УДК 62.192
doi:10.21685/2307-4205-2023-1-5

НИЖНЯЯ ДОВЕРИТЕЛЬНАЯ ГРАНИЦА СРЕДНЕГО ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА НЕВОССТАНАВЛИВАЕМЫХ ОБЪЕКТОВ

Г. С. Садыхов[1], С. С. Кудрявцева[2]

[1, 2] Московский государственный технический университет имени Н. Э. Баумана, Москва, Россия
[1] gsadykhov@gmail.com, [2] kudryavctva@bmstu.ru

Аннотация. *Актуальность и цели.* В практических задачах оценки среднего остаточного ресурса невосстанавливаемых объектов объем количества наблюдаемых объектов весьма ограничен. Поэтому доверие к точечным (статистическим) оценкам среднего остаточного ресурса крайне низко. В связи с этим возникает актуальная задача – повысить доверие к наблюдаемому объему наблюдений. *Материалы и методы.* Один из способов решения этой задачи – найти нижние доверительные границы среднего остаточного ресурса при заданной доверительной вероятности. *Результаты.* Поэтому в настоящей работе установлены нижние доверительные границы среднего остаточного ресурса невосстанавливаемых технических объектов при заданной доверительной вероятности. Установленные границы справедливы для любого закона расходования ресурса невосстанавливаемых объектов. Приведен пример расчета нижней доверительной границы среднего остаточного ресурса для объектов малого объема выборки. *Выводы.* Доказана формула расчета нижних доверительных границ среднего остаточного ресурса для любого закона расходования ресурса невосстанавливаемых технических объектов.

Ключевые слова: выборка, средний остаточный ресурс, вероятность безотказной работы, нижняя доверительная граница

Для цитирования: Садыхов Г. С., Кудрявцева С. С. Нижняя доверительная граница среднего остаточного ресурса невосстанавливаемых объектов // Надежность и качество сложных систем. 2023. № 1. С. 38–45. doi:10.21685/2307-4205-2023-1-5

LOWER CONFIDENCE LIMIT OF THE MEAN RESIDUAL OPERATING LIFE OF NON-RESTORABLE ITEMS

G.S. Sadykhov[1], S.S. Kudryavtseva[2]

[1, 2] Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russia
[1] gsadykhov@gmail.com, [2] kudryavctva@bmstu.ru

Abstract. *Background*. In practical problems of estimating the mean residual operating life of non-restorable items, the amount of observed items is very limited. Therefore, confidence in point (statistical) estimates of the mean residual operating life is extremely low. In this regard, an actual problem arises – to increase confidence in the observed volume of observations. *Materials and methods*. One of the ways to solve this problem is to find the lower confidence bounds of the mean residual operating life for a given confidence probability. *Results*. Therefore, in this paper, the lower confidence limits of the mean residual operating life of non-restorable items are established for a given confidence probability. The established limits are valid for any law of operating life consumption of non-restorable items. An example of calculating the lower confidence limit of the mean residual operating life for small sample size items is given. *Conclusions*. The formula for calculating the lower confidence limits of the mean residual operating life for any law of operating life consumption of non-restorable items is proved.

Keywords: sample, mean residual operating life, reliability function, lower confidence limit

For citation: Sadykhov G.S., Kudryavtseva S.S. Lower confidence limit of the mean residual operating life of non-restorable items. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh sistem = Reliability and quality of complex systems.* 2023;(1):38–45. (In Russ.). doi:10.21685/2307-4205-2023-1-5

Введение

Пусть безотказные наработки невосстанавливаемого объекта сверх времени τ цензурированы сверху величиной l. Введем случайную величину $\eta_l(\tau)$, которая равна величине безотказной наработки, если внутри интервала времени (τ, l) у объекта отказа не было, т.е. $\eta_l(\tau) = l - \tau$, при $\zeta > l$, где ζ – наработка до отказа либо равна величине $\zeta - l$, если отказ произошел на интервале (τ, l), т.е. $\zeta \in (\tau, l)$. Другими словами, $\eta_l(\tau)$ – остаточный ресурс объекта сверх времени τ в течение длительности $l - \tau$, определяемой следующим образом:

$$\eta_l(\tau) = \begin{cases} l - \tau, \text{ если } (\zeta > l)/(\zeta > \tau); \\ \zeta - \tau, \text{ если } \zeta \in (\tau, l)/(\zeta > \tau), \end{cases} \quad (1)$$

где ζ – наработка до отказа.

Далее под средним остаточным ресурсом объекта сверх времени τ в течение длительности $l - \tau$ будем понимать значение математического ожидания величины (1), равное

$$R_l(\tau) = E\left[\eta_l(\tau)\right], \quad (2)$$

где $E[\cdot]$ – математическое ожидание величины, стоящей внутри скобок.

Используя формулу (1) и определение математического ожидания (2) [1], легко доказать следующую формулу расчета среднего остаточного ресурса объекта сверх времени τ в течение продолжительности $l - \tau$:

$$R_l(\tau) = \frac{1}{P(\tau)} \int_{\tau}^{l} P(u)\,du, \quad (3)$$

где $P(u)$ – функция вероятности безотказной работы объекта в течение времени u, $(\tau \le u \le l)$.

Формула (3) позволяет рассчитать не только средний остаточный ресурс, но и безостаточный средний ресурс [2–4]. В самом деле, полагая в (3) $\tau = 0$, получим следующую формулу расчета среднего (безостаточного) ресурса в течение продолжительности l:

$$R_l = R_l(0) = \int_0^l P(u)\,du. \quad (4)$$

Так, например, если ресурс объекта на интервале времени $(0, l)$ распределен равномерно, т.е.

$$P(u) = 1 - \frac{u}{l}, \text{ где } u \in (0, l),$$

то согласно (4) найдем

$$R_l = \int_0^l \left(1 - \frac{u}{l}\right) du = \frac{l}{2}.$$

Другими словами, средний (безостаточный) ресурс в течение продолжительности l равен половине этой длительности [5, 6].

Для сравнения, расчет среднего остаточного ресурса по формуле (3) для этого закона дает следующее значение:

$$R_l(\tau) = \frac{l}{l-\tau}\int_{\tau}^{l}\left(1-\frac{u}{l}\right)du = \frac{l-\tau}{2},$$

т.е. средний остаточный ресурс сверх времени τ в течение продолжительности $l-\tau$ равен половине длительности времени, равной $\frac{l-\tau}{2}$, [7–10].

Точечная (статистическая) оценка показателя (3) позволяет рассчитать истинное значение среднего остаточного ресурса при заданной функции вероятности безотказной работы объекта. Однако в практических задачах возникает вопрос оценки среднего остаточного ресурса по результатам испытаний или подконтрольной эксплуатации однотипных объектов [11–15]. В связи с этим проведем точечную (статистическую) оценку среднего остаточного ресурса.

Пусть k объектов отказали в течение времени τ из общего числа n однотипных, а остальные в количестве $n-k$ после времени τ; причем безотказные наработки цензурированы сверху величиной l. Тогда точечной (статистической) оценкой среднего остаточного ресурса объекта сверх времени τ в течение продолжительности $l-\tau$ будет служить величина $R_l^{(k)}(\tau)$, определенная по формуле

$$R_l^{(k)}(\tau) = \begin{cases} \dfrac{1}{n-k}\sum\limits_{i=1}^{n-k}(t_i-\tau), \text{ если } k<n; \\ 0, \text{ если } k=n, \end{cases} \tag{5}$$

где t_i – наработка до отказа *i*-го объекта после времени τ, ($i=1,2,...,n-k$).

Покажем, что оценка (5) смещенная, а именно, докажем следующее соотношение:

$$E\left[R_l^{(k)}(\tau)\right] = Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]R_l(\tau), \tag{6}$$

где коэффициент смещения равен

$$Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right] = 1-\left(\frac{k}{n}\right)^n. \tag{7}$$

Так как

$$t_i = \tau + \eta_l^{(i)}(\tau),$$

где $\eta_l^{(i)}(\tau)$ – остаточный ресурс *i*-го объекта сверх времени τ в течение длительности $l-\tau$, то согласно (5) получим

$$R_l^{(k)}(\tau) = \begin{cases} \dfrac{1}{n-k}\sum\limits_{i=1}^{n-k}\eta_l^{(i)}(\tau), \text{ если } k<n; \\ 0, \text{ если } k=n. \end{cases} \tag{8}$$

Математическое ожидание при фиксированном значении k для однотипных объектов равно

$$E\left[R_l^{(k)}(\tau)/k\right] = \frac{1}{n-k}\sum_{i=1}^{n-k}E\left[\eta_l^{(i)}(\tau)\right] = R_l(\tau).$$

Учитывая это и вторую строку (8) в следующей формуле:

$$E\left[R_l^{(k)}(\tau)\right] = \sum_{k=0}^{n}E\left[R_l^{(k)}(\tau)/k\right]\cdot P_n(k),$$

где $P_n(k)$ – вероятность того, что в n независимых наблюдениях k объектов откажут, получим

$$E\left[R_l^{(k)}(\tau)\right]=R_l(\tau)\sum_{k=0}^{n-1}P_n(k). \tag{9}$$

Так как согласно формуле Бернулли [5]

$$P_n(k)=C_n^k\left[1-\hat{P}(\tau)\right]^k\left[\hat{P}(\tau)\right]^{n-k},$$

где C_n^k – число сочетаний из n элементов по k, то

$$\sum_{k=0}^{n-1}P_n(k)=1-P(n)=1-\left[1-\hat{P}(\tau)\right]^n. \tag{10}$$

Поскольку

$$\hat{P}(\tau)=\frac{n-k}{n},$$

то согласно (10) имеем

$$\sum_{k=0}^{n-1}P_n(k)=1-\left(1-\frac{n-k}{n}\right)^n=1-\left(\frac{k}{n}\right)^n.$$

Учитывая это в уравнении (9), находим

$$E\left[R_l^{(k)}(\tau)\right]=\left[1-\left(\frac{k}{n}\right)^n\right]R_l(\tau),$$

что доказывает уравнение (6).

Из уравнения (7) видно, что при $k=0$ коэффициент смещения равен 1, т.е.

$$Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]=1. \tag{11}$$

Нижняя доверительная граница показателя (9). При малых объемах выборки n степень доверия к точечной (статистической) оценке показателя средний остаточный ресурс очень низка. Поэтому докажем следующее утверждение.

Теорема. Пусть P – заданная доверительная вероятность, ($0<P<1$). Тогда нижней доверительной границей показателя (3) сверх времени τ в течение продолжительности $l-\tau$ служит следующая величина:

$$\underline{R_l(\tau)}=\frac{1}{Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]}\left[R_l^{(k)}(\tau)-\sqrt{\frac{-\ln(1-P)}{2(n-k)}}\right], \tag{12}$$

где $R_l^{(k)}(\tau)$ – точечная оценка показателя (3), определенная формулой (8); $Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]$ – коэффициент смещения точечной оценки, определенной формулой (7).

Доказательство. Для доказательства (12) воспользуемся неравенством Хедвинга [7]:

$$P_r\left(\frac{1}{\nu}\sum_{i=1}^{\nu}X_i-\mu\geq\varepsilon\right)\leq\exp\left[-\frac{2\nu^2\varepsilon^2}{\sum_{i=1}^{\nu}b_i-a_i}\right], \tag{13}$$

где $\varepsilon>0$ – произвольное число; X_i – случайная величина, удовлетворяющая условиям $a_i<X_i<b_i$, ($i=1, 2, ..., n-k$);

$$\mu=E\left(\frac{1}{\nu}\sum_{i=1}^{\nu}X_i\right).$$

Полагая в неравенстве (13)

$$X_i = \frac{t_i - \tau}{l - \tau},$$

где t_i – наработка до отказа i-го объекта; $a_i = 0$, $b_i = 1$, получим с учетом (6), (8) и $\sum_{i=1}^{\nu}(b_i - a_i) = \nu$:

$$P_r\left[R_l^{(k)}(\tau) - Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]R_l(\tau) \geq \varepsilon\right] \leq \exp\left(-2\nu\varepsilon^2\right).$$

Откуда имеем

$$P_r\left[R_l^{(k)}(\tau) - Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]R_l(\tau) < \varepsilon\right] > 1 - \exp\left(-2\nu\varepsilon^2\right). \quad (14)$$

Поскольку $\varepsilon > 0$ – произвольное число, то выберем его из условия

$$1 - \exp\left(-2\nu\varepsilon^2\right) = P, \quad (15)$$

где P – заданная доверительная вероятность.

Решая уравнение (15) с учетом того, что $\nu = n - k$, получим

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{-\ln(1-P)}{2(n-k)}}. \quad (16)$$

Следовательно, согласно соотношениям (14) и (16) имеем

$$P_r\left[R_l(\tau) > \frac{1}{Z_n\left[\hat{P}(\tau)\right]}\left(R_l^{(k)}(\tau) - \sqrt{\frac{-\ln(1-P)}{2(n-k)}}\right)\right] > P,$$

что доказывает формулу (12).

Пример. Четыре однотипных объекта, безотказно проработавших $\tau = 1000$ ч, поставлены на ресурсные испытания в течение 4000 ч. В результате испытаний времена отказов сверх времени τ в течение продолжительности 4000 ч следующие: $t_1 - \tau = 2000$ ч; $t_2 - \tau = 2500$ ч; $t_3 - \tau = 3000$ ч; $t_4 - \tau = 4000$ ч. Найти нижнюю доверительную границу объекта сверх времени 1000 ч в течение продолжительности 4000 ч при доверительной вероятности $P = 0{,}865$.

Решение. Согласно условию примера имеем: $n = 4$, $k = 0$, $\tau = 1000$ ч, $l - \tau = 4000$ ч, $l = 5000$ ч, $t_1 - \tau = 2000$ ч, $t_2 - \tau = 2500$ ч, $t_3 - \tau = 3000$ ч, $t_4 - \tau = 4000$ ч. Тогда согласно формуле (12) с учетом (11) имеем

$$\underline{R_l(\tau)} = R_l^{(0)}(\tau) - \sqrt{\frac{-\ln(1-P)}{2 \cdot 4}}.$$

Так как

$$R_l^{(0)} = \frac{1}{4}(2000\text{ ч} + 2500\text{ ч} + 3000\text{ ч} + 4000\text{ ч}) = 2875\text{ ч},$$

то

$$\underline{R_l(\tau)} = 2875\text{ ч} - 0{,}5\text{ ч} = 2874{,}5\text{ ч}.$$

Итак, нижняя доверительная граница объекта сверх времени 1000 ч в течение 4000 ч при доверительной вероятности $P = 0{,}865$ равна 2874,5 ч.

Обсуждение. Оценка нижней доверительной границы (12) среднего остаточного ресурса справедлива для любого закона распределения случайной величины

$$X_i = \frac{t_i - \tau}{l - \tau}, \ (i = 1, 2, ..., \nu = n - k).$$

Другими словами, оценка (12) непараметрическая.

Если же считать значения X_i одинаково распределенными по нормальному (гауссовскому) закону и при известном среднеквадратическом отклонении, равным σ, то нижняя доверительная граница при доверительной вероятности P рассчитывается по формуле

$$\underline{R_l(\tau)} = R_l^{(k)}(\tau) - t_p \frac{\sigma}{\sqrt{n-k}}, \tag{17}$$

где t_p определяется из равенства

$$2\Phi(t) = P,$$

здесь $\Phi(t)$ – интеграл Лапласа:

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{u^2}{2}} du.$$

Сравнивая оценки (12) и (17), приходим к следующему выводу: оценка (12) не требует расчета среднеквадратического отклонения, что очень важно при малом объеме выборки объектов.

Заключение

В настоящей работе установлены нижние доверительные границы среднего остаточного ресурса невосстанавливаемых объектов при заданной доверительной вероятности для любого закона расходования ресурса. Приведен пример расчета нижней доверительной границы среднего остаточного ресурса для объектов малого объема выборки [16, 17].

Список литературы

1. Садыхов Г. С., Кудрявцева С. С. Расчет и оценка среднего остаточного ресурса невосстанавливаемых объектов в зависимости от заданного уровня безотказности // Проблемы машиностроения и надежности машин. 2022. № 2. С. 13–22. doi:10.31857/S0235711922020134
2. Михайлов В. С., Юрков Н. К. Интегральные оценки в теории надежности. Введение и основные результаты. М. : Техносфера, 2020. 148 с.
3. Северцев Н. А., Юрков Н. К., Нгуен К. Т. Показатель «средний остаточный срок утилизации технических объектов» и его свойства // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. 2019. Т. 1. С. 202.
4. Петушков В. А. К прогнозированию остаточного ресурса конструкций с повреждениями, подвергаемых в эксплуатации ударным воздействиям // Проблемы машиностроения и надежности машин. 2020. № 3. С. 91–105. doi:10.31857/S023571192002011X
5. Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности и их статистический анализ. М. : URSS, 2013. 584 с.
6. Садыхов Г. С., Савченко В. П., Сидняев Н. И. Модели и методы оценки остаточного ресурса изделий радиоэлектроники. М. : Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2015. 382 с.
7. Hoeffding W. Probability inequalities for sums of bounded random variables // Journal of the American Statistical Association. 1963. № 58. P. 13–30.
8. Садыхов Г. С., Кузнецов В. И. Методы и модели оценок безопасности сверхназначенных сроков эксплуатации технических объектов. М. : URSS, 2007. 144 с.
9. Артюхов А. А. Оценки средней наработки до отказа при частых срабатываниях // Новые информационные технологии в автоматизированных системах. 2015. № 18. С. 295–297.
10. Димитриенко Ю. И., Юрин Ю. В., Европин С. В. Прогнозирование долговечности и надежности элементов конструкций высокого давления. Ч. 1. Численное моделирование накопления повреждений // Известия высших учебных заведений. Машиностроение. 2013. № 11. С. 3–11.
11. Pavlov I. V., Razgulyaev S. V. Calculation of the basic reliability parameters for the model of a system with dual redundancy in different subsystems // Journal of Machinery Manufacture and Reliability. 2020. Vol. 49, № 10. P. 829–835. doi:10.3103/S1052618820100076
12. Pavlov I. V. Confidence limits for system reliability indices with increasing function of failure intensity // Journal of Machinery Manufacture and Reliability. 2017. Vol. 46, № 2. P. 149–153. doi:10.3103/S1052618817020133
13. Sidnyaev N. I. Methods for calculating the influence of the electrodynamic field in the ionosphere on a spacecraft // Cosmic Research. 2022. Vol. 60, № 3. P. 165–173. doi:10.1134/S001095252202006X

14. Sidnyaev N. I., Butenko I. I., Bolotova E. E. Statistical and linguistic decision-making techniques based on fuzzy set theory // Advances in Intelligent Systems and Computing. 2020. Vol. 1127. doi:10.1007/978-3-030-39216-1-16
15. Belyaev Y. K., Hajiyev A. H. Mathematical models of systems with several lifts and various control rules // Reliability: Theory and Applications. 2020. Vol. 15, № 2. P. 21–35. doi:10.24411/1932-2321-2020-12002

References

1. Sadykhov G.S., Kudryavtseva S.S. Calculation and evaluation of the average residual resource of non-recoverable objects depending on a given level of reliability. *Problemy mashinostroeniya i nadezhnosti mashin = Problems of mechanical engineering and reliability of machines*. 2022;(2):13–22. (In Russ.). doi:10.31857/S0235711922020134
2. Mikhaylov V.S., Yurkov N.K. *Integral'nye otsenki v teorii nadezhnosti. Vvedenie i osnovnye rezul'taty = Integral estimates in the theory of reliability. Introduction and main results*. Moscow: Tekhnosfera, 2020:148. (In Russ.)
3. Severtsev N.A., Yurkov N.K., Nguen K.T. The indicator "average residual period of utilization of technical objects" and its properties. *Trudy Mezhdunarodnogo simpoziuma Nadezhnost' i kachestvo = Proceedings of the International Symposium Reliability and Quality*. 2019;1:202. (In Russ.)
4. Petushkov V.A. To the prediction of the residual life of structures with damage subjected to shock impacts in operation. *Problemy mashinostroeniya i nadezhnosti mashin = Problems of mechanical engineering and machine reliability*. 2020;(3):91–105. (In Russ.). doi:10.31857/S023571192002011X
5. Gnedenko B.V., Belyaev Yu.K., Solov'ev A.D. *Matematicheskie metody v teorii nadezhnosti i ikh statisticheskiy analiz = Mathematical methods in reliability theory and their statistical analysis*. Moscow: URSS, 2013:584. (In Russ.)
6. Sadykhov G.S., Savchenko V.P., Sidnyaev N.I. *Modeli i metody otsenki ostatochnogo resursa izdeliy radioelektroniki = Models and methods for estimating the residual life of radioelectronics products*. Moscow: Izd-vo MGTU im. N.E. Baumana, 2015:382. (In Russ.)
7. Hoeffding W. Probability inequalities for sums of bounded random variables. *Journal of the American Statistical Association*. 1963;(58):13–30.
8. Sadykhov G.S., Kuznetsov V.I. *Metody i modeli otsenok bezopasnosti sverkhnaznachennykh srokov ekspluatatsii tekhnicheskikh ob"ektov = Methods and models of safety assessments of over-designated service life of technical facilities*. Moscow: URSS, 2007:144. (In Russ.)
9. Artyukhov A.A. Estimates of the average operating time to failure with frequent triggers. *Novye informatsionnye tekhnologii v avtomatizirovannykh sistemakh = New information technologies in automated systems*. 2015;(18): 295–297. (In Russ.)
10. Dimitrienko Yu.I., Yurin Yu.V., Evropin S.V. Forecasting the durability and reliability of high-pressure structural elements. Part 1. Numerical modeling of damage accumulation. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie = News of higher educational institutions. Mechanical engineering*. 2013;(11):3–11. (In Russ.)
11. Pavlov I.V., Razgulyaev S.V. Calculation of the basic reliability parameters for the model of a system with dual redundancy in different subsystems. *Journal of Machinery Manufacture and Reliability*. 2020;49(10):829–835. doi:10.3103/S1052618820100076
12. Pavlov I.V. Confidence limits for system reliability indices with increasing function of failure intensity. *Journal of Machinery Manufacture and Reliability*. 2017;46(2):149–153. doi:10.3103/S1052618817020133
13. Sidnyaev N.I. Methods for calculating the influence of the electrodynamic field in the ionosphere on a spacecraft. *Cosmic Research*. 2022;60(3):165–173. doi:10.1134/S001095252202006X
14. Sidnyaev N.I., Butenko I.I., Bolotova E.E. Statistical and linguistic decision-making techniques based on fuzzy set theory. *Advances in Intelligent Systems and Computing*. 2020;1127. doi:10.1007/978-3-030-39216-1_16
15. Belyaev Y.K., Hajiyev A.H. Mathematical models of systems with several lifts and various control rules. *Reliability: Theory and Applications*. 2020;15(2):21–35. doi:10.24411/1932-2321-2020-12002

Информация об авторах / Information about the authors

Гулам Садых оглы Садыхов
доктор технических наук, профессор,
главный научный сотрудник,
профессор кафедры вычислительной
математики и математической физики,
Московский государственный
технический университет имени Н. Э. Баумана
(Россия, г. Москва, ул. 2-я Бауманская, 5, стр. 1)
E-mail: gsadykhov@gmail.com

Gulam S. ogly Sadykhov
Doctor of technical sciences, professor, chief researcher,
professor of the sub-department of computational
mathematics and mathematical physics,
Bauman Moscow State Technical University
(building 1, 5 2nd Baumanskaya street,
Moscow, Russia)

Светлана Сергеевна Кудрявцева
старший преподаватель кафедры вычислительной математики и математической физики,
Московский государственный технический университет имени Н. Э. Баумана
(Россия, г. Москва, ул. 2-я Бауманская, 5, стр. 1)
E-mail: kudryavctva@bmstu.ru

Svetlana S. Kudryavtseva
Senior lecturer of the sub-department of computational mathematics and mathematical physics,
Bauman Moscow State Technical University
(building 1, 5 2nd Baumanskaya street,
Moscow, Russia)

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов / The authors declare no conflicts of interests.

Поступила в редакцию/Received 20.01.2023
Поступила после рецензирования/Revised 28.02.2023
Принята к публикации/Accepted 01.03.2023