DOI: 10.18721/JPM.14112
УДК 519.816

ПРИНЯТИЕ КОЛЛЕКТИВНОГО ЭКСПЕРТНОГО РЕШЕНИЯ НА ОСНОВЕ АЛГОРИТМА НЕЙМАНА – ПИРСОНА

В.И. Антонов[1], **В.В. Гарбарук**[2], **В.Н. Фоменко**[2]

[1] Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого, Санкт-Петербург, Российская Федерация;

[2] Петербургский государственный университет путей сообщения Императора Александра I, Санкт-Петербург, Российская Федерация

В статье рассмотрена возможность обработки результатов голосования в случае коллектива экспертов с различной эффективностью оценки ситуации. Предполагалось, что эксперты должны решить вопрос о наличии или отсутствии у пациента конкретного заболевания. Требовалось наиболее разумно объединить голоса отдельных экспертов в коллективное решение консилиума. В основу построения такого алгоритма был положен метод минимизации вероятности ошибки второго рода при фиксированной вероятности ошибки первого рода (алгоритм Неймана – Пирсона). Показано, что совет, состоящий из экспертов с различной квалификацией, может с большой вероятностью приходить к правильному выводу.

Ключевые слова: коллектив экспертов, эффективность оценки, метод Неймана и Пирсона

Ссылка при цитировании: Антонов В.И., Гарбарук В.В., Фоменко В.Н. Принятие коллективного экспертного решения на основе алгоритма Неймана – Пирсона // Научно-технические ведомости СПбГПУ. Физико-математические науки. 2021. Т. 14. № 1. С. 155–163. DOI: 10.18721/JPM.14112

MAKING A COLLECTIVE EXPERT DECISION BASED ON THE NEUMANN – PEARSON ALGORITHM

V.I. Antonov[1], **V.V. Garbaruk**[2], **V.N. Fomenko**[2]

[1] Peter the Great St. Petersburg Polytechnic University, St. Petersburg, Russian Federation;

[2] Petersburg State Transport University, St. Petersburg, Russian Federation

In the article, the possibility of processing voting results in the case of a team of experts with different efficiency in assessing the situation has been considered. The experts were expected to decide whether or not a patient was suffering from a specific disease. The most intelligent combination of the individual expert's votes into a collective council's decision was required. Our algorithm was based on the Neumann – Pearson principle of minimizing the type 2 error probability at a fixed type 1 error probability. The team of experts with different qualifications was shown to be able to draw a correct conclusion with a high probability.

Keywords: team of experts, assessment efficiency, Neumann and Pearson method

Citation: Antonov V.I., Garbaruk V.V., Fomenko V.N., Making a collective expert decision based on the Neumann – Pearson algorithm, St. Petersburg Polytechnical State University Journal. Physics and Mathematics. 14 (1) (2021) 155–163. DOI: 10.18721/JPM.14112

Введение

Для того чтобы принять сложное и нестандартное решение, как правило, запрашивается мнение группы экспертов. В случае выбора сразу нескольких решений для упорядочения возможных вариантов, предложенных экспертами, используются методы «парных сравнений», «ранжирования» и другие [1, 2]. При выборе одного решения обычно считается, что все эксперты одинаково профессиональны и принятым считается вариант, получивший наибольшее число голосов. Особенности и недостатки такой обработки результатов голосования рассматривались во многих работах [3 – 8].

В данной статье рассматривается возможность обработки результатов голосования в случае коллектива экспертов, обладающих различной эффективностью при оценке ситуации. При этом предполагается, что эксперты должны решить, какую из двух возможностей следует выбрать. Такая альтернатива встречается, например, в ходе врачебного консилиума, когда решается вопрос о диагностике конкретного заболевания. Эксперт пытается, используя свой опыт и имеющуюся у него информацию о конкретном пациенте, распознать, с какой из двух возможных ситуаций он в действительности имеет дело: страдает пациент данным заболеванием или нет.

Необходимость подобного выбора возникает не только в медицине. Опыт экспертов нужен в консалтинговых компаниях [9], научных и производственных советах [10, 11]. Бинарный выбор имеет место, например, при назначении претендента на должность руководителя большого предприятия, когда решается вопрос, имеет ли в действительности данный кандидат все необходимые качества руководителя и будет ли полезен в будущем. Также эксперты могут участвовать в решении вопроса о целесообразности революционного реформирования предприятия, об участии в конкретном инвестиционном проекте и т. п.

Применение оптимального алгоритма Неймана – Пирсона для принятия коллективного решения

Предположим, что экспертный совет состоит из G однородных групп с количеством экспертов в каждой группе N_g. Считается, что все эксперты принимают решение независимо друг от друга, в том числе и внутри одной группы. Однородные группы могут формироваться на основе их предыдущей работы в других консилиумах. Этими группами могут быть разные отделения медицинского учреждения, в каждом из которых проводится голосование. Сотрудники одного отделения могут иметь схожие взгляды на симптомы болезни.

Обозначим $p_A^{(g)}$ вероятность того, что врач-эксперт группы g принимает здорового пациента за здорового, а $p_B^{(g)}$ – вероятность того, что врач-эксперт принимает больного пациента за здорового. Это условные вероятности того, что эксперт говорит «здоров» в ситуациях A и B, соответственно. Эксперты объединены в одну группу g, потому что у них одинаковые значения вероятностей $p_A^{(g)}$ и $p_B^{(g)}$. Тогда вероятности того, что эксперт прав, равны $p_A^{(g)}$ и $1 - p_B^{(g)}$. Вероятности правильного выбора могут быть равны или удовлетворять как неравенству $p_A^{(g)} > 1 - p_B^{(g)}$, так и неравенству $p_A^{(g)} < 1 - p_B^{(g)}$. Последнее неравенство в медицине, например, характеризует врача, склонного к гипердиагностике, т. е. ошибочному заключению о наличии у пациента болезни.

Далее число голосов в пользу варианта A в группе g обозначим через n_g. Объединим эти величины в вектор голосования

$$\mathbf{n} = (n_1, n_2, \ldots, n_G).$$

Число разных исходов голосования равно

$$M = \prod_{g=1}^{G} (N_g + 1).$$

Если учесть, что эксперты принимают решение независимо друг от друга, то вероятности исхода **n** в вариантах A и B выражаются как

$$P_A(\mathbf{n}) = \prod_{g=1}^{G} C_{N_g}^{n_g} \left(p_A^{(g)}\right)^{n_g} \left(1 - p_A^{(g)}\right)^{N_g - n_g}, \quad (1)$$

$$P_B(\mathbf{n}) = \prod_{g=1}^{G} C_{N_g}^{n_g} \left(p_B^{(g)}\right)^{n_g} \left(1 - p_B^{(g)}\right)^{N_g - n_g}. \quad (2)$$

Для построения оптимального критерия Неймана – Пирсона [11, 12] ключевую роль играет статистика:

$$K(\mathbf{n}) = \frac{P_B(\mathbf{n})}{P_A(\mathbf{n})}. \quad (3)$$

Упорядочим возможные исходы голосования в порядке возрастания $K(\mathbf{n})$:

$$K(\mathbf{n}_1) \le K(\mathbf{n}_2) \le \ldots \le K(\mathbf{n}_M). \quad (4)$$

Введем сечение последовательности (4) значением

$$K_0 = K\left(\mathbf{n}_{k_0}\right),$$

где k_0 – порядковый номер значения K_0 в последовательности (4).

Конкретный выбор значения k_0 обсуждается ниже. Коллективное решение, согласно критерию Неймана – Пирсона, принимается в зависимости от того, какое из нижеприведенных условий выполняется для голосования $\mathbf{n} = \mathbf{n}_k$:

$$k < k_0, \quad (5)$$

$$k = k_0, \quad (6)$$

$$k > k_0. \quad (7)$$

В случае (5) гипотеза A принимается, т. е. согласно принятой в математической статистике терминологии, совокупность таких векторов голосования $\mathbf{n}_k$ входит в допустимую область. В случае (7) гипотеза отвергается ($\mathbf{n}_k$ принадлежат критической области). В пограничном случае (6) принятие решения осуществляется статистически: гипотеза A отвергается с вероятностью ε, и принимается с вероятностью 1 – ε.

Для такого алгоритма вероятность ошибки первого рода равна

$$\alpha = \sum_{k=k_0+1}^{M} P_A(\mathbf{n}_k) + P_A\left(\mathbf{n}_{k_0}\right)\varepsilon. \quad (8)$$

Вероятность ошибки второго рода дается выражением

$$\beta = \sum_{k=1}^{k_0-1} P_B(\mathbf{n}_k) + P_B\left(\mathbf{n}_{k_0}\right)(1-\varepsilon). \quad (9)$$

В алгоритме Неймана – Пирсона вероятность статистической ошибки первого рода может задаваться произвольно, а алгоритм обеспечивает минимальность вероятности ошибки второго рода при выбранном значении вероятности ошибки первого рода. Далее параметры k_0 и ε выбираются из условия, согласно которому вероятность ошибки первого рода α принимала бы заданное значение. Из соотношения (8) получаем:

$$k_0 = \max k, \quad \sum_{l=k}^{M} P_A(\mathbf{n}_l) \ge \alpha;$$
$$\varepsilon = 1 - \frac{\sum_{l=k_0}^{M} P_A(\mathbf{n}_l) - \alpha}{P_A\left(\mathbf{n}_{k_0}\right)}. \quad (10)$$

Поясним, в чем состоит оптимальность критерия Неймана – Пирсона. Рассмотрим некоторый произвольный критерий принятия коллективного решения, определяемый функцией

$$\varphi_1(\mathbf{n}_k) \quad \left(0 \le \varphi_1(\mathbf{n}_k) \le 1\right). \quad (11)$$

Эта функция равна вероятности, с которой гипотеза A отвергается и, соответственно, с вероятностью $1 - \varphi_1(\mathbf{n}_k)$ принимается при исходе голосования $\mathbf{n}_k$. Соответствующая функция для оптимального критерия, согласно формулам (5) – (7), имеет вид

$$\varphi(\mathbf{n}_k) = \begin{cases} 0, & k < k_0; \\ \varepsilon, & k = k_0; \\ 1, & k > k_0. \end{cases}$$

Пусть α_1 и β_1 – вероятности ошибок первого и второго рода для критерия (11). Критерий Неймана – Пирсона оптимален в том смысле, что при любом выборе функции (11) выполняется условие

$$\alpha_1 \le \alpha \Rightarrow \beta_1 \ge \beta.$$

Это означает, что исключается случай, когда у какого-либо критерия при той же или меньшей вероятности ошибки первого рода вероятность ошибки второго рода также была бы меньше, чем у оптимального критерия.

Оптимальность можно сформулировать и более наглядно, если ввести понятие сравнимых по точности критериев. Будем считать, что два критерия сравнимы, если вероятности ошибок первого и второго рода одного из них отклоняются от соответствующих вероятностей другого критерия в одну сторону [13, 14]. Естественно назвать критерий с меньшими вероятностями ошибок более точным. В этих терминах оптимальный критерий более точен, чем любой сравнимый с ним критерий, или же оба критерия имеют одинаковую точность.

Формулы (10) и (9) позволяют построить функцию

$$\beta = \beta(\alpha).$$

Выбор вероятности ошибки первого рода α произволен, и для каждого ее значения мы получим минимально возможное значение вероятности ошибки второго рода, применяя алгоритм Неймана – Пирсона.

Если известна априорная вероятность варианта A (обозначим ее P_A), то можно поставить следующую задачу: так выбрать α, чтобы получить минимальную вероятность полной ошибки принятия решения

$$\gamma(\alpha) = P_A\alpha + (1 - P_A)\beta(\alpha). \qquad (12)$$

Это значение α_{opt} определяется формулой

$$\alpha_{opt} = \arg\min_{\alpha} \gamma(\alpha). \qquad (13)$$

Пример расчета по оптимальному алгоритму

Приведем конкретный пример вычислений, основанных на оптимальном критерии. Рассмотрим врачебный консилиум, состоящий из двух групп. Параметры консилиума даны в табл. 1. Результаты применения оптимального критерия к процессу принятия этим консилиумом коллективного решения отображены в табл. 2.

Во второй таблице представлены всевозможные исходы голосования, ранжированные по величине (3). В крайнем правом столбце даны значения этой величины. Во втором и третьем столбцах (слева) дается количество голосов в пользу варианта A в каждой из двух групп: величины n_1 и n_2, соответственно.

В четвертом столбце слева приведена вероятность соответствующего исхода голосования, в предположении, что экспертам предъявлен вариант A. В пятом столбце слева – кумулятивная вероятность: вероятность данного исхода или любого другого (он расположен ниже). Второй и третий столбцы справа содержат аналогичную информацию, но эксперты оценивают вариант B. Кроме того, кумулятивная вероятность вычисляется теперь для исходов голосования, расположенных выше данного. Кумулятивные вероятности служат для вычисления вероятностей статистических ошибок (см. текст ниже).

Предположим, что приведенная в табл. 2 последовательность итогов голосования произвольно разбита на верхнюю и нижнюю части. В иллюстрирующей таблице разбиение проходит по состоянию с порядковым номером $k = k_0 = 4$. Согласно оптимальному критерию, состояния, расположенные ниже границы, т. е. числа строки, выделенные жирным красным шрифтом, принадлежат критической области, а состояния выше границы входят в допустимую область. Если результат голосования попадает в критическую область, то принимается вариант B. Если же результат голосования находится в допустимой области, то решение принимается в пользу варианта A. Если при голосовании

Таблица 1

Параметры врачебного консилиума

Номер группы	Численность, чел.	p_A	p_B
1	3	0,90	0,20
2	2	0,95	0,10

Представлены вероятности того, что врач-эксперт принимает здорового человека за здорового (p_A) и больного пациента за здорового (p_B).

Таблица 2

Итоги голосования консилиума и их вероятностные параметры

Пор. номер k	Вектор голосования за вариант A $\mathbf{n} = (n_1, n_2)$		Вариант A		Вариант B		$K(\mathbf{n})$
			$P_k^{(A)}$	$\sum_k^{(A)}$	$P_k^{(B)}$	$\sum_k^{(B)}$	
1	3	2	0,658	1,00	0,00008	0,00008	0,000122
2	2	2	0,219	0,342	0,00096	0,00104	0,00438
3	3	1	0,0693	0,123	0,00144	0,00248	0,0208
4	**1**	**2**	**0,0244**	**0,0535**	**0,00384**	**0,00632**	**0,158**
5	2	1	0,0231	0,0291	0,0173	0,0236	0,749
6	3	0	0,00182	0,00606	0,00648	0,0301	3,56
7	0	2	0,000902	0,00424	0,00512	0,0352	5,67
8	1	1	0,00257	0,00334	0,06912	0,104	26,9
9	2	0	0,000608	0,000773	0,0778	0,182	128
10	0	1	0,000095	0,000165	0,0922	0,274	970
11	1	0	0,0000675	0,00007	0,311	0,585	4610
12	0	0	0,0000025	0,0000025	0,0415	1,00	166000

реализуется граничный случай, то вариант B принимается с вероятностью ε и делается выбор в пользу варианта A с вероятностью 1 – ε.

Таким образом, граница статистически размывается: с вероятностью ε она входит в критическую область, а с вероятностью 1 – ε она входит в допустимую. Из изложенного выше ясно, что после выбора величин

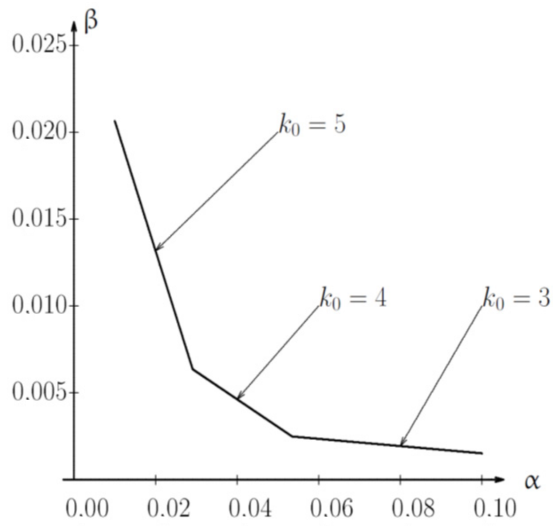
$$k_0 \text{ и } \varepsilon \ (1 \le k_0 \le 12,\ 0 < \varepsilon \le 1)$$

вероятности ошибок первого и второго рода равны:

$$\alpha = \sum\nolimits_{k_0+1}^{(A)} + \varepsilon \cdot P_{k_0}^{(A)}, \qquad \beta = \sum\nolimits_{k_0-1}^{(B)} + (1-\varepsilon) \cdot P_{k_0}^{(B)}, \tag{14}$$

что согласуется с формулами (8) и (9).

На рисунке приведен фрагмент графика функции β(α) для практически интересных значений α и параметрах модели, приведенных в табл. 1. Отметим, что зависимость β от α является кусочно-линейной. Это видно из формул (14). Действительно, при непрерывном увеличении α, сначала растет величина ε при неизменном значении k_0. Затем, когда ε достигает своего максимального значения



Пример зависимости вероятности ошибки второго рода от вероятности ошибки первого рода (параметры модели даны в табл. 1)

$\varepsilon = 1$, величина k_0 уменьшается на единицу, кумулятивная вероятность $\sum_{k_0+1}^{(A)}$ увеличивается на $P_{k_0}^{(A)}$, а величина ε становится равной нулю. При дальнейшем росте α значение ε снова увеличивается, и весь процесс повторяется. Из второй формулы (14) видно, что величина β линейно зависит от α. Таким образом, на участках изменения α, когда k_0 фиксировано, β линейно зависит от α. На рисунке показаны три таких участка линейной зависимости. В вершинах ломаной значение $\varepsilon = 1$, что означает исчезновение стохастического элемента оптимального критерия при таких значениях α.

Из того, что функция β(α) – кусочно-линейная, вытекает, что и вероятность полной ошибки γ(α) обладает тем же свойством (см. формулу (12)). Но тогда задача минимизации функции γ(α) (см. формулу (13)) в качестве своего решения имеет значение α, которому соответствует одна из вершин. В этих вершинах $\varepsilon = 1$ и критерий не является стохастическим. Таким образом, в рамках довольно общей постановки задачи критерий Неймана – Пирсона не содержит рандомизированного элемента. Если учесть, что в случае непрерывного распределения рандомизация отсутствует в принципе [11], то можно констатировать, что оптимальный критерий на практике часто оказывается детерминированным.

Изложенный в данной работе метод позволяет рационально объединить голоса отдельных врачей-экспертов в общее заключение консилиума. Этот алгоритм принятия коллективного решения является оптимальным в описанном выше смысле. В предыдущем параграфе показано, что даже совет, состоящий из экспертов различной квалификации, может с большой вероятностью приходить к правильному выводу. Эта ситуация сродни уменьшению погрешности измерений за счет их независимости и массовости. Аналогично и в случае принятия коллективного решения принципиально важно, чтобы эксперты, делая свое заключение, были не зависимы друг от друга. Это условие может нарушаться в жизни по разным причинам. Например, во время коллективного обсуждения диагноза может проявиться стремление каждого специалиста к унификации мнений членов совета. Возможно непреднамеренное давление отдельных экспертов (например, своим авторитетом) на других специалистов. Все это может как увеличивать, так и уменьшать вероятность правильного коллективного решения.

Другой возможной причиной нарушения независимости суждений экспертов может быть какая-либо распространенная среди специалистов данной группы ошибочная установка. Это приведет к возникновению статистической зависимости (корреляции) между мнениями отдельных экспертов, хотя в этом случае отсутствует непосредственное взаимодействие между ними.

Отметим, что независимость принятия решения экспертами не является непременным условием применения оптимального критерия. В случае присутствия корреляции, формулы (1) и (2) теряют силу. Однако вместо них соответствующие формулы можно записать и при наличии корреляции, если имеется достаточно информации о статистической зависимости.

Заключение

Исследована возможность обработки исхода голосования членов экспертной группы, уровень квалификация которых различен. В качестве примера рассмотрена ситуация в медицинской среде, когда консилиум призван решить вопрос о наличии у пациента предполагаемого заболевания. Требовалось построить алгоритм решения задачи об объединении голосов отдельных экспертов в коллективное решение. За основу построения алгоритма был взят принцип Неймана – Пирсона, согласно которому минимизировалась вероятность ошибки второго рода при фиксированной вероятности ошибки первого рода. Иллюстрация построенного алгоритма была проведена на примере консилиума, состоящего из двух однородных групп экспертов, включающих 2 и 3 специалиста, соответственно. Численным расчетом продемонстрировано, что совет, состоящий из экспертов с различной квалификацией, может с большой вероятностью приходить к правильному выводу. Рассмотренные методы рекомендуется использовать как при обучении и подготовке медицинского персонала [15, 16], так и для аналогичных ситуаций, требующих решения экспертных групп.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **David H.A.** The method of paired comparisons. 2nd edition. London: Lubrecht & Cramer, Ltd., 1969. 124 p.
2. **Kendall M.G.** Ranks of correlation methods. 4th edition. London: Charles Griffin and Co., 1970. 202 p.
3. **Gibbard A.** Manipulation of voting schemes: general result // Econometrica. 1973. Vol. 41. No. 4. Pp. 587–601.
4. **Тюшняков В.Н., Челашов Д.А.** Исследование парадокса циклического голосования при принятии коллективных решений // Современные наукоемкие технологии. 2014. № 7 (часть 3). С. 91–92.
5. **Малышев В.А., Чеботарев П.Ю.** Об оптимальном пороге притязаний группы при голосовании в стохастической среде // Автоматика и телемеханика. 2017. № 6. С. 157–172.
6. **Булатникова И.Н., Федорова О.И., Чуян С.Г.** Принятие решений путем голосования // Инновационная наука. 2015. Т. 3. № 4 (часть 3). С. 169–172.
7. **Вольский В.И., Лезина З.М.** Голосование в малых группах. Процедуры и методы сравнительного анализа. М.: Наука, 2001. 192 с.
8. **Arrow K.J.** Social choice and individual values. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1963. 90 p.
9. **Нестеренко И.Н., Сараджишвили В.М., Зайцева Ю.Ю.** Управленческий консалтинг: проблемы и перспективы развития на отечественном рынке // Молодой ученый. 2019. Т. 260. № 22. С. 560–562.
10. **Коростелева О.Н.** Оценка эффективности экспертных групп при проведении экспертизы научно-квалификационных работ // Социология науки и технологий. 2017. Т. 8. № 3. С. 89–98.
11. **Neyman J., Pearson E.S.** On the problem of the most efficient tests of statistical hypotheses // Philosophical Transactions of Royal Society of London. A. 1933. Vol. 231. No. 694–706. Pp. 289–337.
12. **Севастьянов Б.А.** Курс теории вероятностей и математической статистики. М.: Наука, 1982. 256 с.
13. **Натан А.А., Гуз С.А., Горбачев О.Г., Гасников А.В., Черноусова Е.О.** Математическая статистика. Изд. 3-е, испр. и доп. М: Изд-во МФТИ, 2011. 32 с.
14. **Сморкалова В.М.** Задачи проверки статистических гипотез. Нижний Новгород: Нижегородский госуниверситет, 2015. 23 с.
15. **Causer J., Barach P., Williams A.M.** Expertise in medicine: using the expert performance approach to improve simulation training // Medical Education. 2014. Vol. 48. No. 2. Pp. 115–123.
16. **Altman D.G., Goodman S.N., Schroter S.** How statistical expertise is used in medical research // Journal of the American Medical Association. 2002. Vol. 287. No. 21. Pp. 2817–2820.

Статья поступила в редакцию 21.12.2020, принята к публикации 01.02.2021.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

АНТОНОВ Валерий Иванович – *доктор технических наук, заведующий кафедрой высшей математики Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого, Санкт-Петербург, Российская Федерация.*

195251, Российская Федерация, г. Санкт-Петербург, Политехническая ул., 29
antonovvi@mail.ru

ГАРБАРУК Виктор Владимирович – *кандидат технических наук, профессор кафедры высшей математики Петербургского государственного университета путей сообщения Императора Александра I, Санкт-Петербург, Российская Федерация.*

190031, Российская Федерация, г. Санкт-Петербург, Московский пр., 9
vigarb@mail.ru

ФОМЕНКО Виктор Николаевич – *доктор физико-математических наук, профессор кафедры высшей математики Петербургского государственного университета путей сообщения Императора Александра I, Санкт-Петербург, Российская Федерация.*

190031, Российская Федерация, г. Санкт-Петербург, Московский пр., 9
vfomenko1943@gmail.com

REFERENCES

1. **David H.A.,** The method of paired comparisons, 2nd edition, Lubrecht & Cramer, Ltd., London, 1969.

2. **Kendall M.G.,** Ranks of correlation methods, 4th edition, Charles Griffin and Co., London, 1970.

3. **Gibbard A.,** Manipulation of voting schemes: general result, Econometrica. 41 (4) (1973) 587–601.

4. **Tyushnyakov V.N., Chelashov D.A.,** Issledovaniye paradoksa tsiklicheskogo golosovaniya pri prinyatii kollektivnykh resheniy [Investigation of the paradox of cyclic voting in collective decision-making], Modern Problems of Science and Education. Surgery. (7-3) (2014) 91–92 (in Russian).

5. **Malyshev V.A., Chebotarev P.Yu.,** On optimal group claims at voting in a stochastic environment, Avtomatika i Telemekhanika. (6) (2017) 157–172 (in Russian).

6. **Bulatnikova I.N., Fedorova O.I., Chuyan S.G.,** Prinyatiye resheniya putyom golosovaniya [Decision-making by voting], Innovation Science. 3 (4-3) (2015) 169–172 (in Russian).

7. **Volsky V.I., Lezina Z.M.,** Golosovaniye v malykch gruppakh. Protsedury i metody sravnitelnogo analiza [Small group voting. Comparative analysis procedures and methods]. Nauka, Moscow, 2001 (in Russian).

8. **Arrow K.J.,** Social choice and individual values, John Wiley & Sons, Inc., New York,1963.

9. **Nesterenko I.N., Saradzhishvili V.M., Zaitseva Yu.Yu.,** Upravlencheskiy konsalting: problemy i perspektivy razvitiya na otechestvennom rynke [Management consulting: problems and development prospects in the domestic market], Young Scientist. 260 (22) (2019) 560–562 (in Russian).

10. **Korosteleva O.N.,** The assessment of efficiency of expert groups at conducting examination of scientific qualification works, Sociology of Science & Technology. 8 (3) (2017) 89–98 (in Russian).

11. **Neyman J., Pearson E.S.,** On the problem of the most efficient tests of statistical hypotheses, Philosophical Transactions of Royal Sociery of London. A. 231 (694–706) (1933) 289–337.

12. **Sevastianov B.A.,** Kurs teorii veroyatnostey i matematicheskoy statistiki [The course of proba-

bility theory and mathematical statistics], Nauka, Moscow, 1982 (in Russian).

13. **Nathan A.A., Guz S.A., Gorbachev O.G., et al.,** Matematicheskaya statistika, 3-ye izdaniye [Mathematical statistics, 3rd edition], MIPT Publishing, Moscow, 2011 (in Russian).

14. **Smorkalova V.M.,** Zadachy proverki statiaticheskikh gipotez [Tasks of testing the statistical hypotheses], Nizhny Novgorod State University, Nizhny Novgorod, 2015 (in Russian).

15. **Causer J., Barach P., Williams A.M.,** Expertise in medicine: using the expert performance approach to improve simulation training, Medical Education. 48 (2) (2014) 115–123.

16. **Altman D.G., Goodman S.N., Schroter S.,** How statistical expertise is used in medical research, Journal of the American Medical Association. 2002. 287 (21) (2002) 2817–2820.

Received 21.12.2020, accepted 01.02.2021.

THE AUTHORS

ANTONOV Valerii I.
Peter the Great St. Petersburg Polytechnic University
29 Politechnicheskaya St., St. Petersburg, 195251, Russian Federation
antonovvi@mail.ru

GARBARUK Victor V.
Petersburg State Transport University
9 Moskovsky Ave., St. Petersburg, 190031, Russian Federation
vigarb@mail.ru

FOMENKO Viktor N.
Petersburg State Transport University
9 Moskovsky Ave., St. Petersburg, 190031, Russian Federation
vfomenko1943@gmail.com