

Агрегирование предпочтений как метод решения задач в метрологии и измерительной технике

С. В. МУРАВЬЕВ

Национальный исследовательский Томский политехнический университет,
Томск, Россия, e-mail: muravyov@camsam.tpu.ru

Показана возможность полезных применений процедур агрегирования предпочтений в обработке результатов межлабораторных сличений и организации передачи измерительных данных в беспроводных сенсорных сетях.

Ключевые слова: агрегирование предпочтений, отношение консенсуса, межлабораторные сличения, беспроводные сенсорные сети.

The possibility of useful applications of preferences aggregation procedures in processing of interlaboratory comparisons results and measurement data transmission in wireless sensor networks is shown.

Key words: preferences aggregation, consensus relation, interlaboratory comparisons, wireless sensor networks.

Под задачей агрегирования предпочтений понимают нахождение для m ранжирований n альтернатив ранжирования консенсуса, определяющего порядок альтернатив с учетом их порядка в каждом из m исходных ранжирований.

Методы нахождения ранжирования консенсуса являются предметом теории общественного (социального) выбора, где их исследуют в рамках проблемы голосования [1], когда m избирателей должны выбрать из n альтернатив. Эта классическая проблема находит применение в различных сферах современных информационных технологий: информационном поиске, совместной фильтрации, мультиагентных и мультисенсорных сетях, цифровой обработке сигналов, распознавании образов и т. д. [2, 3]. Данный потенциал пока мало востребован в области измерительной техники и метрологии, несмотря на полезный эффект, получаемый при решении определенного класса практических задач.

Цель статьи — демонстрация возможностей применения процедур агрегирования предпочтений при обработке результатов межлабораторных сравнительных испытаний и передаче измерительных данных в беспроводных сенсорных сетях (БСС).

Агрегирование предпочтений и отношение консенсуса.

Пусть необходимо ранжировать объекты по степени проявления некоторого признака, т. е. установить некоторое отношение предпочтения на множестве объектов. Понятие предпочтения моделируют при помощи специально построенного бинарного отношения, называемого слабым порядком.

Пусть $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$ — множество сравниваемых альтернатив (объектов). Назовем бинарное отношение λ отношением предпочтения на множестве A , если

$$\lambda = \rho \cup \tau,$$

где ρ — отношение строгого предпочтения, являющееся антирефлексивным ($a_i \rho a_i$ для всех i), антисимметричным (для

всех i, j из $a_i \rho a_j$ и $a_j \rho a_i \Rightarrow a_i = a_j$) и транзитивным (для всех i, j, k из $a_i \rho a_j$ и $a_j \rho a_k \Rightarrow a_i \rho a_k$); τ — отношение безразличия рефлексивного ($a_i \tau a_i$ для всех i) и симметричного (для всех i, j из $a_i \tau a_j \Rightarrow a_j \tau a_i$). В случае справедливости отношения ρ полагают, что a_i строго предпочитается a_j и записывают $a_i \rho a_j$ или $a_i \succ a_j$. В случае справедливости отношения τ считают, что выбор между a_i и a_j безразличен, и обозначают это через $a_i \tau a_j$ или $a_i \sim a_j$.

Таким образом, отношение предпочтения λ рефлексивное ($a_i \lambda a_i$ для любых $a_i \in A$), транзитивное (для всех i, j, k из $a_i \lambda a_j$ и $a_j \lambda a_k \Rightarrow a_i \lambda a_k$) и полное (для любых $a_i, a_j \in A$ выполняется либо $a_i \lambda a_j$, либо $a_j \lambda a_i$).

Отношения предпочтения представляют ранжирования альтернатив, имеющими вид цепочки

$$\lambda_k = (a_1 \succ a_2 \dots \sim a_s \sim a_t \succ \dots \sim a_n). \quad (1)$$

Отношение предпочтения λ представляют также $n \times n$ -матрицей отношения $R = [r_{ij}]$, строки и столбцы которой соответствуют альтернативам из A , а ее элементы позволяют различать отношения $\succ$, $<$ и $\sim$:

$$r_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{если } a_i \succ a_j; \\ 0, & \text{если } a_i \sim a_j; \\ -1, & \text{если } a_i < a_j. \end{cases} \quad (2)$$

Заметим, что матрица R антисимметрическая, т. е. $r_{ij} = -r_{ji}$ для всех i, j , и транзитивная, так как в силу транзитивности отношения λ , если $r_{ij} \geq 0$ и $r_{jk} \geq 0$, то $r_{ik} \geq 0$ [4].

Предположим, что n объектов описываются m отношениями предпочтения. Например, n зон некоторого производства характеризуются m разнородными показателями

(свойствами), определяющими условия окружающей среды для персонала: влажность, температуру, скорость движения воздуха, наличие опасного рабочего оборудования и т. д. Тогда на множестве n объектов $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$ имеем множество отношений предпочтения (ранжирований) $\Lambda = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m\}$. Производственные зоны будут ранжированы по влажности, температуре и т. д., и в этих ранжированиях наиболее комфортные для персонала зоны займут крайние левые позиции. Множество ранжирований Λ назовем *профилем предпочтения* для заданных m и n .

Агрегировать m ранжирований — значит определить единственное отношение предпочтения β , обеспечивающее наилучший компромисс между ними. Такое ранжирование β назовем *ранжированием консенсуса*.

В 1785 г. Жан Кондорсе предложил правило нахождения ранжирования консенсуса: если некоторая альтернатива получила большинство голосов в парном сравнении со всеми другими альтернативами, то она объявляется победителем [1, 5]. Подход Кондорсе признан лучшим правилом нахождения ранжирования консенсуса, однако определяемое им итоговое бинарное отношение не обязательно транзитивно, т. е. может существовать некоторое отношение консенсуса β , в котором $a_i \succ a_j$ и $a_j \succ a_k$, в то время как $a_k \succ a_i$, $a_i, a_j, a_k \in \beta$. Этот парадокс встречается достаточно часто; вероятность его появления выше 50 % при $3 \leq m \leq \infty$ и $2 \leq n \leq 10$, если m четное, но наличие эквивалентностей в профиле несколько снижает эту вероятность [6].

В качестве подходящего способа преодоления парадокса Кондорсе признано правило Кемени [4, 5]. Пусть Π — множество всех $n!$ линейных (строгих) отношений порядка $\succ$ на A , каждый из которых соответствует одной из перестановок первых n натуральных чисел $N_n = \{1, 2, \dots, n\}$. Правило ранжирования Кемени позволяет находить отношение консенсуса как линейный порядок альтернатив $\beta \in \Pi$ такой, что определенное в терминах числа парных несоответствий между ранжированиями расстояние $D(\beta, \Lambda)$ между β и профилем Λ минимально, т. е.

$$\beta = \arg \min_{\lambda \in \Pi} D(\lambda, \Lambda). \quad (3)$$

Расстояние между произвольным ранжированием λ и профилем Λ определяется следующим образом:

$$D(\lambda, \Lambda) = \sum_{i < j, k=1}^m |r_{ij}^k - 1|, \quad (4)$$

где r_{ij}^k — матрица отношения (2) k -го ранжирования, $k = 1, \dots, m$.

Дискретную оптимизационную задачу (3) называют задачей о ранжировании Кемени (ЗРК). Ее решение в виде ранжирования консенсуса трактуют как результат измерения в многомерной порядковой шкале [7, 8].

Среди большого числа различных правил нахождения ранжирования консенсуса правило Кемени, основанное на функции расстояния $D(\lambda, \Lambda)$, занимает особое место из-за глубокого аксиоматического обоснования, получившего широкое обсуждение в многочисленных публикациях [1, 4, 5, 9]. Однако это правило имеет два недостатка: ЗРК является NP — полной задачей [10] и у нее может быть число опти-

мальных решений, значительно превышающее единицу. Первый недостаток, хотя и является серьезным, можно преодолеть для подходящей для практических применений размерности задачи $n < 30 \dots 50$, так как существуют алгоритмы точного решения ЗРК за приемлемое время (не более 1—2 с) на типовом персональном компьютере [9]. Второй недостаток может ограничивать возможности практических применений правила Кемени. Множественные оптимальные решения приводят к различающимся ранжированиям альтернатив, что порождает парадоксальную ситуацию, когда неопределенность после решения задачи значительно превышает исходную неопределенность.

Неоднозначность правила Кемени можно продемонстрировать простым примером при $n = 3$, $m = 3$. Пусть даны три ранжирования:

$$\lambda_1: a_1 \sim a_3 \succ a_2;$$

$$\lambda_2: a_3 \succ a_1 \sim a_2;$$

$$\lambda_3: a_2 \sim a_3 \succ a_1.$$

Данные ранжирования принадлежат пространству Π , состоящему из тринадцати слабых порядков. В этом случае ЗРК имеет два решения: $\beta_1 = a_3 \succ a_1 \succ a_2$ и $\beta_2 = a_3 \succ a_2 \succ a_1$, расстояния от которых до исходного профиля в соответствии с (4) равны $D(\beta_1, \Lambda) = D(\beta_2, \Lambda) = 5$. Для преодоления получившейся неоднозначности можно предположить, что $a_1 \sim a_2$, и тогда окончательное отношение консенсуса имеет вид $\beta = a_3 \succ a_1 \sim a_2$, т. е. в данном случае β совпадает с одним из исходных ранжирований λ_2 .

Число оптимальных решений может быть очень велико, особенно при четных m . При проведении вычислительных экспериментов с генерацией случайных профилей предпочтения встречаются случаи с числом оптимальных решений, превышающим 10^7 . Например, один из профилей при $m = 4$, $n = 20$ и отсутствии эквивалентностей дал 11 279 826 решений [11]. Таким образом, применение правила Кемени требует принятия специальных мер для преобразования (свертки) многих равнозначных решений в единственное окончательное ранжирование.

Обработка результатов межлабораторных сравнительных испытаний. Установление опорного значения измеряемой величины — одна из основных задач при организации межлабораторных сравнительных испытаний (МСИ) для подтверждения компетентности лабораторий [12, 13]. Это значение может оцениваться несколько раз при обработке результатов сличений [14]. Например, первая оценка, определяемая как выборочная медиана (среднее значение набора расположенных в порядке возрастания результатов измерений, предоставленных лабораториями), может использоваться для идентификации ненадежных результатов и последующего исключения соответствующих лабораторий из множества участников МСИ. Такое решение для i -й лаборатории возможно при выполнении E_n -теста:

$$E_n = |x_i - y| / \sqrt{u(x_i)^2 + u(y)^2} > 1, i = 1, \dots, m, \quad (5)$$

где y — оценка номинального значения измеряемой величины; x_i — оценка номинального значения, предоставленная i -й лабораторией; m — число участвующих в испытаниях лабораторий; $u(y)$, $u(x_i)$ — соответствующие неопределенности.

После удаления ненадежных результатов можно найти вторую оценку y , выраженную в терминах надежных оценок x_i и вычисленную как взвешенное среднее по формуле

$$y = \frac{\sum_{i=1}^{m'} \frac{x_i}{u(x_i)^2}}{\sum_{i=1}^{m'} \frac{1}{u(x_i)^2}}, \quad (6)$$

где m' — число лабораторий, результаты которых признаны надежными по критерию (5). Стандартная неопределенность этой оценки имеет вид

$$u(y) = \sqrt{\left(\sum_{i=1}^{m'} \frac{1}{u(x_i)^2} \right)^{-1}}. \quad (7)$$

Оценку (6) можно принять в качестве опорного значения измеряемой величины $x_{оп}$.

Из (6), (7) следует, что процедура определения опорного значения обеспечивает максимально возможную совместимость результатов измерений x_i лабораторий-участников, т. е. допускает формирование подмножества лабораторий, обеспечивающих надежные результаты максимальной возможной мощности m' . Это подмножество назовем наибольшим совместимым подмножеством (НСП) [13].

Решению проблемы нахождения НСП посвящены многие публикации. Например, в [13] проанализированы статистические критерии χ^2 проверки гипотезы о совместимости результатов измерений лабораторий и опорного значения в сочетании с алгоритмом полного перебора при построении НСП. В [14] рассмотрен интервал неопределенности $u(x_i)$, задающий границы прямоугольного распределения измеряемых значений, и подсчитаны голоса с учетом того, что каждая лаборатория дает один голос каждому значению внутри интервала неопределенности и нуль голосов — значениям вне этого интервала. Это позволяет создать алгоритм, который строит НСП, не исключая из состава участников лаборатории, предоставляющие результаты с интервалами неопределенности, значительно меньшими интервалов, предоставляемых другими лабораториями. Примеры успешного применения этого подхода в лабораторных сравнениях измерителей мощности СВЧ-излучения приведены в [15]. Однако каждый из перечисленных подходов основан на исходных допущениях (например, нормальности закона распределения и независимости результатов измерений), которые не всегда выполняются на практике. Это приводит к тому, что положительные результаты в частных случаях сравнений в целом не гарантируют нахождения действительно совместимого подмножества.

Задачу построения НСП можно решить в терминах агрегирования предпочтений [11, 16]. Этот подход свободен от каких-либо ограничений вида распределения результатов измерений.

Определим процедуру преобразования интервалов неопределенности лабораторий в ранжировании. Для этого обозначим I_i — интервал неопределенности, полученный i -й лабораторией. Вычислим диапазон актуальных значений измеряемой величины как алгебраическое объединение ин-

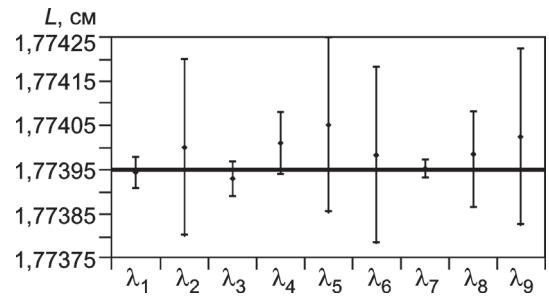


Рис. 1. Результаты измерений длины L , проведенных девятью лабораториями

тервалов неопределенностей, полученных каждой лабораторией:

$$U = \bigcup_{i=1}^m [-u(x_i); u(x_i)] = \bigcup_{i=1}^m I_i.$$

Разобьем этот диапазон на равные интервалы таким образом, чтобы их количество гарантировало необходимую и достаточную точность представления значений измеряемой величины. Тогда будем иметь n значений измеряемой величины $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$, соответствующих границам интервалов разбиения, выполняющих роль альтернатив в задаче нахождения отношения консенсуса. На рис. 1 показан пример, представляющий результаты измерений длины L некоторого образца, проведенных девятью лабораториями [13]. Диапазон актуальных значений 1,77430–1,77375 см разбивают на одиннадцать равных интервалов, границы которых соответствуют двенадцати альтернативам-значениям, тогда $a_1, a_2, \dots, a_{12}$, соответственно равны 1,77430; 1,77425; 1,77420; 1,77415; 1,77410; 1,77405; 1,77400; 1,77395; 1,77390; 1,77385; 1,77380; 1,77375 см. В данной постановке лаборатории выполняют роль m избирателей.

Составим профиль предпочтения Λ , образованный ранжированиями, описывающими интервалы неопределенности для соответствующих лабораторий. Каждое k -е ранжирование представляет объединение бинарных отношений строгого порядка и эквивалентности, обладающее следующими свойствами:

$$a_i \succ a_j, \text{ если } a_i \in I_k \text{ и } a_j \notin I_k;$$

$$a_i \sim a_j, \text{ если } a_i, a_j \in I_k \text{ или } a_i, a_j \notin I_k.$$

Следовательно, каждое ранжирование содержит одну пару альтернатив со строгим отношением порядка и $n - 2$ пары с отношением эквивалентности. Тогда (см. рис. 1) ранжирование λ_1 значений, полученных лабораторией 1, имеет вид: $a_8 \sim a_9 \succ a_1 \sim a_2 \sim a_3 \sim a_4 \sim a_5 \sim a_6 \sim a_7 \sim a_{10} \sim a_{11} \sim a_{12}$, а ранжирование λ_2 : $a_3 \sim a_4 \sim a_5 \sim a_6 \sim a_7 \sim a_8 \sim a_9 \sim a_{10} \sim a_{11} \succ a_1 \sim a_2 \sim a_{12}$ и т. д.

Можно использовать более компактное и наглядное представление лабораторных интервалов неопределенности в виде ранжирований: $\lambda_1 = \{8, 9\} \succ \{1, \dots, 7, 10, \dots, 12\}$; $\lambda_2 = \{3, \dots, 11\} \succ \{1, 2, 12\}$ и т. д.

После построения профиля предпочтения, содержащего результаты измерений всех участвующих в МСИ лабораторий, находим отношение консенсуса по правилу Кемени (3). Альтернативу, занимающую крайнее левое положение в ранжировании консенсуса β , выбираем в качестве опорного значения $x_{оп}$.

Для рассматриваемого примера правило Кемени приводит к восьми оптимальным решениям, в каждом из которых соответствующая значению 1,77395 альтернатива a_8 занимает наилучшую позицию, поэтому она выбирается в качестве опорного значения. На рис. 1 показано, что выбранное опорное значение допускает максимальную совместимость результатов лабораторий-участников.

Организация передачи измерительных данных в беспроводной сенсорной сети. Разнородные измерительные данные собираются мультисенсорами, входящими в состав узлов беспроводных сенсорных сетей (БСС) и расположенными в подлежащих мониторингу точках некоторого распределенного в пространстве объекта, и передаются по радиоканалам в центральный узел для обработки и принятия решений. Указанная сеть имеет древовидную структуру, в которой на каждом уровне данные передаются от узлов-источников к одному или нескольким узлам-приемникам. Такие сети все чаще используют для организации различных видов мониторинга параметров окружающей среды, состояния конструкций, зданий и сооружений, в системах безопасности (пожарной, сейсмической, экологической и др.).

При передаче данных в БСС возникают проблемы, связанные с ограниченной полосой пропускания радиоканалов, используемых в качестве линий связи. При возникновении чрезвычайной ситуации, например пожара, когда одновременно много узлов-источников инициируют передачу данных, возникает перегрузка или даже коллапс сети, в результате ее пропускная способность, выражаемая в количестве проходящих от источника к центральному узлу пакетов данных в единицу времени, снижается практически до нуля [17, 18].

Один из возможных подходов к решению проблемы — назначение приоритетов пакетам, передаваемым по сети, и организация первоочередной доставки пакетов с более высоким приоритетом. Способ назначения приоритетов узлам БСС с использованием ранжирования консенсуса, получаемого в результате процедуры агрегирования предпочтений, является перспективным. Предпочтения в форме m ранжирований n узлов сети формируются на основе показаний мультисенсоров. При этом появляется возможность динамически назначать приоритеты узлам сети (и, следовательно, передаваемым ими пакетам), формировать очередь передачи пакетов и распределять пропускную способность сети в зависимости от смыслового содержания (семантики) передаваемых данных.

Рассмотрим систему пожарной сигнализации [18], состоящую из семи узлов, распределенных на некоторой контролируемой территории, мультисенсоры которых измеряют четыре физические величины: температуру, скорость ее изменения, задымленность, уровень содержания в воздухе угарного газа (CO), а также контролируют состояние двух бинарных переменных: состояние датчика пламени и присутствие персонала (см. таблицу).

Данные с узлов системы пожарной сигнализации

Узел	Температура, °C	Скорость изменения температуры, °C/c	Задымленность, дБ/м	Уровень CO , мг/м ³	Состояние датчика пламени	Присутствие людей
a_1	42	8	0,03	0,31	—	—
a_2	270	15	0,08	0,86	+	—
a_3	80	35	0,13	0,83	+	+
a_4	50	12	0,03	0,58	+	—
a_5	300	38	0,10	0,90	—	—
a_6	62	10	0,11	0,70	+	+
a_7	62	7	0,04	0,18	—	—

Профиль предпочтения, построенный для представленных результатов измерений (см. таблицу), имеет вид

$$\begin{aligned}
 \lambda_1: a_5 > a_2 > a_3 > a_6 \sim a_7 > a_4 > a_1; \\
 \lambda_2: a_5 > a_3 > a_2 > a_4 > a_6 > a_1 > a_7; \\
 \lambda_3: a_3 > a_6 > a_5 > a_2 > a_7 > a_4 > a_1; \\
 \lambda_4: a_5 > a_2 > a_3 > a_6 > a_4 > a_1 > a_7; \\
 \lambda_5: a_2 \sim a_3 \sim a_4 \sim a_6 > a_1 \sim a_5 \sim a_7; \\
 \lambda_6: a_3 \sim a_6 > a_1 \sim a_2 \sim a_4 \sim a_5 \sim a_7.
 \end{aligned} \quad (8)$$

В данном подходе NP -полнота ЗРК имеет критическое значение (в отличие от предыдущего применения), так как нахождение отношения консенсуса должно проводиться в реальном времени и не приводить к существенным задержкам при передаче данных. Для построения отношения консенсуса в БСС предпочтительнее использовать правило Борда [5], представляющее приближенное решение ЗРК. По правилу Борда каждому узлу присваивают количество баллов в зависимости от его места в ранжировании: 0 — за последнее место, 1 — за предпоследнее и т. д. до $n - 1$ баллов за первое. Баллы каждого узла суммируют по всем ранжированиям, а его место в отношении консенсуса определяется полученной суммой. Решение по правилу Борда на практике служит хорошей заменой ранжирования Кемени.

Для профиля (8) отношение консенсуса по правилу Борда имеет вид $\beta = \{a_3 > a_2 > a_5 > a_4 > a_1 > a_7\}$, в соответствии с

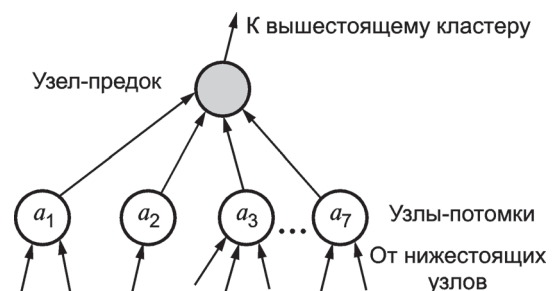


Рис. 2. Структура кластера иерархической беспроводной сенсорной сети

которым высший приоритет получает узел a_3 , а низший — a_7 . Это ранжирование позволяет выстроить n узлов кластера иерархической БСС в порядке важности значений измеряемых (контролируемых) величин. Таким образом можно организовать передачу пакетов данных в БСС, формируя очереди передачи в порядке приоритетов пакетов и управляя пропускной способностью сети.

При этом на каждом узле кластера БСС (кластер — узел-предок со всеми его ближайшими потомками), пересылающим пакеты данных с узлов-потомков на узел-предок, при поступлении пакета данных вычисляют ранжирование консенсуса узлов-потомков (рис. 2). Все отправляемые сообщения хранятся в единой очереди передачи. При добавлении нового пакета его приоритет сравнивается с приоритетами пакетов в очереди, и добавление происходит перед пакетом, имеющим более низкий приоритет. В случае переполнения очереди сообщений пакет с наименьшим приоритетом отбрасывается [18].

Пропускную способность сети можно регулировать заданием длительности временных интервалов, отводимых для передачи пакетов данных узлам-потомкам. Длительность T_i интервала передачи i -го узла-потомка назначают в соответствии с его местом c_i в ранжировании консенсуса по формуле

$$T_i = Tn (c_{\max} + 1) / [2(c_{\max} + 1 - c_i)],$$

где $T = \sum_{i=1}^n T_i$ — интервал передачи пакетов данных, назна-

ченный узлу-предку вышестоящим узлом-предком; $c_{\max}$ — номер крайней правой позиции узла-потомка в ранжировании консенсуса (соответствует минимальному приоритету в кластере); n — число узлов-потомков кластера.

Показанные в статье примеры демонстрируют перспективность применения процедур агрегирования предпочтений к решению практических задач метрологии и измерительной техники.

Л и т е р а т у р а

1. Young H. P. Optimal voting rules // J. Econom. Perspectives. 1995. V. 9. N. 1. P. 51—64.
2. Lam L., Suen Ch. Y. Application of majority voting to pattern recognition: an analysis of its behaviour and performance // IEEE Trans. Syst., Man and Cybernet. Pt. A: Syst. and Humans. 1997. V. 27. N. 5. P. 553—568.
3. Ephrati E., Rosenschein J. S. A heuristic technique for multiagent planning // Ann. Math. and Artif. Intel. 1997. V. 20. P. 13—67.

4. Кемени Дж., Снелл Дж. Кибернетическое моделирование. М.: Сов. радио, 1972.

5. Литвак Б. Г. Экспертная информация: Методы получения и анализа. М.: Радио и связь, 1982.

6. Van Deemen A. M. A. The probability of the paradox of voting for weak preference orderings // Social Choice and Welfare. 1999. V. 16. P. 171—182.

7. Muravyov S. V., Savolainen V. Special interpretation of formal measurement scales for the case of multiple heterogeneous properties // Measurement. 2001. V. 29. P. 209—223.

8. Muravyov S. V. Rankings as ordinal scale measurement results // Metrol. and Measur. Syst. 2007. V. 13. N. 1. P. 9—24.

9. Betzler N. e. a. Fixed-parameter algorithms for Kemeny rankings // Theor. Comp. Sci. 2009. V. 410. N. 45. P. 4554—4570.

10. Гэри М., Джонсон Д. Вычислительные машины и труднорешаемые задачи. М.: Мир, 1982.

11. Muravyov S. V. Ordinal measurement, preference aggregation and interlaboratory comparisons // Measurement. 2013. V. 46. N. 8. P. 2927—2935.

12. P 50.4.006—2002. Межлабораторные сравнительные испытания при аккредитации и инспекционном контроле испытательных лабораторий. Методика и порядок проведения.

13. Cox M. G. The evaluation of key comparison data: determining the largest consistent subset // Metrologia. 2007. V. 44. P. 187—200.

14. Nielsen H. S. Determining consensus values in interlaboratory comparisons and proficiency testing // Proc. NCSL Int. Workshop and Symp. Tampa (Florida, USA) 2003. P. 1—16.

15. Brunetti L. e. a. Establishing reference value in high frequency power comparisons // Measurement. 2009. V. 42. P. 1318—1323.

16. Muravyov S. V., Marinushkina I. A. Largest consistent subsets in interlaboratory comparisons: preference aggregation approach // Proc. IMEKO TC1+TC7+TC13 Symp. Jena (Germany), 2011.

17. Shao Tao e. a. Pritrans: a prioritized converge-cast scheme using consensus ranking in wireless sensor networks // Proc. IEEE Sensors Appl. Symp. Limerick (Ireland), 2010. P. 251—256.

18. Муравьев С. В., Тараканов Е. В. Передача данных в беспроводных сенсорных сетях с приоритетами на основе агрегирования предпочтений // Изв. Томск. политех. ун-та. 2012. Т. 320. № 5. С. 111—116.

Дата принятия 21.10.2013 г.