

## ПОНЯТИЕ ОДНОРОДНОСТИ ГРУППЫ В ЭКОЛОГИИ ЧЕЛОВЕКА

© 2020 г. <sup>1</sup>О. Е. Филатова, <sup>2</sup>А. Б. Гудков, <sup>1</sup>В. В. Еськов, <sup>3</sup>Л. С. Чempалова

<sup>1</sup>ОО «Конструкторское бюро «Автоматизированные Системы и Системный Анализ», Ханты-Мансийский автономный округ – Югра, г. Сургут; <sup>2</sup>ФГБОУ ВО «Северный государственный медицинский университет», г. Архангельск; <sup>3</sup>ФГБОУ ВО «Самарский государственный технический университет», г. Самара

Последние 100–150 лет подбор однородных групп в экологии в целом производится в рамках расчета коэффициента вариации  $V = \sigma / \langle x \rangle$  или методом АВС. Однако эффект Еськова – Зинченко накладывает серьезные ограничения на все статистические методы. Целью исследования является проверка статистической однородности трех групп женщин ханты разных возрастов. Методы. Применялась методика повторений измерений одних и тех же параметров сердечно-сосудистой системы женщин ханты (трех разных возрастов), для которых строились матрицы всех (105) разных парных сравнений выборок для каждой такой группы (эти измерения повторялись). Результаты. Установлено, что одинаковый возраст, пол и условия проживания (по этнической принадлежности) не гарантируют подбора физиологически (статистически) однородных групп испытуемых. В работе доказано отсутствие статистической однородности трех возрастных обследованных групп женщин ханты. Доля статистического сходства менее 20 % от всех 105 пар сравнения во всех трех возрастных группах сравнения. Показано, что повторное измерение одной и той же группы дает другую картину распределения пар, которые можно отнести к одной (общей) генеральной совокупности. Каждое новое измерение будет давать другие пары  $k$  совпадений, и никогда (с позиций стохастики) невозможно подобрать статистически совпадающую по выборкам  $x$ , параметра гомеостаза однородную группу. Фактически происходит распространение эффекта Еськова – Зинченко с одного испытуемого (в режиме  $n$  итераций опытов) на группу разных испытуемых (которая не может быть однородной). Выводы. С позиций теории хаоса – самоорганизации требуются иные критерии однородности групп, в которой уже рассчитываются параметры квазиаттракторов и соотношения объектов этих квазиаттракторов.

**Ключевые слова:** однородность, эффект Еськова – Зинченко, кардиоинтервалы

## THE CONCEPT OF UNIFORMITY OF A GROUP IN HUMAN ECOLOGY

<sup>1</sup>O. E. Filatova, <sup>2</sup>A. B. Gudkov, <sup>1</sup>V. V. Eskov, <sup>3</sup>L. S. Chempalova

<sup>1</sup>Design office “Automated Systems and Systems Analysis”, Surgut; <sup>2</sup>Northern State Medical University, Arkhangelsk; <sup>3</sup>Samara State Industrial University, Samara, Russia

Over the past 100-150 years, the selection of homogeneous groups in ecology as a whole has been carried out as part of the calculation of the coefficient of variation  $V = \sigma / \langle x \rangle$  or by the ABC method. However, the Eskov - Zinchenko effect imposes serious restrictions on all statistical methods. The aim of the study was to verify the statistical homogeneity of three groups of Khanty women of different ages. Methods: The technique of repeating measurements of the same parameters of the Khanty women's cardiovascular system (three different ages) was used, for which matrices of all (105) different pairwise comparisons of samples for each such group were constructed (these measurements were repeated). Results. It was established that the same age, gender and living conditions (ethnicity) do not guarantee the selection of physiologically (statistically) homogeneous groups of subjects. The study proves the lack of statistical homogeneity of the three age-tested groups of Khanty women. The proportion of statistical similarity is less than 20 % of all 105 comparison pairs in all three age comparison groups. It is shown that repeated measurement of the same group gives a different picture of the distribution of pairs that can be attributed to one (common) general population. Each new dimension will give other pairs of  $k$  coincidences and it will never (from the standpoint of stochasticity) be able to select a homogeneous group statistically coincident in the  $x$  samples of the homeostasis parameter. In fact, the Eskov - Zinchenko effect spreads from one subject (in the mode of  $n$  iterations of experiments) to a group of different subjects (which cannot be homogeneous). Conclusions. From the standpoint of chaos theory - self-organization, other criteria of group homogeneity are required, in which the parameters of quasi attractors and the ratio of objects of these quasi attractors are already calculated.

**Key words:** homogeneity, Eskov - Zinchenko effect, cardiointervals

### Библиографическая ссылка:

Филатова О. Е., Гудков А. Б., Еськов В. В., Чempалова Л. С. Понятие однородности группы в экологии человека // Экология человека. 2020. № 2. С. 40–44.

### For citing:

Filatova O. E., Gudkov A. B., Eskov V. V., Chempalova L. S. The Concept of Uniformity of a Group in Human Ecology. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2020, 2, pp. 40-44.

Традиционно в экологии человека, как и во всей экологии, сейчас используются общеизвестные критерии подбора однородной группы испытуемых. Эти существующие методы в рамках статистики базируются на расчетах коэффициента вариации  $V = \sigma / \langle x \rangle$ , когда испытуемые, выходящие за пределы

33 % для  $V$ , исключаются из группы, или на методе АВС. Однако все такие статистические методы не учитывают реальности отсутствия статистического повторения выборок при повторных измерениях этих же параметров  $x$ ,  $y$  этих же испытуемых. Иными словами, никто не производил по 15–20 раз повторные

измерения одних и тех же параметров гомеостаза  $x_i$  (у одной и той же группы испытуемых).

За последние 25–30 лет было твердо доказано эффект Еськова – Зинченко, в котором любой испытуемый в режиме  $n$  повторений измерений (подряд) одного и того же параметра организма  $x_i$  не может показать высокую долю статистического совпадения своих же выборок  $x_i$  (в неизменном гомеостазе) [4, 5]. Более того, при 15 повторах измерений, например треморограмм (ТМГ) или кардиоинтервалов (КИ), число пар  $k$  в матрице парных сравнений выборок не превышает  $k_1 \leq 5\%$  (для ТМГ) и  $k_2 \leq 20\%$  (для КИ). Иными словами, выборки  $x_i$  статистически неустойчивы и невозможно добиться однородности уже для одного испытуемого (в режиме  $n$  повторений ТМГ или КИ) [6–9].

Возникает закономерный вопрос: распространяется ли такая статистическая неоднородность выборок  $x_i$  и на всю группу, т. е. для якобы подобранных однородно испытуемых? Это и составило цель исследования – проверку статистической однородности групп в экологии человека на примере параметров КИ для трех возрастных групп женщин ханты. Отметим, что у аборигенов (ханты) мы наблюдали с возрастом устойчивое снижение объемов квазиаттракторов, т. е. для них мы имеем нормальное физиологическое старение [1, 10–12, 14].

**Методы**

Неинвазивными методами (использовался прибор Элокс-01) согласно Хельсинкской декларации обследовались три возрастные группы (по 15 человек в каждой группе) женщин ханты по 15 параметрам сердечно-сосудистой системы человека (ССС). Методика подробно описана в наших предыдущих сообщениях [4, 13, 15].

Из этих 15 параметров, которые мы регистрируем с помощью прибора ЭЛОКС-01 [4], детально рассматривались выборки КИ как наиболее важных параметров ССС [2–4]. В каждой из трех возрастных групп (средний возраст младшей группы  $\langle T_1 \rangle = 23$  года, средней  $\langle T_2 \rangle = 43$  года и старшей  $\langle T_3 \rangle = 57$  лет) было по 15 женщин ханты и для каждой из этих 15 испытуемых было получено по одной выборке КИ, содержащей не менее 300 значений КИ (в каждой выборке). Для этих 15 выборок КИ для разных испытуемых рассчитывались (по критерию Краскела – Уоллиса) матрицы парных сравнений КИ, в которых из 225 якобы разных пар реально различающихся пар было только 105 (разных пар сравнения выборок КИ). В трех таких матрицах (для разных трех возрастных групп) мы регистрировали число  $k$  пар, которые (эти две сравниваемые выборки) можно было отнести к одной генеральной совокупности. При этом регистрировали также и номера этих пар (в виде  $j$  и  $k$ ,  $k \neq j$ ). Регистрация КИ обеспечила сравнение всех трех матриц (их  $k$  и  $a_{jk}$  – элемент  $j$ -й строки и  $k$ -го столбца этой же матрицы при статистическом совпадении), т. е. на основе  $k$  и элементов этих матриц  $p_{jk}$ , для которых критерий Краскела – Уоллиса  $p \geq 0,05$ .

**Результаты**

Сразу отметим, что многократная проверка параметров ССС для одного испытуемого не может диагностировать не только однородности выборки (табл. 1), например для КИ (для одного испытуемого в неизменном гомеостазе), но и последовательности повторяемости совпадающих пар выборок. Это означает, что, во-первых, числа  $k$  в матрицах вида табл. 1 (для одной испытуемой, женщины) в режиме

Таблица 1  
Непараметрический критерий Вилкоксона (число повторов  $N = 15$ , число совпадений  $k_1 = 15$ ) для парных сравнений параметров кардиоинтервалов испытуемой Л. М. А. (женщина ханты)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,00		0,00	0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,93	0,00
3	0,00	0,00		0,00	0,51	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
4	0,00	<b>0,09</b>	0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,16	0,00
5	0,00	0,00	<b>0,51</b>	0,00		0,31	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
6	0,00	0,00	<b>0,19</b>	0,00	<b>0,31</b>		0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,00	0,00
7	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,23	0,00	0,00
8	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,22	0,00	0,09	0,00	0,00	0,00	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	<b>0,22</b>		0,02	0,30	0,05	0,00	0,00	0,00
10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02		0,14	0,53	0,00	0,00	0,00
11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	<b>0,09</b>	<b>0,30</b>	<b>0,14</b>		0,09	0,00	0,00	0,00
12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	<b>0,05</b>	<b>0,53</b>	<b>0,09</b>		0,00	0,00	0,00
13	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	<b>0,08</b>	<b>0,23</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00	0,00
14	0,00	<b>0,93</b>	0,00	<b>0,16</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00
15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	

Примечание для табл. 1–3. Жирным выделен достигнутый уровень значимости (критическим принят  $p < 0,05$ ).

15 серий повторений регистрации КИ, т. е. имеем по 15 выборок КИ в каждой такой серии (см. табл. 1), при повторениях регистрации пары КИ будут разными. Во-вторых, при повторении самого вида этих матриц мы имеем некоторые  $j$ -е и  $k$ -е совпадения, а во второй матрице (для этого же испытуемого при повторении аналогичного опыта) мы будем иметь другие пары, для которых  $a_{jk} \geq 0,05$ . В табл. 1 мы представляем только одну матрицу с  $k_1 = 15$ , но таких матриц у этой испытуемой было 15, и везде  $a_{kj}$  разные, нет совпадений пар выборок КИ.

Очевидно, что уже на уровне отдельного (каждого) испытуемого говорить об однородности всех 15 выборок не приходится в данной матрице, т. е. в табл. 1, как и в других 14 подобных матрицах. Доля стохастичности менее 15 %, но главное другое. При повторях испытаний (в неизменном гомеостазе) все 15 нами полученных матриц в неизменном гомеостазе одного человека показывают разные пары сравнения выборок КИ (все  $a_{kj}$  разные для разных матриц). Если такие статистически не совпадающие (для них  $p \leq 0,05$ ) выборки отбрасывать, то тогда в 15 матрицах придется

Таблица 2

Матрица парного сравнения выборок кардиоинтервалов группы женщин коренного населения Югры младшей возрастной группы (средний возраст 23 года,  $N = 15$ ), использовался критерий Краскела – Уоллиса (уровень значимости  $p < 0,05$ , число совпадений  $k_2 = 18$ )

	1 R: 1656.7	2 R: 633.75	3 R: 3462.4	4 R: 2099.7	5 R: 2064.3	6 R: 613.32	7 R: 2199.3	8 R: 2944.2	9 R: 2009.7	10 R: 1157.3	11 R: 2664.8	12 R: 2756.1	13 R: 381.57	14 R: 1685.7	15 R: 1803.6
1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	<b>1.00</b>
2	0.00		0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>0.97</b>	0.00	0.00
3	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.00	0.00	0.00		<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>0.23</b>
5	0.00	0.00	0.00	1.00		0.00	<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	<b>0.75</b>
6	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00
7	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00	0.00		0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	<b>0.41</b>	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00
9	0.03	0.00	0.00	1.00	1.00	0.00	1.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	<b>1.00</b>
10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.41	0.00	0.00		<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00
12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00		0.00	0.00	0.00
13	0.00	0.97	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00
14	1.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00		<b>1.00</b>
15	1.00	0.00	0.00	0.23	0.75	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	

Таблица 3

Матрица парного сравнения выборок кардиоинтервалов женщин коренного населения Югры младшей возрастной группы (средний возраст 23 года,  $N = 15$ ), использовался критерий Краскела – Уоллиса (уровень значимости  $p < 0,05$ , число совпадений  $k_3 = 19$ )

	1 R: 1155.0	2 R: 1866.4	3 R: 3121.8	4 R: 2168.2	5 R: 2240.8	6 R: 2239.3	7 R: 275.42	8 R: 636.83	9 R: 1275.6	10 R: 1333.3	11 R: 3037.5	12 R: 2285.9	13 R: 838.86	14 R: 2343.9	15 R: 3313.6
1		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	<b>1.00</b>	0.00	0.00	<b>0.11</b>	0.00	0.00
2	0.00		0.00	<b>0.19</b>	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>
4	0.00	0.19	0.00		<b>1.00</b>	<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00
5	0.00	0.01	0.00	1.00		<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00
6	0.00	0.01	0.00	1.00	1.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	<b>1.00</b>	0.00
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02		0.00	0.00	0.00	0.00	<b>1.00</b>	0.00	0.00
9	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		<b>1.00</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
11	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	<b>0.46</b>
12	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	<b>1.00</b>	0.00
13	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00
14	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00		0.00
15	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	

отбросить все 15 выборок (по совокупности остается, что все  $a_{kj}$  будут разными). Это и есть основа эффекта Еськова – Зинченко для ССС одного испытуемого в неизменном гомеостазе. Все элементы матриц, которые дают статистическое совпадение  $j$ -й и  $k$ -й выборок КИ, от матрицы к матрице хаотически изменяются, т. е. в итоге (после 225 повторов измерений КИ) у одного испытуемого не остается даже одной статистически совпадающей пары выборок.

При переходе к разным испытуемым и при их объединении в якобы однородную группу мы получаем почти аналогичную картину, представленную в табл. 2. Здесь для 15 разных женщин ханты (средний возраст  $\langle T_1 \rangle = 23$  года) мы имеем небольшое число пар  $k_2 = 18$  статистических совпадений выборок КИ (у нас это типичная табл. 2 при  $k_2 = 18$ ). Исходя из малых  $k$  (для всех остальных возрастных групп мы соответственно получили  $k_3 = 15$ , для  $\langle T_2 \rangle = 43$  года и  $k_4 = 18$  для  $\langle T_3 \rangle = 57$  лет), можно сейчас утверждать, что возраст, пол, общие экологические условия не могут гарантировать однородности группы испытуемых в экологии человека. Повторные регистрации выборок КИ для группы дают другие значения  $k_2$  и совершенно другие пары  $a_{kj}$  совпадения выборок. В рамках стохастики получить однородную группу невозможно так, чтобы их выборки существенно не различались (для них нужно чтобы  $P_{jk} \geq 0,05$ ). Для примера мы представляем табл. 3, где дана повторная матрица парных сравнений выборок этой же группы (аналогично табл. 2, но повторные измерения КИ), где  $k_5 = 19$ , но  $a_{jk} \geq 0,05$  уже не совпадают с аналогичными  $a_{jk} \geq 0,05$  в табл. 2. В табл. 2, например, мы имеем совпадение 1-й выборки с 14-м и 15-м измерениями (и  $a_{1,14} = 1$  и  $a_{1,15} = 1$ ). Однако в табл. 3 этот же 1-й испытуемый уже совпадает с 9, 10 и 13-м испытуемым (и  $a_{1,9} = a_{1,10} = a_{1,13} = 1$ ).

### Обсуждение результатов

Очевидно, что мы имеем совершенно разные  $a_{jk}$  в сравниваемых двух матрицах (например, табл. 2 и табл. 3) и даже числа  $k$  различаются. Все это доказывает, что любое повторение измерений как отдельного человека, так и целой группы испытуемых не может обеспечить совпадения как  $k$ , так и  $a_{jk}$ . Это означает, что мы никогда не сможем обеспечить подборку статистически однородной группы из-за эффекта Еськова – Зинченко. Этот эффект сейчас мы распространяем и на всю группу разных испытуемых. Однородность отсутствует, и сейчас необходимо разрабатывать новые критерии подбора однородных групп испытуемых в экологии человека.

Анализ 225 выборок КИ для одного испытуемого (в неизменном гомеостазе) показал, что 15 матриц (подобных табл. 1) не позволяют повторить числа  $k$  (пар статистически совпадающих выборок КИ). В каждой такой (повторной) матрице имеем свои  $k_{1j}$ , где  $j = 1, 2 \dots 15$  является номером повтора серии наблюдений для одного испытуемого. Элементы этих матриц тоже разные, и это означает, что испытуемый не может генерировать однородные выборки.

Таким образом, одновременно и анализ выборок КИ для этих трех возрастных групп разных испытуемых показывает, что группа (одинакового возраста, пола и условий проживания) не может генерировать однородные выборки. В любой матрице  $15 \times 15$  мы имеем разное (небольшое!) число пар статистически совпадающих выборок. Тогда и  $k_2$ , и элементы таких (разных) матриц (вида табл. 2)  $a_{kj}$  будут в каждой матрице тоже разными. Все непрерывно и хаотически изменяется, возникает базовая проблема подбора однородных групп в экологии человека. Она сейчас решается с позиций теории хаоса – самоорганизации на основе расчета параметров квазиаттракторов.

*Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ № 18-07-00161 А «Разработка вычислительной системы мониторинга и моделирования параметров организма жителей Севера РФ»; РФФИ № 18-07-00162 А «Вычислительные системы для идентификации параметров нормогенеза и патогенеза в биомеханике на примере тремора и теппинга»; РФФИ № 18-47-860001 р\_а «Разработка вычислительной системы для идентификации параметров тремора при стресс-воздействиях в психофизиологии».*

### Авторство

Филатова О. Е. внесла значительный вклад в концепцию и структуру исследования, осуществила расчет матриц парных сравнений выборок, сравнила  $a_{jk}$  для группы, написала первый вариант статьи; Гудков А. Б. принял участие в анализе результатов, окончательно утвердил присланную в редакцию рукопись; Еськов В. В. выполнил измерение у группы испытуемых (в режиме повторений), внёс существенный вклад в анализ и интерпретацию данных; Чемпалова Л. С. выполнила измерение и расчет матриц у одного человека (подготовка данных).

Авторы подтверждают отсутствие конфликта интересов.

Филатова Ольга Евгеньевна – ORCID 0000-0002-0975-0022; SPIN 9053-6185

Гудков Андрей Борисович – ORCID 0000-0001-5923-0941; SPIN 4369-3372

Еськов Валерий Валериевич – ORCID 0000-0003-3295-1057; SPIN 6107-9234

Чемпалова Любовь Сергеевна – ORCID 0000-0003-2621-638X; SPIN 9064-2900

### Список литературы

1. Григоренко В. В., Еськов В. М., Лысенкова С. А., Микшина В. С. Алгоритм автоматизированной диагностики динамики возрастных изменений параметров сердечно-сосудистой системы при нормальном старении в оценке биологического возраста // Системный анализ и управление в биомедицинских системах. 2017. Т. 16, № 2. С. 357–362.
2. Гудков А. Б., Теддер Ю. Р., Дётева Г. Н. Некоторые особенности физиологических реакций организма рабочих при экспедиционно-вахтовом методе организации труда в Заполярье // Физиология человека. 1996. Т. 22, № 4. С. 137–142.
3. Дерягина Л. Е., Цыганок Т. В., Рувинова Л. Г., Гудков А. Б. Психофизиологические свойства личности и особенности регуляции сердечного ритма под влиянием трудовой деятельности // Медицинская техника. 2001. № 3. С. 40–44.

4. Филатова О. Е., Майстренко Е. В., Болтаев А. В., Газя Г. В. Влияние промышленных электромагнитных полей на динамику сердечно-сосудистых систем работников нефтегазового комплекса // Экология и промышленность России. 2017. Т. 21, № 7. С. 46–51.

5. Betelin V. B., Eskov V. M., Galkin V. A. and Gavrilenko T. V. Stochastic Volatility in the Dynamics of Complex Homeostatic Systems // Doklady Mathematics. 2017. Vol. 95, N 1. P. 92–94.

6. Eskov V. V., Filatova O. E., Gavrilenko T. V., Gorbunov D. V. Chaotic Dynamics of Neuromuscular System Parameters and the Problems of the Evolution of Complexity // Biophysics. 2017. Vol. 62 (6). P. 961–966.

7. Eskov V. V., Gavrilenko T. V., Eskov V. M., Vochmina Yu. V. Static Instability Phenomenon in Type-Three Secretion Systems: Complexity // Technical Physics. 2017. Vol. 62 (11). P. 1611–1616.

8. Eskov V. M., Filatova O. E., Eskov V. V. and Gavrilenko T. V. The Evolution of the Idea of Homeostasis: Determinism, Stochastics and Chaos-Self-Organization // Biophysics. 2017. Vol. 62 (5). P. 809–820.

9. Eskov V. M., Bazhenova A. E., Vochmina U. V., Filatov M. A., Ilyashenko L. K. N. A. Bernstein hypothesis in the Description of chaotic dynamics of involuntary movements of person // Russian Journal of Biomechanics. 2017. Vol. 21 (1). P. 14–23.

10. Filatova O. E., Eskov V. V., Filatov M. A., Ilyashenko L. K. Statistical instability phenomenon and evaluation of voluntary and involuntary movements // Russian Journal of Biomechanics. 2017. Vol. 21 (3). P. 224–232.

11. Filatova O. E., Bazhenova A. E., Ilyashenko L. K., Grigorieva S. V. Estimation of the Parameters for Tremograms According to the Eskov – Zinchenko Effect Biophysics // Biophysics. 2018. Vol. 63 (2). P. 125–130.

12. Ilyashenko L. K., Bazhenova A. E., Berestin D. K., Grigorieva S. V. Chaotic dynamics parameters of the tremograms at the stress exposure // Russian Journal of Biomechanics. 2018. Vol. 22 (1). P. 62–71.

13. Khadartsev A. A., Nesmeyanov A. A., Eskov V. M., Filatov M. A., Pab W. Fundamentals of chaos and self-organization theory in sports // Integrative medicine international. 2017. Vol. 4. P. 57–65.

14. Zilov V. G., Khadartsev A. A., Eskov V. V. and Eskov V. M. Experimental Study of Statistical Stability of Cardiointerval Samples // Bulletin of experimental biology and medicine. 2017. Vol. 164 (2). P. 115–117.

15. Zilov V. G., Khadartsev A. A., Ilyashenko L. K., Eskov V. V., Minenko I. A. Experimental analysis of the chaotic dynamics of muscle biopotentials under various static loads // Bulletin of experimental biology and medicine. 2018. Vol. 165 (4). P. 415–418.

#### References

1. Grigorenko V. V., Eskov V. M., Lysenkova S. A., Mikshina V. S. The algorithm of automated diagnostics of the dynamics of age-related changes of parameters of the cardiovascular system in normal aging in the assessment of biological age. *Sistemnyi analiz i upravlenie v biomeditsinskikh sistemakh* [System analysis and management in biomedical systems]. 2017, 16 (2), pp. 357–362. [In Russian]

2. Gudkov A. B., Tedder Yu. R., Degteva G. N. Some Features of Physiological Responses in workers during expedition shift in the Arctic region. *Fiziologiya cheloveka*. 1996, 22 (4), pp. 137–142. [In Russian]

3. Deryagina L. E., Tsyganok T. V., Ruvina L. G., Gudkov A. B. Psychophysiological traits of personality and the specific features of heart rhythm regulation under the influence of occupational activities. *Meditsinskaya Tekhnika*. 2001, 3, pp. 40–44. [In Russian]

4. Filatova O. E., Majstrenko E. V., Boltaev A. V., Gazya G. V. The influence of industrial electromagnetic fields on cardio-respiratory systems dynamics of oil-gas industry complex female workers. *Ecology and Industry of Russia*. 2017, 21 (7), pp. 46–51. [In Russian]

5. Betelin V. B., Eskov V. M., Galkin V. A. and Gavrilenko T. V. Stochastic Volatility in the Dynamics of Complex Homeostatic Systems. *Doklady Mathematics*. 2017, 95 (1), pp. 92–94.

6. Eskov V. V., Filatova O. E., Gavrilenko T. V., Gorbunov D. V. Chaotic Dynamics of Neuromuscular System Parameters and the Problems of the Evolution of Complexity. *Biophysics*. 2017, 62 (6), pp. 961–966.

7. Eskov V. V., Gavrilenko T. V., Eskov V. M., Vochmina Yu. V. Static Instability Phenomenon in Type-Three Secretion Systems: Complexity. *Technical Physics*. 2017, 62 (11), pp. 1611–1616.

8. Eskov V. M., Filatova O. E., Eskov V. V. and Gavrilenko T. V. The Evolution of the Idea of Homeostasis: Determinism, Stochastics and Chaos-Self-Organization. *Biophysics*. 2017, 62 (5), pp. 809–820.

9. Eskov V. M., Bazhenova A. E., Vochmina U. V., Filatov M. A., Ilyashenko L. K. N. A. Bernstein hypothesis in the Description of chaotic dynamics of involuntary movements of person. *Russian Journal of Biomechanics*. 2017, 21 (1), pp. 14–23.

10. Filatova O. E., Eskov V. V., Filatov M. A., Ilyashenko L. K. Statistical instability phenomenon and evaluation of voluntary and involuntary movements. *Russian Journal of Biomechanics*. 2017, 21 (3), pp. 224–232.

11. Filatova O. E., Bazhenova A. E., Ilyashenko L. K., Grigorieva S. V. Estimation of the Parameters for Tremograms According to the Eskov - Zinchenko Effect Biophysics. *Biophysics*. 2018, 63 (2), pp. 125–130.

12. Ilyashenko L. K., Bazhenova A. E., Berestin D. K., Grigorieva S. V. Chaotic dynamics parameters of the tremograms at the stress exposure. *Russian Journal of Biomechanics*. 2018, 22 (1), pp. 62–71.

13. Khadartsev A. A., Nesmeyanov A. A., Eskov V. M., Filatov M. A., Pab W. Fundamentals of chaos and self-organization theory in sports. *Integrative medicine international*. 2017, 4, pp. 57–65.

14. Zilov V. G., Khadartsev A. A., Eskov V. V. and Eskov V. M. Experimental Study of Statistical Stability of Cardiointerval Samples. *Bulletin of experimental biology and medicine*. 2017, 164 (2), pp. 115–117.

15. Zilov V. G., Khadartsev A. A., Ilyashenko L. K., Eskov V. V., Minenko I. A. Experimental analysis of the chaotic dynamics of muscle biopotentials under various static loads. *Bulletin of experimental biology and medicine*. 2018, 165 (4), pp. 415–418.

#### Контактная информация:

Еськов Валерий Валериевич – кандидат медицинских наук, доцент кафедры биофизики и нейрокибернетики Института естественных и технических наук БУ ВО «Сургутский государственный университет»

Адрес: 628412, Ханты-Мансийский автономный округ – Югра, г. Сургут, пр. Ленина, д. 1

E-mail: firing.squad@mail.ru