DOI: 10.15514/ISPRAS-2026-38(3)-18

Эмпирические формулы оценивания параметров распределения Райса

[1,2] *Д.Г. Асатрян, ORCID: 0000-0002-6589-1604 <dasat@iiap.sci.am>*
[3] *Л.К. Андреасян, ORCID: 0009-0002-7413-5314 <l.andreasyan@polytechnic.am>*
[1,2] *Г.С. Сажумян, ORCID: 0009-0004-0795-1068 <grigorsazhumyan@gmail.com>*

[1] *Институт проблем информатики и автоматизации НАН РА, Республика Армения, 0014, г. Ереван, ул. П. Севака, д. 1.*

[2] *Российско-Армянский университет, Армения, 0051, г. Ереван, ул. Овсепа Эмина, д. 123.*

[3] *Национальный политехнический университет Армении, Институт информационных и телекоммуникационных технологий и электроники, Республика Армения, 0009, г. Ереван, ул. Теряна, д. 105.*

Аннотация. Распределение Райса применяется в качестве математической модели при исследовании различных проблем науки и техники. Основной задачей в приложениях является оценивание параметров распределения Райса по выборке измеренного сигнала и разделение по этим оценкам параметров детерминированного сигнала и шума. Оценивание параметров производится, в основном, методом наибольшего правдоподобия и методом моментов. Однако, как известно, оба метода зачастую приводят к решению систем уравнений, содержащих специальные функции, поэтому для решения используют дополнительные вычислительные ресурсы. Одним из методов, позволяющих обойти указанные трудности, является разработка простых в применении, но достаточно эффективных эмпирических формул (ЭФ), конкурирующих по точности с известными алгоритмами оценивания параметров распределения Райса. Настоящая работа посвящена решению этой задачи.

Ключевые слова: распределение Райса; оценивание параметров; метод максимального правдоподобия; метод моментов; эмпирическая формулы.

Для цитирования: Асатрян Д.Г., Андреасян Л.К., Сажумян Г.С. Эмпирические формулы оценивания параметров распределения Райса. Труды ИСП РАН, том 38, вып. 3, часть 2, 2026 г., стр. 7–14. DOI: 10.15514/ISPRAS–2026–38(3)–18.

Empirical formulas for estimation of rice distribution parameters

[1,2] *D.G. Asatryan, ORCID: 0000-0002-6589-1604 <dasat@iiap.sci.am>*
[3] *L.K. Andreasyan, ORCID: 0009-0002-7413-5314 <l.andreasyan@polytechnic.am>*
[1,2] *G.S. Andreasyan, ORCID: 0009-0004-0795-1068 <grigorsazhumyan@gmail.com>*

[1] *Institute for Informatics and Automation Problems of NAS RA, 1, P. Sevak str., Yerevan, 0014, Republic of Armenia*

[2] *Russian-Armenian University, 0052, Yerevan, Armenia, 123 Hovsep Emin str., Yerevan, 0051, Republic of Armenia.*

[3] *National Polytechnic University of Armenia, IITTE, 0009, Yerevan, Armenia, 105 Teryan str., Yerevan, 0009, Republic of Armenia.*

Abstract. The Rice distribution is applied as a mathematical model in the study of various problems in science and technology. The main task in applications is to estimate the parameters of the Rice distribution from a sample of the measured signal and to separate the parameters of the deterministic signal and noise based on these estimates. Parameter estimation is mainly performed using the maximum likelihood method and the method of moments. However, as is known, both methods often lead to solving systems of equations containing special functions, so additional computational resources are used for the solution. One of the methods to overcome these difficulties is the development of simple, yet sufficiently effective empirical formulas (EFs) that are competitive in accuracy with known algorithms for estimating the parameters of the Rice distribution. This work is devoted to solving this problem.

Keywords: Rice distribution; parameter estimation; maximum likelihood method; method of moments; empirical formulas.

For citation: Asatryan D.G., Andreasyan L.K., Sazhumyan G.S. Empirical formulas for estimation of rice distribution parameters. Trudy ISP RAN/Proc. ISP RAS, vol. 38, issue 3, part 2, 2026, pp. 7-14 (in Russian). DOI: 10.15514/ISPRAS-2026-38(3)-18.

1. Введение

Как известно, распределение Райса адекватно описывает широкий круг задач, в которых выходной сигнал формируется как сумма исходного детерминированного сигнала и гауссовского шума, а анализируемой величиной является амплитуда результирующего сигнала [1]. После выхода статьи Райса и до настоящего времени это распределение применяется в качестве математической модели при исследовании проблем магнитно-резонансной визуализации; приёма и обработки радиосигналов, анализа звукового эхосигнала и много других [2-4]. В этих задачах требуется с приемлемой точностью разделить компоненты, из которых образован сигнал. Основной задачей при этом является оценивание параметров распределения Райса по выборке измеренного сигнала и определение по этим оценкам параметров детерминированного сигнала и шума.

При решении любых прикладных задач с применением статистических методов встаёт вопрос о применимости рассматриваемой математической модели для исследования свойств и закономерностей в измеряемых данных [5]. При этом одним из основных действий является выбор метода статистического оценивания параметров распределения по выборочным данным. Выбор метода осуществляется исходя из объёма обрабатываемых данных, имеющихся вычислительных ресурсов, требуемой точности оценок и возможности получения адекватной интерпретации конечных результатов.

Наиболее распространёнными являются метод максимального правдоподобия (ММП) и метод моментов (ММ), обладающих рядом привлекательных свойств как теоретического характера, так и возможностей практического применения. Однако, как известно, оба метода приводят к решению систем уравнений, содержащих специальные функции, что неизбежно замедляет процесс оценивания параметров. Поэтому возникает необходимость разработки более простых в реализации методов оценивания параметров распределения Райса, к тому же обеспечивающих достаточную для практического применения точность.

В связи со сказанным выше, показателен пример оценивания параметров двухпараметрического распределения Вейбулла при помощи эмпирических формул (ЭФ), основанных на использовании простейших статистических характеристик как в методе моментов, так и других [6]. При этом, на практике эмпирические формулы зачастую применяют для оценивания параметров не только по исходным измеренным данным, но и по имеющимся, ранее полученным, оценкам их средних, среднеквадратических значений и других характеристик. Последнее обстоятельство придаёт эмпирическим формулам дополнительную привлекательность, поскольку облегчает использование старых данных, их передачу другим специалистам и проведение сравнительных исследований. По-видимому, этим же объясняется повышенный интерес исследователей, наблюдаемый в научно-технической литературе, в особенности в области исследования характеристик ветровых потоков [7]. Приведённый пример вселяет надежду получить аналогичную полезность и применимость эмпирических формул в области оценивания параметров распределения Райса.

Целью данного исследования является разработка эффективного метода оценивания параметров распределения Райса вплоть до получения простых эмпирических формул. В последние годы в литературе сделаны попытки получить эмпирические формулы для оценивания параметров распределения Райса. Так, в [3] предложены два метода, первый из которых, обозначенный автором как ММ24, основан на использовании второго и четвёртого моментов распределения, выражения которых не содержат специальных функций, поэтому дающих возможность прямого решения соответствующих уравнений и оценивания параметров распределения Райса. Второй метод, названный ММ12, основан на использовании первых двух моментов, однако в итоге одно из уравнений всё же содержит специальную функцию, что несколько обесценивает данный метод, поскольку приходится всё же решать одно уравнение приближёнными методами.

Методика, применённая в методе ММ24, использована и в [8], причём окончательное решение в принципе совпадает с оценками, предложенными в [3].

Подробный сравнительный анализ и критика этих и других упомянутых выше методов выполнены в [9].

В настоящей статье предложена двухэтапная процедура оценивания параметров распределения Райса: сначала оцениваются параметры формы и масштаба распределения, затем по ним определяются исходные параметры распределения Райса. Путём численных расчётов разрабатываются эмпирические формулы оценивания, проводится оценивание точности этих формул.

2. Состояние проблемы

Плотность распределения Райса имеет вид

$$f(x|\nu,\sigma) = \frac{x}{\sigma^2} exp\left(\frac{-(x^2+\nu^2)}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{x\nu}{\sigma^2}\right),$$

где $I_0(z)$- модифицированная функция Бесселя первого рода нулевого порядка.

Выражения первых двух и четвёртого начальных моментов распределения имеют вид

$$\mu_1 = \sigma\sqrt{\pi/2}L_{1/2}(-\nu^2/2\sigma^2), \quad (1)$$

$$\mu_2 = 2\sigma^2 + \nu^2, \quad (2)$$

$$\mu_4 = 8\sigma^4 + 8\sigma^2\nu^2 + \nu^4, \quad (3)$$

где

$$L_{1/2}(x) = e^{x/2}[(1-x)I_0(-x/2) - xI_1(-x/2)] \quad (4)$$

многочлен Лагерра.

Поскольку (2) и (3) не содержат специальных функций, возникает соблазн прямого решения этих уравнений, после чего можно найти выражения оценок параметров ν и σ. Выборочные моменты обозначим через $m_j, (j = 1,2,3,4)$. В упомянутых выше работах [3, 8] получены оценки, которые в конечном счёте совпадают и в приведённых обозначениях выглядят как

$$\hat{\nu} = (2m_2^2 - m_4)^{1/4}, \quad (5)$$

$$\hat{\sigma} = \frac{1}{\sqrt{2}}\left(m_2 - (2m_2^2 - m_4)^{1/2}\right)^{1/2}. \quad (6)$$

Заметим, что при конечных объёмах выборки подкоренные выражения, входящие в (5) и (6) могут принимать отрицательные значения из-за ошибок округления и флуктуаций выборочных моментов, поэтому при практических расчётах следует тщательно контролировать процесс расчётов, что и сделано в настоящей работе.

3. Эмпирические формулы оценивания параметров

Оценивание параметров ν и σ предлагается производить в два этапа. Сначала оцениваются две другие, связанные с ними характеристики – *параметр формы* $K = \frac{\nu^2}{2\sigma^2}$ и *параметр масштаба* $\Omega = \nu^2 + 2\sigma^2$. Располагая значениями этих величин, можно получить оценки исходных параметров распределения Райса по формулам

$$\nu = \sqrt{\frac{K\Omega}{K+1}} \quad (7)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Omega}{2(K+1)}}. \quad (8)$$

Отметим, что в области теории и техники обработки сигналов важной характеристикой является отношение сигнал/шум, которое определяется выражением $\xi = \nu/\sigma$. Известно, что при $\xi \to \infty$ распределение Райса стремится к нормальному распределению с параметрами ν и σ, причём при $\xi \geq 3$ это приближение вполне приемлемое. Это означает, что при данном условии имеем $K \geq 4.5$, и оценивание параметров распределения Райса может быть выполнено традиционными статистическими методами.

Обозначим коэффициент вариации распределения через $\gamma = \sqrt{\mu_2 - \mu_1^2}/\mu_1$. В случае больших значений отношения сигнал/шум получаем $\gamma = 1/\xi$.

Из (1) и (2) можем получить для квадрата коэффициента вариации следующее выражение

$$\gamma^2 = \frac{2\sigma^2+\nu^2}{\sigma^2(\pi/2)L_{1/2}^2(-\nu^2/2\sigma^2)} - 1,$$

что после элементарных преобразований приводится к виду

$$\gamma^2 = \frac{4(1+K)}{\pi L_{1/2}^2(-K)} - 1. \quad (9)$$

Таким образом, мы получили уравнение относительно параметра формы K, однако рационального решения здесь нет. Отметим, что зависимость (9) с ростом K монотонно уменьшается, а максимальное значение γ в (9) достигается при $K = 0$ и равно $\sqrt{\frac{4-\pi}{\pi}} \approx 0.522723$.

Заметим, что, следуя логике метода моментов, мы хотим решить обратную задачу, т.е. по известному выборочному значению коэффициента вариации γ оценить неизвестное значение параметра формы K. Параметр масштаба Ω легко оценивается подстановкой в (2) выборочного значения второго момента m_2.

Для решения этой задачи проводилось моделирование формулы (9) для значений $0 \leq K \leq 4.995$, с достаточно мелким шагом (0.005), получив таким образом $N = 1000$ пар значений

$(K_i, \gamma_i), (i = 1, 2, \dots, N)$. Для значений $K > 4.995$ применяется приближённая формула $K \approx 4\delta + 2\sqrt{4\delta^2 + 2\delta}$, предложенная в [9], где

$$\delta = \frac{4}{\pi(\gamma^2+1)} - 1.$$

Далее, по результатам моделирования $(K_i, \gamma_i), (i = 1, 2, \dots, N)$ приближались многочлены вида

$$y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \cdots + a_M x^M. \quad (10)$$

Численные эксперименты показали, что для получения многочлена, сколько-нибудь приемлемого по близости к исходным данным в широком диапазоне, придётся использовать достаточно высокие значения порядка полинома M, что нежелательно, так как затруднится пользование формулой при практических расчётах. Поэтому решено разбить интервал $0 \le K \le 4.995$ на четыре подынтервала и ограничиться значением $M = 3$ для всех подынтервалов. При этом с целью получить возможно более приемлемое приближение, эксперименты проводились для четырёх типов переменных, а именно (K, γ), (K^2, γ) (K, γ^2), (K^2, γ^2). Наилучший результат получен для типа переменных (K^2, γ), поэтому для приближения выбран многочлен

$$K^2 = a_0 + a_1\gamma + a_2\gamma^2 + a_3\gamma^3, \quad (11)$$

лежащий в основу предлагаемых эмпирических формул.

В табл. 1 приведены выбранные для расчётов подынтервалы, соответствующие коэффициенты найденных многочленов и рассчитанные значения остаточных среднеквадратических отклонений Root Mean Squared Error (RMSE).

Табл. 1. Коэффициенты и RMSE эмпирических формул вида (11).
Table 1. Coefficients and RMSE of empirical formulas of type (11).

γ	a_0	a_1	a_2	a_3	RMSE
$0.2926 \le \gamma < 0.32744$	1101.19	-8988.25	25182.1	-24041.1	0.00181
$0.32744 \le \gamma < 0.37707$	523.946	-3653.53	8736.76	-7130.70	0.00113
$0.37707 \le \gamma < 0.44891$	265.481	-1589.92	3238.42	-2241.88	0.00125
$0.44891 \le \gamma < 0.52272$	108.699	-536.258	874.464	-471.365	0.00102

Как видно из таблицы, среднеквадратическая ошибка RMSE предложенных эмпирических формул (11) относительно расчётных значений, достаточно мала.

Отметим, что при практических расчётах коэффициент вариации может принимать значения, превышающее 0.52272 или ниже 0.2926. Первый случай означает, что анализируемая выборка распределена не по Райсу, и нужно использовать другую математическую модель. Второй случай соответствует значениям больших K, рассмотренных выше.

Представляет интерес оценивание точности оценок, получаемых с помощью ЭФ, сравнивая их с ММП, генерируя выборки с различными значениями параметров ν и σ и объёма выборки N из распределения Райса.

Для выполнения численных расчётов по оцениванию параметров по ММП реализована программа, основанная на достаточно простых уравнениях, приведённых в [10]

$$\nu = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i \cdot \tilde{I}\left(\frac{2x_i\nu}{m_2 - \nu^2}\right), \quad (12)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{2}(m_2 - \nu^2), \quad (13)$$

где $\tilde{I}(z) = I_1(z)/I_0(z)$.

Сначала решается уравнение (12) относительно параметра ν методом простых итераций при достаточно малом значении относительной погрешности приближения $\varepsilon \ge 0$, затем оценивается параметр σ по формуле (13).

4. Результаты численного моделирования

Расчёты выполнены с использованием инструментов/языка: PyCharm, Python, с применением библиотек Numpy, Pandas, SciPy. Проведено дополнительное тестирование с использованием пакета “Statistica 7”, а также специального программного обеспечения, созданного научной группой НАН РА.

Моделирование проводилось путём генерации распределения Райса при различных значениях параметров ν и σ распределения. Размеры выборок выбраны достаточно большими, чтобы неизбежные случайные флюктуации выборочных характеристик по возможности не влияли на корректность выводов. Для сравнения точности оценивания параметров разными методами выполнены расчёты средних $(\hat{\nu}, \hat{\sigma})$ и среднеквадратических значений (s) по 100 выборкам в каждом случае.

Результаты расчётов представлены в табл. 2, в которой показаны оценки, полученные упомянутым выше методом ММП и разработанными эмпирическими формулами.

Табл. 2. Результаты оценивания параметров методом ММП и эмпирическими формулами.
Table 2. Results of parameter estimation by MLM and empirical formulas.

n	ν	σ	ММП				ЭФ			
			$\hat{\nu}$	s	$\hat{\sigma}$	s	$\hat{\nu}$	s	$\hat{\sigma}$	s
1000	1.0	0.5	0.99840	0.0200	0.50061	0.0142	0.99859	0.0198	0.50042	0.0142
	1.2	0.8	1.20420	0.0368	0.79829	0.0275	1.20394	0.0378	0.79845	0.0279
	1.5	0.5	1.49764	0.0156	0.50053	0.0110	1.49776	0.0157	0.50035	0.0111
	1.5	1.0	1.5005	0.0527	0.99638	0.0364	1.5008	0.0518	0.99621	0.0355
	2.0	1.0	1.99706	0.0359	1.00330	0.0270	1.99718	0.0357	1.00319	0.0268
5000	1.0	0.5	1.00130	0.0083	0.49895	0.0059	1.00128	0.0082	0.49896	0.0059
	1.2	0.8	1.19818	0.0193	0.79993	0.0130	1.19819	0.0194	0.79992	0.0130
	1.5	0.5	1.50169	0.0078	0.49984	0.0052	1.50180	0.0078	0.49966	0.0052
	1.5	1.0	1.5002	0.0209	0.99908	0.0146	1.50071	0.0209	0.99869	0.0149
	2.0	1.0	1.99828	0.0191	1.00182	0.0113	1.99828	0.0191	1.00182	0.0114
10000	1.0	0.5	1.00037	0.0064	0.50042	0.0048	1.00040	0.0064	0.50040	0.0048
	1.2	0.8	1.20080	0.0130	0.80004	0.0084	1.20089	0.0130	0.79997	0.0084
	1.5	0.5	1.50082	0.0056	0.49987	0.0041	1.50093	0.0056	0.49970	0.0042
	1.5	1.0	1.49633	0.0180	1.00213	0.0109	1.49646	0.0181	1.00204	0.0111
	2.0	1.0	1.99713	0.0125	1.00079	0.0086	1.99712	0.0125	1.00080	0.0086

Близость оценок параметров от значений, использованных при генерации выборок с распределением Райса, достаточно очевидна. Легко заметить также близость оценок, полученных методами ММП и ЭФ. Однако нами проведена также проверка статистических гипотез о равенстве указанных величин, примеры которых приведены ниже.

Пример 1. Рассмотрим данные табл. 2, расположенные в первой строке. Проверим гипотезу $H_0\colon \hat{\nu} = 1$ против альтернативы $H_1\colon \hat{\nu} \ne 1$ по данным MLE. Для этого применим статистику

$$\mathrm{T}(\bar{X}) = (\bar{X} - \nu)\sqrt{N}\,/\mathrm{s},$$

которая асимптотически распределена по закону Стьюдента $t(N-1)$. Поскольку $\mathrm{T}(\bar{X}) = -2.5298$, а $t_\alpha = -2.581$, гипотеза $H_0\colon \hat{\nu} = 1$ принимается на уровне $\alpha = 0.01$. Анализ по данным ЭФ приводит к аналогичным результатам: $\mathrm{T}(\bar{X}) = -2.2519$, гипотеза $H_0\colon \hat{\nu} = 1$ принимается на уровне $\alpha = 0.01$. Гипотеза H_0 по оценкам $\hat{\sigma}$ принимается на уровне $\alpha = 0.05$.

Пример 2. Проверим гипотезу о близости результатов оценивания параметров ν и σ двумя рассматриваемыми методами ММП и ЭФ. Для этого проверим гипотезу H_0 о равенстве генеральных средних оценок параметра ν двумя методами против альтернативы H_1 об их различии. В этом случае применяем статистику

$$T(X,Y) = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{(N-1)s^2(X) + (M-1)s^2(Y)}}\sqrt{\frac{NM(N+M-2)}{N+M}},$$

где X, Y символизируют методы ММП и ЭФ соответственно. Нулевая гипотеза принимается, если $T(X,Y) \leq t_\alpha(N+M-2)$. В рассматриваемом примере $M=N=100$. Для параметров ν и σ по данным первой строчки табл. 2 получаем $T(X,Y)=-0.0675$ и $T(X,Y)=0.0946$ соответственно, поэтому нулевая гипотеза принимается, поскольку $t_\alpha(198)=1.962$ при $\alpha=0.05$.

Аналогичные результаты получаются и для остальных строчек табл. 2, что свидетельствует о высокой точности и конкурентоспособности разработанных эмпирических формул. Важным достоинством также является простота их применения относительно процедуры ММП.

В заключение сделаем некоторые примечания относительно практического применения предложенных процедур. Как отмечалось выше, при работе с реальными данными могут возникнуть ситуации, когда те или формулы, участвующие в процедуре, не являются корректными. Подобные ситуации возникают всегда, когда выборочные данные не соответствуют принятой математической модели. В нашем случае существуют признаки, свидетельствующие о подобном явлении. Так, при достаточно слабом отношении сигнал/шум коэффициент вариации может превысить значение 0.522723 (см. табл. 1). В таких случаях процедура неприменима и рекомендуется задачу решать, применяя другие математические модели. В другом случае коэффициент вариации может принимать значение $\gamma < 0.2926$. В этом случае имеем $\xi \geq 3$, что означает, что, как отмечалось выше, распределение Райса приближается к нормальному распределению, поэтому оценивание параметров можно проводить в рамках нормальной модели.

5. Заключение

Статья посвящена разработке эмпирических формул оценивания параметров распределения Райса по выборочным данным. Эмпирические формулы находятся в виде многочлена третьей степени от коэффициента вариации выборки. Процедура оценивания реализуется в два этапа: сначала оцениваются параметры формы и масштаба распределения, затем по ним определяются исходные параметры распределения Райса. Путём моделирования зависимости коэффициента вариации от параметра формы распределения, получены последовательности пар чисел, по которым экспериментально отыскивались эмпирические формулы оценивания, связывающие параметр формы с коэффициентом вариации выборки. Предложено ограничиваться областью изменения параметра формы неравенством $0 \leq K \leq 4.995$, разбивая её на четыре подынтервала и выполняя аппроксимацию многочленами третьей степени. В случае $K > 4.995$ получена специальная приближённая формула.

Предложенные методология и полученные результаты следует рассматривать как компромисс между точностью эмпирических формул оценивания и простотой их применения.

Список литературы / References

[1]. Rice S.O. Mathematical Analysis of Random Noise. Bell Syst. Tech. Journal, 1945, vol. 24, pp. 46-156. DOI: 10.1002/j.1538-7305.1945.tb00453.x.

[2]. Den Dekker A.J, Sijbers J. Data distributions in magnetic resonance images: A review. Physica Medica: European Journal of Medical Physics, 30 (7), 2014, pp. 723-741.

[3]. Yakovleva T.V. Review of MRI processing techniques and elaboration of a new two-parametric method of moments. Computer Research and Modeling, 6(2), 2014, pp. 231-244. DOI: 10.20537/2076-7633-2014-6-2-231-244.

[4]. Martínez-Graullera O., Yagüe-Jiménez V., Romero M.P. and Ibáñez Rodríguez A. Improving ultrasonic medical image quality by attenuation of the secondary lobes. IEEE International Ultrasonics Symposium (IUS). Glasgow, UK. 2019, pp. 1286-1289. DOI:10.1109/ULTSYM.2019.8926260.

[5]. Yakovleva T.V. Theoretical substantiation of the mathematical techniques for joint signal and noise estimation at rician data analysis. Computer Research and Modeling, 8(3), 2016, pp. 445-473. DOI: 10.20537/2076-7633-2016-8-3-445-473.

[6]. Asatryan D.G. Renewed empirical formulas for estimating Weibull distribution parameters. Computer Optics, 49(1), 2025, pp. 121-124. DOI: 10.18287/2412-6179-CO-1475.

[7]. Vega-Zuñiga S., Rueda-Bayona JG and Ospino-Castro A. Evaluation of Eleven Numerical Methods for Determining Weibull Parameters for Wind Energy Generation in the Caribbean Region of Colombia. Mathematical Modelling of Engineering Problems, 9(1), 2022, pp. 194-199.

[8]. Nicolas J., Tupin F. A new parametrization for the Rician distribution. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 17(11), 2020, pp. 2011, 2015. DOI: 10.1109/LGRS.2019.2957240.

[9]. Andreasyan Liana. Comparative Analysis of Methods for Estimation of Rice Distribution Parameters. WSEAS Transactions on Signal processing, 21, 2025, pp. 59-65. DOI: 10.37394/232014.2025.21.8.

[10]. Yakovleva T. V. Peculiarities of the Rice Statistical Distribution: Mathematical Substantiation. Applied and Computational Mathematics, Science Publishing Group, 7(4), 2018, pp. 188-196. DOI: 10.11648/j.acm.20180704.12.

Информация об авторах / Information about authors

Давид АСАТРЯН – доктор технических наук, профессор, заведующий лабораторией цифровой обработки сигналов и изображений Института проблем информатики и автоматизации НАН РА с 2002 года. Сфера научных интересов: цифровая обработка сигналов и изображений, статистические методы анализа данных, распределение Вейбулла, методы оценки параметров распределений.

David ASATRYAN – Dr. Sci. (Tech.), Prof., Head of the Laboratory of digital signal and image processing of the Institute for Informatics and Automation Problems of NAS RA since 2002. Research interests: digital signal and image processing, statistical methods of data analysis, Weibull distribution, methods for estimating distribution parameters.

Лиана АНДРЕАСЯН – кандидат технических наук, доцент Института информационных и телекоммуникационных технологий и электроники Национального политехнического университета Армении. Сфера научных интересов: статистическая обработка сигналов, распределение Райса, методы оценки параметров распределений, обработка изображений в медицине.

Liana ANDREASYAN – Cand. Sci. (Tech.), associate professor at the Institute of Information and Telecommunication Technologies and Electronics of the National Polytechnic University of Armenia. Research interests: statistical signal processing, Rice distribution, methods for estimating distribution parameters, medical image processing.

Григор САЖУМЯН – научный сотрудник лаборатории цифровой обработки сигналов и изображений Института проблем информатики и автоматизации НАН РА. Сфера научных интересов: цифровая обработка изображений, статистические распределения, методы машинного обучения в анализе изображений.

Grigor SAZHUMYAN – Researcher at the Laboratory of Digital Signal and Image Processing of the Institute for Informatics and Automation Problems of NAS RA. Research interests: digital image processing, statistical distributions, machine learning methods in image analysis.