

12. Кондратьев С.И. Математическая модель движения судна с пятью степенями свободы, идентифицирующая гидродинамические силы на его корпусе [Текст] / С.И. Кондратьев // Известия высших учебных заведений. Северо-Кавказский регион. Серия: Естественные науки. – 2003. – № 5. – С. 34-38.

References

1. Antonov, V.A. Teoreticheskie voprosy upravleniya sudnom: uchebnoe posobie / V. A. Antonov, M. N. Pis'menny. – 2-e izd., pererab. i dop. – Vladivostok: MGU im. adm. G. I. Nevel'skogo, 2007. – 78 s
2. Lukomskiy, Yu.A. Navigatsiya i upravlenie dvizheniem sudov: uchebnyk / Yu.A. Lukomskiy, V.G. Peshekhonov, D.A. Skhorokhodov. – SPb.: Elmor, 2002. – 360 s.
3. Rukovodstvo po opredeleniyu manevrennykhk harakteristik sudov: utv. Rossiyskim morskim registrom sudokhodstva 31.01.05. – M.: Morskoy Registr, 2005. – 16 s.
4. Chertkov A. A. Informatsionnye tekhnologii i avtomatizatsiya na transporte / A. A. Chertkov, D. A. Zagredinov, Yu. B. Mikhaylov // Vestnik Gosudarstvennogo universiteta morskogo i rechnogo flota imeni admirala S. O. Makarova. — 2016. — № 6 (40). — S. 221–227
5. Dvoret'skiy, C.I. Ponyatie «modeli» Klassifikatsiya matematicheskikh modeley [Elektronnyy resurs] / S.I. Dvoret'skiy. – Rezhim dostupa: <http://tstu-isman.tstu.ru/pdf/lecture4.pdf>, svobodnyy.
6. Yudin, Yu.I. Ispol'zovanie identifikatsionnykh matematicheskikh modeley sudna dlya obespecheniya bezopasnosti sudovozhdeniya / Yu.I. Yudin, A.G. Stepakhno, A.N. Gololobov // Vestnik Murmanskogo gos. tekhn. un-ta. – 2009. – T. 12. – №1. – S.10–12.
7. Studenikin, D.E. Prognozirovaniye parametrov dvizheniya sudna na osnove nechetkoy logiki [Tekst]: dissertatsiya kand. tekhn. nauk: 05.22.19: zashchishchena 30.03.12: utv. 15.07.12 / Studenikin Dmitry Evgen'evich. – Novorossiysk, 2012. – 150 s.
8. Spravochnik po teorii korablya: v 3 t. – T. 3. Upravlyayemost' vodoizmeshchayushchikh sudov / pod red. Ya.I. Voytkunskogo – L.: Sudostroenie, 1985.
9. Krylov A.N. Izbrannyye trudy. Obshchaya teoriya kachki korablya na volnenii. – M.: ANSSSR: Klassiki nauki, 1958.
10. Deryabin V.V. Model' schisleniya puti sudna v usloviyakh vozdeystviya vneshnikh faktorov // Ekspluatatsiya morskogo transporta. – 2011. № 1 (63). S. 33-39.
11. SP 38.13330.2012 Nagruzki i vozdeystviya na gidrotekhnicheskie sooruzheniya (Volnovye, ledovye i ot sudov). Aktualizirovannaya redaktsiya SNIIP 2.06.04. – 82*
12. Kondrat'ev S.I. Matematicheskaya model' dvizheniya sudna s pyat'yu stepenyami svo-body, identifikatsionnykh gidrodinamicheskikh sil na ego korpus [Tekst] / S.I. Kondrat'ev // Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Severo-Kavkazskiy region. Seriya: Estestvennyye nauki. 2003. № 5. S. 34-38.

УДК 656.61

DOI: 10.34046/aumsuomt95/9

РЕПРЕЗЕНТАТИВНОСТЬ РЕЗУЛЬТАТОВ ЭКСПЕРИМЕНТА С СИСТЕМОЙ ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНОЙ ПОДДЕРЖКИ СУДОВОДИТЕЛЯ

Е.В. Хекерт, доктор технических наук, профессор

А.Н. Попов, кандидат технических наук, доцент

Л.Н. Юсупов, кандидат технических наук, доцент

В статье представлен анализ результатов эксперимента по использованию системы дополненной реальности в судовождении на примере оценки частоты обновления кадра при задержке сигнала в 50 мс. В программном продукте Statistica проведён анализ накопленных данных, составляющих генеральную совокупность статистической базы по исследованному параметру. Построены гистограмма и квантиль-зависимость теоретического и наблюдаемого распределений. Расчётным путём по критерию согласия Пирсона получено подтверждение гипотезы о нормальном распределении экспериментальных данных и их репрезентативности. Проведён расчёт математического ожидания оценок экспертов. Сделан вывод о том, что показатель Херста может быть использован судоводителем для оценки качества восприятия информации.

Ключевые слова: генеральная совокупность, статистические гипотезы, гистограмма, квантиль-зависимость, критерий Пирсона, математическое ожидание, показатель Херста.

The article presents an analysis of the results of an experiment on using the augmented reality system in navigation using the example of estimating the frame refresh rate with a signal delay of 50 ms. In the Statistica software product, the analysis of the accumulated data constituting the general population of the statistical base for the studied parameter is carried out. A histogram and a quantile dependence of the theoretical and observed distributions are constructed. By calculation using the Pearson agreement criterion, the hypothesis of the normal distribution of experimental data and their representativeness is confirmed. The calculation of the mathematical expectation of expert estimates is carried out. It is concluded that the Hurst indicator can be used by the navigator to assess the quality of perception of information.

Key words: population, statistical hypotheses, histogram, quantile dependence, Pearson's criterion, mathematical expectation, Hurst exponent.

В ходе исследования технических средств интеллектуальной поддержки решений судоводителя были опрошены эксперты-судоводители и получено по каждому параметру системы с дополненной реальностью в общей сложности более 4300 тысяч экспериментальных данных, составляющих генеральную совокупность статистиче-

ской базы. Дальнейшие исследования этой совокупности значений каждого параметра относительно её репрезентативности проводились с использованием специализированного приложения Statistica. Все данные помещены в колонку 1 «Norm 4320» и для повышения достоверности перемешаны в случайном порядке. Фрагмент колонки показан на рисунке 1.

	1 Norm 4320	2 var 2	3 Var3	4 Var4	5 Var5
1	4				
2	3				
3	4				
4	2				
5	3				
6	2				
7	3				
8	3				
9	2				
10	2				
11	3				
12	3				

Рисунок 1 – Фрагмент генеральной совокупности данных измерений

На основе анализа исходных 4320 экспериментальных оценок следует вынести решение о количественной оценке измеряемого параметра и его достоверности. С этой целью на первом этапе обработки накопленных данных следует выяснить закон их распределения. Как писалось ранее, и проведённый расчёт показали, что корреляционная связь между экспериментальными данными, полученными разными экспертами, отсутствует, а сами частные измерения распределены, вероятнее всего, по нормальному закону [1]. Поэтому выдвигается гипотеза, что генеральная совокупность из 4320 оценок всех экспертов так же

распределена по нормальному закону [4, 5, 6].

Как известно, существует несколько возможностей проверки статистических гипотез [2, 3, 6]. Наиболее простые и наглядные – это графические средства. Простейшим из них является построение гистограммы распределения анализируемых данных и наложение на неё гипотетического закона распределения, в данном случае – нормального. Реализация подобной проверки проведена в программе Statistica, а графическое представление результата проверки приведено на рисунке 2.

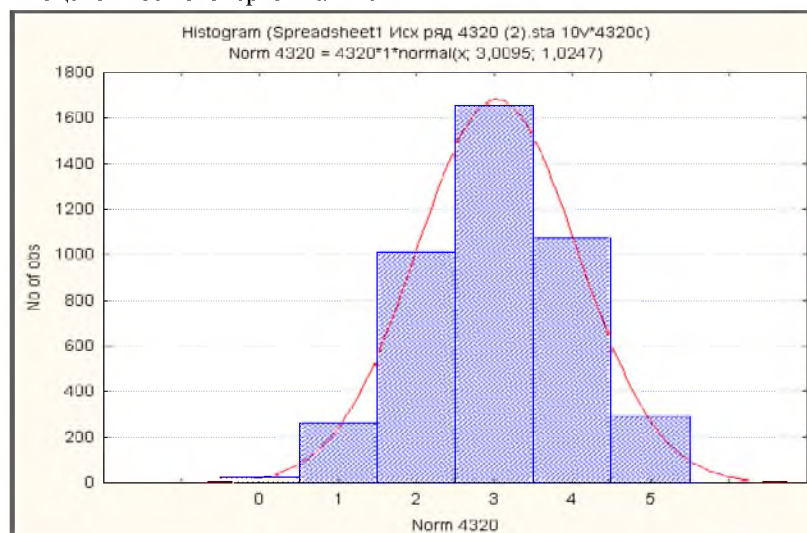


Рисунок 2 – Гистограмма исходных данных

Как видно, распределение оценок очень близко к нормальному закону распределения, наложенному на столбцы гистограммы.

В качестве априорной оценки часто используют графическое сравнение значений квантиля исследуемого распределения и квантиля

предполагаемого, в данной задаче – стандартного нормального распределения. Если обе зависимости аналогичны, то их корреляция носит линейный характер. На рисунке 3. представлен график квантиль-квантиль зависимости.

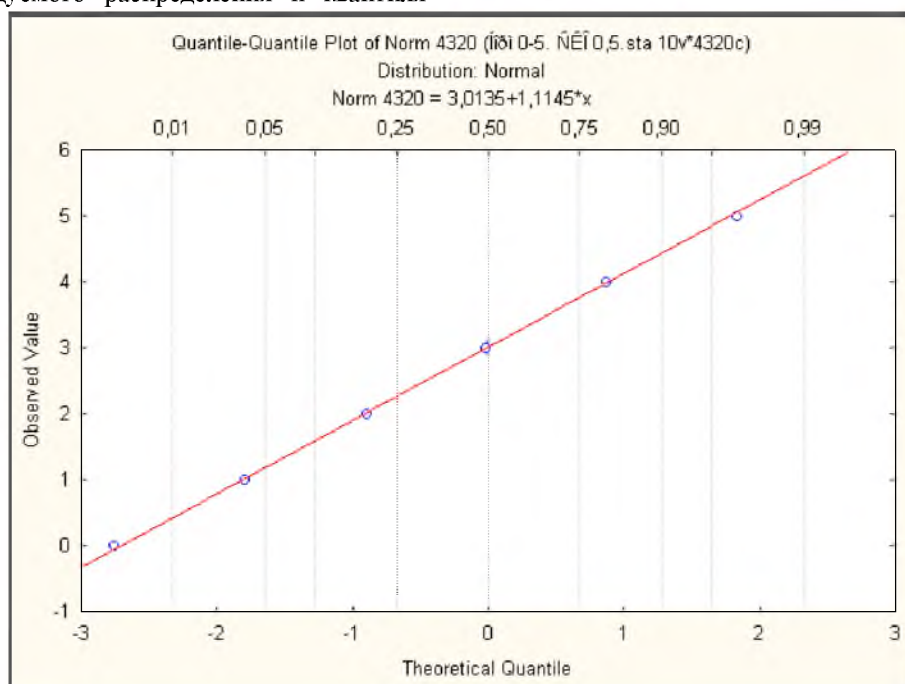


Рисунок 3 – Квантиль-зависимость теоретического и наблюдаемого распределений

Анализ графика показывает, что экспериментальная и теоретическая совокупности данных однозначно и линейно зависимы. Это позволяет сделать вывод, что экспериментальные данные с большой вероятностью распределены так же, как и теоретические, т.е. по нормальному закону. Таким образом, обе графические оценки, приведённые на рисунках 2 и 3, подтверждают гипотезу о нормальном распределении экспертных оценок.

Понятно, что визуальные методы наглядны, чем и удобны в применении, но они не несут в себе количественной, строгой оценки. Поэтому целесообразно провести количественную оценку гипотезы о нормальном распределении экспериментальных данных. Поскольку речь идёт о виде закона распределения и его проверка осуществляется статистическими методами, то гипотеза относится к классу *статистических*. Кроме того, гипотеза является *основной* или, другими словами, *нулевой* (противоположность ей – конкурирующая или альтернативная гипотеза) и простой, так как содержит только одно предположение. В ходе проверки формируются только *вероятностные* оценки параметров, на основании которых и выносятся решения. Поэтому в итоге могут быть допущены ошибки двух родов: *ошибка*

первого рода, когда отвергается верная гипотеза и *ошибка второго рода*, если принимается неправильная гипотеза.

Ответ о верности предположения о нормальном законе распределения статистических данных с тем или иным *уровнем значимости* выдвигаемой гипотезы могут дать, так называемые, *критерии согласия*. Для проверки гипотезы могут, в общем случае, рассчитываться или отдельные, определяющие параметры распределения, или строится теоретическая функция распределения предполагаемого вида. Следующим этапом является сравнение параметров или характеристик, полученных на основе экспериментальных данных, с некоторыми критическими параметрами, определёнными теоретически. Подобная процедура проверки гипотезы составляет суть критерия согласия эмпирического распределения и выдвигаемой гипотезы. Повторим, что согласие определяется с заданным уровнем значимости и является лишь *вероятностной* оценкой.

Существуют несколько критериев для оценки гипотез о распределении данных: критерий Колмогорова, критерий Колмогорова-Смирнова, критерий Шапиро-Уилка, поправки Лиллиефорса, критерий Пирсона «хи-квадрат». Наиболее

удобным и строгим, на наш взгляд, является использование критерия Пирсона, поскольку анализируемая база данных удовлетворяет статистическим требованиям, выдвигаемым этим критерием.

Критерий согласия Пирсона. В соответствии с критерием Пирсона для проверки нулевой гипотезы используют специально подобранную случайную величину, распределение которой заведомо известно, а.и. распределение χ^2 (хи-квадрат). Эта величина является *статистическим критерием* проверки гипотезы. Критерий согласия предполагает сравнение эмпирических частот выборки n_i и рассчитанных частот n'_i в предположении нормального распределения. Критерием проверки служит наблюдаемое значение критерия, рассчитываемое по формуле:

$$\chi^2_{\text{набл}} = \sum_{i=1}^{N_u} \left(n_i - n'_i \right)^2 / n'_i, \quad (1)$$

где N_u – количество интервалов в выборке. Распределение функции (1) независимо от распределения совокупности анализируемых данных стремится к известному закону распределения χ^2 с k степенями свободы. Число степеней свободы в общем случае рассчитывается по формуле:

$$k = N_u - 1 - r, \quad (2)$$

где r – число параметров, определяющих предполагаемое распределение. Нормальное распределение определяется двумя параметрами: математическим ожиданием и среднеквадратическим отклонением, поэтому в задаче проверки гипотезы распределения навигационных данных число $r=2$; тогда

$$k = N_u - 3. \quad (3)$$

Проверка гипотезы предполагает вычисление по данным выборки частных значений входящих в критерий параметров. Результатом расчёта является *частное (наблюдаемое) значение критерия* (1), представляющего собой одномерную случайную величину. Это значение принадлежит одному из двух непересекающихся подмножеств значений критерия. Одно подмножество содержит значения критерия, подтверждающего вы-

двинутую гипотезу, а другое – нет. Поэтому первое подмножество называют *областью допустимых значений* критерия или *областью принятия решения*, а второе, отвергающее нулевую гипотезу, – *критической областью*. Отмеченные области разделяет *критическая точка* $k_{кр}$, называемая *границей*. Критическая область формируется исходя из выбранного по функциональному назначению устройства допустимого значения вероятности попадания в эту область наблюдаемого значения критерия. Поэтому критерий согласия устанавливает справедливость выдвинутой гипотезы с определённым уровнем значимости. По заданному уровню значимости α и числа степеней свободы k выбирается соответствующая этим двум параметрам критическая точка распределения хи-квадрат, т.е. $\chi^2_{кр}$. Тогда если

$$\chi^2_{\text{набл}} < \chi^2_{кр}, \quad (4)$$

то нулевая гипотеза принимается, а если

$$\chi^2_{\text{набл}} > \chi^2_{кр}, \quad (5)$$

то нулевая гипотеза отвергается. Другими словами, если наблюдаемое значение критерия принадлежит области допустимых значений, то гипотезу принимают, а если критической области, то отвергают. В этом состоит *основной принцип проверки статистической гипотезы*.

Проверка гипотезы о нормальном распределении. В программном пакете Statistica имеется встроенный алгоритм проверки гипотезы о нормальном распределении по критерию «хи-квадрат». Для того чтобы использовать этот критерий, необходимо зайти во вкладку Distributions Fitting на панели инструментов и далее выбирается вариант Continuous distributions. Во вкладке Parameters устанавливается количество интервалов разбиения данных в соответствии с реальными значениями экспертных оценок с центрами, соответствующими реальным значениями экспертных оценок: 0.5-1.5, 1.5-2.5, 2.5-3.5, 3.5-4.5, 4.5-5.5. Включая расчёт (Summary), получаем таблицу с наблюдаемыми частотами, накопленными частотами, наблюдаемыми частотами в процентах, накопленными частотами в процентах, теоретические частоты и т.д. (рисунок 4).

Variable: Norm 4320, Distribution: Normal (Spreadsheet1 Исх ряд 4320 (2).sta) Chi-Square = 4,74708, df = 3, p = 0,19128									
Upper Boundary	Observed Frequency	Cumulative Observed	Percent Observed	Cumul. % Observed	Expected Frequency	Cumulative Expected	Percent Expected	Cumul. % Expected	Observed-Expected
<= 0,50000	25	25	0,57870	0,5787	30,934	30,934	0,71606	0,7161	-5,9338
1,50000	264	289	6,11111	6,6898	272,991	303,925	6,31924	7,0353	-8,9910
2,50000	1013	1302	23,44907	30,1389	1033,172	1337,097	23,91602	30,9513	-20,1722
3,50000	1653	2955	38,26389	68,4028	1617,464	2954,561	37,44129	68,3926	35,5364
4,50000	1073	4028	24,83796	93,2407	1050,580	4005,141	24,31898	92,7116	22,4201
< Infinity	292	4320	6,75926	100,0000	314,859	4320,000	7,28841	100,0000	-22,8594

Рисунок 4 – Расчетные оценки параметров по критерию согласия Пирсона

В последнем столбце приведены отклонения наблюдаемых и теоретических частот. Это и есть суть статистики «хи-квадрат»: проверяется, насколько сильны эти отклонения. Конкретное значение статистики «хи-квадрат» приведено в шапке таблицы и составляет 4,74708. Там же указано число степеней свободы $df=3$ и значение p (p -value), которое равно 0,19128. Если p меньше, чем уровень значимости 0,05, то гипотеза отклоняется, если больше, чем 0,05 – принимается. Как видно, число $p = 0,19128 > 0,05$ и поэтому принимается гипотеза о нормальном распределении экспериментальных оценок с вероятностью $1-0,05=0,95$.

Поскольку важно не ошибиться и принять правильное решение, в ходе работы проведён расчёт критического значения «хи-квадрат» и проведено сравнение выборочного значения статистики с критическим. Для этого используется вероятностный калькулятор программы Statistics и среди различных вариантов распределений выбирается «хи-квадрат». Для проверки гипотезы на уровне значимости $\alpha = 0,05$, указывается значение вероятности $1 - \alpha$, то есть 0,95, а число степеней свободы df должно быть точно таким же, как в таблице на рис. 4, т.е. $df=3$. Нажатием клавиши «Подсчёт», проводим вычисление и получаем результат: критическое значение, при котором допускается гипотеза о нормальном распределении равно 7,814728 (рисунок 5).

Сравнивая результаты вычислений на рисунках 4 и 5, видно, что значение «хи-квадрат» на рисунке 4 равно 4,74708, что меньше, чем критическое значение на рисунке 5, т.е. $4,74708 < 7,814728$. Это сравнение подтверждает, что нет оснований отклонить нулевую гипотезу, и

поэтому подтверждается гипотеза о том, что оценки экспертов имеют нормальный закон распределения. Если это так, то можно получить математическое ожидание исследуемого параметра всеми экспертами. Напомним, что речь идёт об оценке частоты обновления кадра при задержке сигнала в 50 мс (табл. 1, 3 балла).

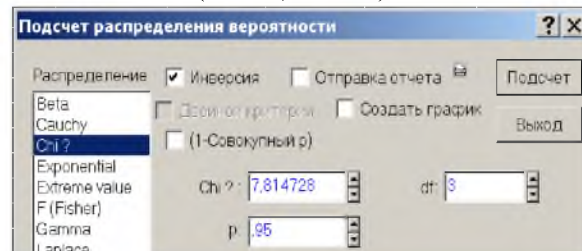


Рисунок 5 – Критическое значение «хи-квадрат»

Таблица 1 – Оценки экспертов

Характеристика	Задержка				
	50 мс	25 мс	15 мс	10 мс	5 мс
Частота обновления кадра, баллы	3				
Скорость движения, баллы					
Плавность движения, баллы					
Полоса пропускания, кбит/с					

Величину математического ожидания можно получить несколькими способами. Например, из анализа гистограммы на рисунке 2 видно, что данные сосредоточены у значения оцениваемого параметра под цифрой «3». Кроме того, в программе Statistica величина математического ожидания рассчитывается при анализе всех 4320 результатов в «Descriptive statistics» (рисунок 6).

Параметры распределения после расчёта выводятся в виде таблицы (рисунок 7).

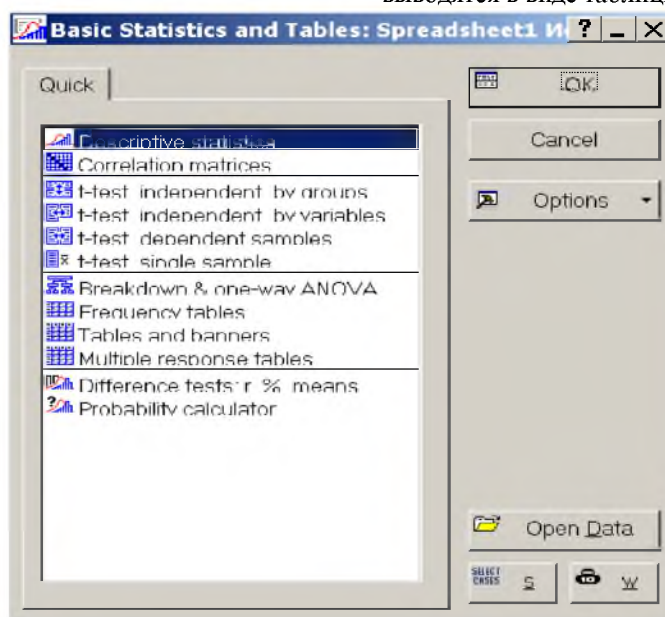


Рисунок 6 – Описательная статистика

Variable	Descriptive Statistics (Spreadsheet1 Исх ряд 4320)			
	Median	Mode	Frequency of Mode	
Norm 4320	3,000000	3,000000	1653	

Рисунок 7 – Параметры распределения

Необходимо отметить, что в данном случае интересует только математическое ожидание, поэтому в программе были сделаны соответствующие установки. Видно, что математическое ожидание оцениваемого параметра – частоты обновления кадра – при задержке в 50 мс составляет в измерениях экспертов 3 балла (таблица 1).

Таким образом, проведя необходимое количество экспериментов и используя аппараты

Таблица 2 – Экспериментальные и расчётные параметры

Характеристика	Задержка				
	50 мс	25 мс	15 мс	10 мс	5 мс
Частота обновления кадра, баллы	3	4	5	5	5
Скорость движения, баллы	1	3	4	4	5
Плавность движения, баллы	4	5	5	5	5
Полоса пропускания, кбит/с	6-8	11-13	15-17	18-22	23-26
Коэффициент Херста	0,461	0,524	0,560	0,604	0,608

Вывод: субъективная оценка экспертов показала, что задержки в 5 мс не оказывают негативного влияния на качество восприятия информации (данных) в среде дополненной реальности. При задержке пакетов на 10-15 мс ухудшается восприятие скорости движения объекта, при больших задержках начинает уменьшаться частота обновления кадра. Для каждой величины задержки были измерены пропускная способность и показатель Херста. Из таблицы 2 видно, что максимальный показатель Херста соответствует наилучшей оценке качества восприятия. Это означает, что трафик самоподобен и увеличение задержки, а, следовательно, и падения качества восприятия, не произойдет с такой же вероятностью, насколько коэффициент Херста стремится к единице. Опираясь на результаты эксперимента, приведенные в таблице 2, можно заключить, что судоводитель может воспринимать информацию с задержкой до 0,5 мс. Поэтому показатель Херста целесообразно использовать для оценки качества восприятия при задержках сигнала.

Литература

1. Попов А.Н. Формирование информационного стандарта на примере дополненной реальности // Эксплуатация морского транспорта. – 2020. – №1 (94). – С. 49-58.
2. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. 4-е изд., стереотип. – М.: Наука, Физматгиз, 1969. – 576 с.

подготовки к измерениям [1] и обработке полученных данных в соответствии с описанной методикой, получены все математические ожидания оцениваемых параметров, необходимых для расчёта соответствующих коэффициентов Херста. Итоговая таблица экспериментальных и расчётных параметров приведена ниже.

3. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. 9-е изд., стереотип. – М.: Высшая школа, 2003. – 480 с.
4. Popov A.N. E-Navigation mixed reality interface / E.V. Khekert, A.I. Kondratiev, D.E. Studenikin // 20th Annual General Assembly (AGA) of the International Association of Maritime Universities (IAMU), 1-2 November, Tokyo, Japan, 2019. – P. 40-41.
5. Popov A.N. Creating a crewless ship in the framework of the technological paradigm of the Russian Federation / V.V. Zaslonov, A.A. Golovina // ISCI 2019 Conference proceedings, Industry competitiveness digitalization, management and integration, Volume 1, 2020. – P. 468-474.
6. Юсупов Л.Н. Эксплуатационные возможности морских автоматизированных информационно-идентификационных систем, включающих спутниковые подсистемы высокоточного местоопределения (на примере Азово-Черноморского бассейна): диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. Специальность 05.12.13 – Системы, сети и устройства телекоммуникаций.
7. Кондратьев А.И. О необходимости внедрения беспилотных судов в торговый флот России [Текст] / А.И. Кондратьев, О.А. Худяков, А.Н. Попов // Транспортное дело России. – 2016. – № 6. – С. 138-140.

REFERENCES

1. Popov A.N. Formirovanie informacionnogo standarta na primere dopolnennoy realnosti. Eksploataciya morskogo transporta. RIO FGBOU VO

- “GMU im. adm. F.F. Ushakova”. №1(94), 2020 – S. 49-58.
2. Venttsel' E.S. Teoriya veroyatnostey. 4-e izd., stereotip. - M.: Nauka, Fizmatgiz, 1969. – 576 s.
3. Gmurman V.E. Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika. 9-e izd., stereotip. – M.: Vysshaya shkola, 2003. – 480 s.
4. Popov A.N. E-Navigation mixed reality interface / E.V. Khekert, A.I. Kondratiev, D.E. Studenikin // 20 th Annual General Assembly (AGA) of the International Association of Maritime Universities (IAMU), 1-2 November, Tokyo, Japan, 2019. – P. 40-41.
5. Popov A.N. Creating a crewless ship in the framework of the technological paradigm of the Russian Federation / V.V. ZaslonoV, A.A. Golovina // ISCI 2019 Conference proceedings, Industry competitiveness digitalization, management and integration, Volume 1, 2020. – P. 468-474.
6. Yusupov L.N. Ekspluatatsionnye vozmozhnosti morskikh avtomatizirovannykh informacionno-identifikatsionnykh system, vkhlyuchayushih sputnikovye podsistemy vyisokotochnogo mestoopredeleniya (na primere Azovo-Chernomorskogo basseyina). Dissertatsiya na soiskanie uchenoyi stepeni kandidata tehnikeskikh nauk. Spetsialnost 05.12.13. – Sistemy, seti i ustroystva telekommunikatsiy.
7. Kondrat'ev A.I. O neobkhodimosti vnedreniya bespilotnykh sudov v tovgovyj flot Rossii [Tekst] / A.I. Kondrat'ev, O.A. Hudyakov, A.N. Popov // Transportnoe delo Rossii.– 2016.– № 6.– S. 138-140.