и значительно повышает достоверность оценок, особенно в условиях большого числа факторов ($n=11$).

Для реализации плана эксперимента применен метод альтернатив, т.е. оценку функции полезности (частного риска процесса) каждый из двух экспертов производил сначала методом последовательных разностей (3) – метод 1, а затем методом абсолютных разностей (4) – метод 2.

Как следует из рисунка 2, полученные экспертами оценки устойчивы, так как выполняется критерий устойчивости предпочтений эксперта: «оценки устойчивы, если альтернативные распределения связаны статистически значимой адекватной линейной зависимостью». Об этом свидетельствуют значения коэффициентов детерминации R^2 . Устойчивость оценок обеспечивает исследователю уверенность для последующих изысканий конкретного вида функции полезности (10), а эксперту – соответственно доверие к прогнозу, генерируемому экспертной системой.

Заключение

В результате комплексного анализа предложена концепция экспертной системы менеджмента рисков от стандартизации, построенная на основе процессного подхода на модульном принципе.

Разработан алгоритм формирования модуля экспертной системы, позволяющий поставить процесс разработки государственного стандарта в управляемые условия по критерию заданного уровня риска.

Предлагаемая концепция доказательна, т.к. основана на системном подходе, универсальна, т.к. ориентирована на наименее информативный тип данных (экспертные оценки), имеет большой потенциал для практического применения.

Список использованных источников

1. Кини, Р.Л. Принятие решений при многих критериях: предпочтения и замещения. / Р.Л. Кини, Х. Райфа. – М.: Радио и связь, 1981. – 560 с.
2. Шрейдер, Ю.А. Равенство, сходство, порядок / Ю.А. Шрейдер, 1971. – 254 с.
3. Научитель, М. В. История экономических учений / М. В. Научитель. – Минск: Право и экономика, 2003. – 460 с.
4. Саати, Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий / Саати Т. – М.: Радио и связь, 1993.

5. *Nelsen, R. B.* An Introduction to Copulas / B. Nelsen Roger. – Springer, 1999. – 236 p.

6. *Alsina, C.* On the characterization of a class of binary operations on distribution functions, Statist. Probab. Lett. 17. –P. 85–89.

Serenkov P. S., Romanchak V. M., Gurevich V. L.

The quality evaluation expert system module of working out of the standard by criterion of admissible risk

The concept of risks management expert system in standardization, constructed on the basis of the process approach on a modular principle is offered. The algorithm of formation of expert system module is developed, allowing to put process of working out of state standard in operated conditions on criterion of the set risk level.

Поступила в редакцию 10.03.2011.