

Раздел IV. Моделирование процессов и систем

УДК 681.3:519.2

DOI 10.18522/2311-3103-2021-3-164-172

А.И. Приходченко

ВЫБОР СТАТИСТИЧЕСКИ ОПТИМАЛЬНОГО КРИТЕРИЯ СОГЛАСИЯ РАВНОМЕРНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДЛЯ РАНГОВОЙ ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Цель работы – выбор статистически оптимального алгоритма принятия решения о наличии или отсутствии сигнала для ранговой обработки сигнала при решении задачи обнаружения в условиях априорной неопределенности. Задачи исследования: 1) анализ алгоритма принятия решения, приведенного в открытых источниках для ранговых процедур; поиск его недостатков; 2) выбор и обоснование оптимального (в статистическом смысле) алгоритма принятия решения для использования в ранговой обработке сигналов; 3) проведение эксперимента по получению характеристик выбранного алгоритма принятия решения; 4) анализ полученных результатов. Предложена модель обработки сигналов на фоне действия помех в условиях априорной неопределенности. Модель состоит из рангового обнаружителя и решающего устройства, сравнивающего эмпирическое распределение рангов с теоретическим. Ранговый обнаружитель позволяет свести задачу обнаружения сигнала на фоне помех с неизвестным распределением к задаче проверки простой гипотезы относительно распределения рангов. Решающее устройство основано на использовании непараметрического критерия Согласия Ватсона, имеющего высокую мощность (вероятность не совершить ошибку второго рода – пропуск сигнала). Использование предлагаемого подхода к решению задачи обнаружения в условиях априорной неопределенности обеспечивает следующие характеристики системы: 1) использование ранговых процедур обеспечивает нечувствительность параметров системы обнаружения к изменяющимся параметрам сигналов и помех; 2) выбранный алгоритм принятия решения обеспечивает приемлемые характеристики системы в условиях существенной априорной неопределенности. Предлагаемый подход к решению задачи обнаружения может найти место во многих научных областях, где имеет место быть априорная неопределенность. Например, в радиолокации, гидролокации, связи, медицине и других областях науки и техники.

Априорная неопределенность; ранги; критерии согласия; равномерное распределение.

A.I. Prikhodchenko

SELECTION OF A STATISTICALLY OPTIMAL CRITERION FOR THE AGREEMENT OF A UNIFORM DISTRIBUTION FOR RANK SIGNAL PROCESSING UNDER CONDITIONS OF A PRIORI UNCERTAINTY

The aim of the work is to choose a statistically optimal algorithm for making a decision about the presence or absence of a signal for rank signal processing when solving the detection problem under conditions of a priori uncertainty. Research objectives: 1) analysis of the decision-making algorithm given in open sources for ranking procedures; search for its shortcomings; 2) selection and justification of the optimal (in the statistical sense) decision-making algorithm for use in rank signal processing; 3) conducting an experiment to obtain the characteristics of the selected decision-making algorithm; 4) analysis of the results obtained. A model of signal processing against the background of interference in conditions of a priori uncertainty is proposed. The model consists of a rank detector and a solver that compares the empirical distribution of ranks with the theoretical one. The rank detector allows you to reduce the problem of detecting a

signal against the background of interference with an unknown distribution to the problem of testing a simple hypothesis about the distribution of ranks. The decision device is based on the use of a nonparametric Watson Consensus criterion, which has a high power (the probability of not making a second – kind error – skipping a signal). The use of the proposed approach to solving the detection problem under conditions of a priori uncertainty provides the following characteristics of the system: 1) the use of rank procedures ensures that the parameters of the detection system are insensitive to changing parameters of signals and interference; 2) the chosen decision-making algorithm provides acceptable characteristics of the system under conditions of significant a priori uncertainty. The proposed approach to solving the detection problem can find a place in many scientific fields where there is a priori uncertainty. For example, in radar, sonar, communications, medicine and other fields of science and technology.

Prior uncertainty; ranks; goodness-of-fit criteria; uniform distribution.

Введение. Решение задачи обнаружения, различения и оценивания сигналов в условиях априорной неопределенности – довольно актуальная проблема при проектировании микроэлектронных вычислительных систем. Суть этой проблемы заключается в том, что при построения информационных систем в соответствии с классической теорией статистического синтеза, требуемого объема априорной информации о параметрах сигналов и помех, как правило нет.

Решение этой проблемы идет по нескольким направлениям [1, 11–18]: 1) адаптивное, заключающаяся в автоматической подстройке системы к изменяющимся параметрам сигнала и помехи; 2) непараметрическое, которое сводится к обеспечению нечувствительности системы к изменениям параметров сигналов и помех. Адаптация применяется, когда неизвестна небольшая совокупность параметров сигналов и помех. В целом, адаптивные алгоритмы – это те же оптимальные алгоритмы с изменяющейся структурой системы. Если же число неизвестных параметров велико, то адаптация неэффективна, и тогда применяют непараметрические методы. В связи с этим, непараметрические методы представляют наибольший интерес.

В электронных системах обнаружения сигналов стали применяться непараметрические методы в связи с проблемой стабилизации частоты ложных срабатываний обнаружителей при неконтролируемом изменении свойств помехи. Поэтому, в технической литературе методы стабилизации уровня ложных тревог с неизвестным законом распределения помех называются непараметрическими.

Непараметрические алгоритмы предполагают некоторое инвариантное преобразование S массива выборочных значений X . В результате образуется новый массив $Z = S(X)$, распределение элементов которого при отсутствии сигнала точно известно. Преобразование $S(X)$, позволяет свести задачу обнаружения сигнала на фоне помех с неизвестным распределением к задаче проверки простой гипотезы относительно распределения Z .

Синтез непараметрических обнаружителей выполняется в два этапа [1]: 1) выбирают вид инвариантного преобразования $S(X)$, 2) выбирают способ обработки преобразованных данных.

Процедура ранжирования, заключающаяся в преобразовании выборочных значений входных сигналов в последовательность целых чисел – рангов, имеет широкие инвариантные свойства. Ранги обладают множеством свойств, которые полезны на практике. Теория ранговых методов является наиболее глубоко разработанной и лучше всего подготовленной для практической реализации по сравнению с непараметрическими методами других классов.

Ранги. Рангом i -го элемента x_i массива выборочных значений X называется порядковый номер R_i этого элемента в вариационном ряду, т.е.

$$x_i = x^{(R_i)}. \quad (1)$$

Процедуру вычисления ранга можно представить в виде:

$$R_i = \sum_{k=1}^n \operatorname{sgn}(x_i - x_k). \quad (2)$$

Совокупность рангов $\{R_1, \dots, R_n\}$ всех элементов выборки $\{x_1, \dots, x_n\}$ образует некоторую перестановку целых чисел от 1 до n . Все такие перестановки равновероятны. Поэтому, независимо от конкретного закона распределения исходной выборки $\{x_1, \dots, x_n\}$ совместное распределение рангов $\{R_1, \dots, R_n\}$ является равномерным:

$$p(R_1, \dots, R_n) = \frac{1}{n!}. \quad (3)$$

Судить о наличии сигнала во входном процессе можно по изменению равномерного распределения рангов.

После того как выбран вид преобразования входных данных, необходимо определиться в выборе вида тестовой статистики $U(Z)$ относительно преобразованных значений $Z = S(X)$.

Данная задача ближе к классической постановке, чем исходная, так как в результате преобразования $S(X)$ испытуемая непараметрическая гипотеза относительно массива X преобразуется в простую гипотезу относительно известного распределения массива Z . Однако альтернативная гипотеза при этом остается непараметрической, т.е. при наличии сигнала вид распределения Z неизвестен. Поэтому оптимальных (в классическом смысле) статистик $U(Z)$, обеспечивающих наилучшее качество обнаружения для всего множества альтернативных распределений, обычно не существует.

Допустим имеются отсчеты входной выборки $X: \{x_1, \dots, x_n\}$, и имеются некоторые дополнительные отсчеты $Y: \{y_1, \dots, y_m\}$, соответствующие чистой помехе. Тогда распределение помехи можно оценить по этой опорной выборке. В результате имеем алгоритм оценивания распределения помехи

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^m \operatorname{sgn}(x - y_k). \quad (4)$$

Выражение для определения рангов примет вид:

$$R_i = \sum_{k=1}^m \operatorname{sgn}(x_i - y_k). \quad (5)$$

При таком определении рангов любое изменение распределения выборки X по сравнению с выборкой Y приводит к нарушению равномерного закона распределения рангов. В данном случае это является признаком наличия сигнала. Алгоритм (5) называют алгоритмом ранжирования по общей опорной выборке в отличие от алгоритма (2), который называют алгоритмом ранжирования без опорной выборки.

В литературе часто используют определение ранга, представляющее собой сумму выражений (2) и (5):

$$R_i = \sum_{l=1}^n \operatorname{sgn}(x_i - x_l) + \sum_{k=1}^m \operatorname{sgn}(x_i - y_k), \quad (6)$$

которое называют алгоритмом ранжирования составной выборки $\{x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_m\}$. Его достоинство по сравнению с алгоритмом (5) – сохранение информации о соответствии уровней между сигнальными отсчетами, что имеет значение, например, в задачах измерения параметров сигнала.

Гибкость процедуры ранжирования обеспечивает возможность решения широкого круга задач обнаружения сигналов в условиях непараметрической априорной неопределенности. Ранжирование обладает уникальной особенностью по сравнению с другими непараметрическими методами, позволяющее после преобразования полностью восстановить исходную информацию о сигнале. Применение рангов не только обеспечивает решение задачи стабилизации ложных тревог, но и позволяет достичь высокой эффективности обнаружения.

1. Постановка задачи. Рассматривается задача обнаружения сигнала (обозначим его как $s(t)$) на фоне стационарной помехи (обозначим ее как $y(t)$) в условиях существенной априорной неопределенности. Известны лишь общие признаки наличия или отсутствия сигнала во входной выборке.

На вход обнаружителя поступают входные данные $x(t)$, представленные в виде массива выборочных значений $X: \{x_1, \dots, x_n\}$. Также предполагаются известными входные данные, соответствующие чистой помехе $y(t)$, которые также представлены выборочными значениями $Y: \{y_1, \dots, y_m\}$. Выберем $n = m = 200$ отсчетов.

Рассматривается аддитивное взаимодействие помехи и сигнала $x(t) = s(t) + y(t)$. Необходимо выбрать такой алгоритм обработки, который бы имел максимальную вероятность правильного обнаружения при заданной вероятности ложной тревоги. Зададим следующие значения вероятности ложной тревоги: $P_{лт} = 10^{-3}, 10^{-5}, 10^{-7}$. Также зададим отношение сигнал/помеха на входе обнаружителя: $c/\text{ш} = -20 \text{ dB}, -6 \text{ dB}, -3 \text{ dB}, 0 \text{ dB}$.

При моделировании в качестве полезного сигнала использована гармоническая функция, так как в данном случае нас интересуют не параметры сигнала, а характеристики обнаружителя.

2. Выбор и обоснование критерия согласия проверки равномерного распределения. Алгоритм, по которому проводится решение о наличии или отсутствии сигнала, предлагаемый в открытых источниках, основан на подсчете количества рангов, превысивших порог. Поэтому его главным недостатком является ограниченный диапазон возможных уровней ложных тревог, поскольку количество значений порога равно объему испытываемой выборки n . Поэтому предлагаемый в источниках алгоритм [1] не является оптимальным в статистическом смысле.

Так как совместное распределение рангов является равномерным при отсутствии сигнала, а при его наличии нарушается этот закон, то задача обнаружения сводится к поиску статистически оптимального (по максимальной мощности) критерия равномерного распределения.

В данном случае, при использовании критерия согласия хи-квадрат Пирсона [2], стандарт рекомендует проделать «анализ через синтез», что приводит к вычислениям большой сложности.

В настоящее время имеется достаточно много публикаций на тему сравнения критериев проверки статистических гипотез. Например, в [3] проведен анализ критериев для случая равномерного закона распределения. Существуют специальные критерии проверки, использующие различные разности значений вариационного ряда. Представители этой группы являются наименее мощными в отличие от других критериев – непараметрических. К непараметрическим критериям также относятся и критерий хи-квадрат Пирсона.

Из анализа характеристик непараметрических критериев [3], видно, что наиболее мощным является критерий Жанга. Но этот критерий обладает одним большим недостатком – распределение статистики, которая является мерой различия равномерного закона распределения и эмпирического, сильно зависит от числа выборки n .

Поэтому предлагается использовать следующий в списке ранжирования по мощности – критерий Ватсона [3] – [10], в котором зависимость распределения статистики от объема выборки выражена слабо. Критерий Ватсона является развитием более известного критерия согласия – критерия Крамера-Мизеса-Смирнова. Критерий Ватсона был предложен для проверки простых гипотез, который в данном случае несколько выигрывает по мощности у критерия Крамера-Мизеса-Смирнова.

Статистика критерия Ватсона при проверке равномерности принимает вид

$$U_n^2 = \sum_{i=1}^n \left(U_i - \frac{i - \frac{1}{2}}{n} \right)^2 - n \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_i - \frac{1}{2} \right)^2 + \frac{1}{12n}, \quad (7)$$

где U_i – элементы вариационного ряда $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$, построенного по исходной выборке X .

Чтобы свести задачу к проверке простой гипотезы H_0 о соответствии эмпирического распределения с равномерным необходимо нормировать ранги. Тогда проверка равномерности будет проходить на интервале $[0, 1]$. При справедливости гипотезы H_0 статистика (7) в пределе подчиняется закону с функцией распределения вида

$$Watson(s) = 1 - 2 \sum_{m=1}^{\infty} (-1)^{m-1} e^{-2m^2\pi^2s}. \quad (8)$$

На рис. 1 представлен график плотности вероятности статистики Ватсона (7).

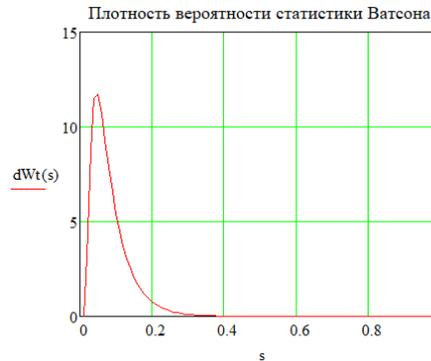


Рис. 1. Плотность вероятности статистики Ватсона (7)

Авторы, которые занимались изучением характеристик данной статистики, предлагают использовать ее модификацию

$$U_n^{2*} = (U_n^2 - 0.1/n + 0.1/n^2)(1 + 0.8/n), \quad (9)$$

распределение которой при $n \geq 20$ практически не отличается от предельного.

Критерий Ватсона относится к правосторонним критериям, что подтверждает рис. 1. Поэтому проверяемая гипотеза H_0 отклоняется при больших значениях статистики U_n^2 в сторону альтернативы H_1 , что свидетельствует о наличии сигнала.

3. Результаты численного моделирования. Принимать решение о результатах проверки гипотезы можно сравнивая значение статистики U_n^2 , вычисленное по анализируемой выборке в соответствии с (7) или (9), с ее критическим значением при заданной вероятности ложной тревоги $P_{лт}$. Процентные точки распределения статистики критерия Ватсона для заданных вероятностей ложных тревог приведены в табл. 1.

Таблица 1

Процентные точки распределения статистики критерия Ватсона

Функция распределения	Верхние процентные точки		
	10^{-3}	10^{-5}	10^{-7}
<i>Watson (S)</i>	0,385066	0,618367	0,851668

В случае, когда происходит вычисление рангов входного процесса без опорной выборки, распределение рангов имеет равномерное распределение (рис. 2, сверху). Распределение рангов с опорной выборкой при условии наличия входного сигнала отличается от равномерного (рис. 2, снизу). Это отличие проявляется сильнее, чем выше входное отношение сигнал/помеха.

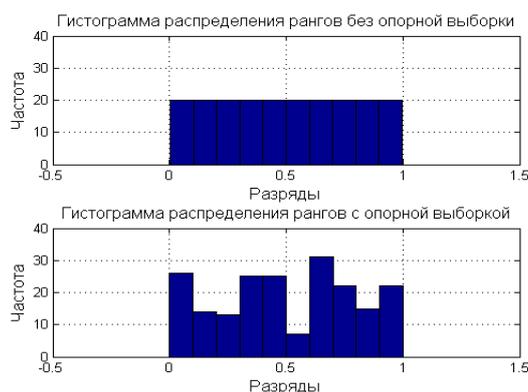


Рис. 2. Гистограммы распределения рангов, сверху - без опорной выборки при $n = 200$, снизу – с опорной выборкой при $n = 200$ и $c/\text{ш} = -20 \text{ dB}$

Гистограммы построены в системе MATLAB [20].

На рис. 3 приведено распределение рангов при отношении сигнал/помеха на входе 0 dB .

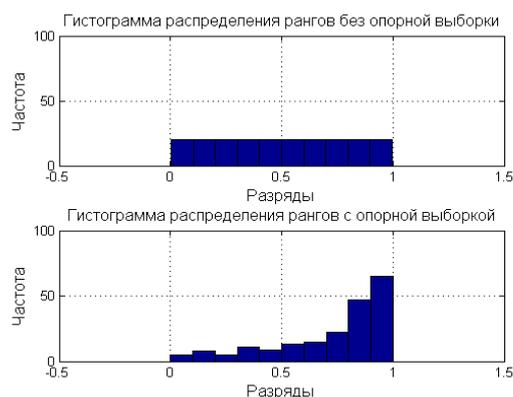


Рис. 3. Гистограммы распределения рангов, сверху - без опорной выборки при $n = 200$, снизу – с опорной выборкой при $n = 200$ и $c/\text{ш} = 0 \text{ dB}$

Для определения качества рангового обнаружителя с выбранным критерием согласия необходимо вычислить полученную вероятность правильного обнаружения ($1 - \beta$, где β – вероятность ошибки второго рода или пропуск сигнала). Для вы-

числения вероятности правильного обнаружения количество экспериментов, осуществляемых при статистическом моделировании, принималось равным 10^6 . Результаты приведены в табл. 2.

Таблица 2

Рассчитанная вероятность правильного обнаружения рангового обнаружителя с критерием Ватсона

Сигнал/помеха (с/ш), <i>dB</i>	$P_{\text{лт}} = 10^{-3}$	$P_{\text{лт}} = 10^{-5}$	$P_{\text{лт}} = 10^{-7}$
-20	0	0	0
-6	0.447617	0.154952	0.046739
-3	0.966941	0.813828	0.564963
0	0.999999	0.999973	0.999545

Как видно из результатов, ранговый обнаружитель с выбранным критерием согласия равномерного распределения (критерием Ватсона) в условиях априорной неопределенности показывает хорошие характеристики при достаточном входном отношении сигнал/помеха. Обычно ранговая обработка ведется после детектирования, где отношение сигнал/помеха достаточно высокого. Поэтому качество детектирования, следовательно, и характеристики рангового обнаружителя будут улучшаться по мере возрастания информации о параметрах полезного сигнала.

Заключение. Использование предлагаемого подхода к решению задачи обнаружения в условиях априорной неопределенности обеспечивает следующие характеристики системы:

- 1) применение ранговой обработки сигналов обеспечивает нечувствительность характеристик системы обнаружения к изменяющимся параметрам сигналов и помех;
- 2) выбранный непараметрический критерий согласия Ватсона обеспечивает достаточно хорошие показатели системы в условиях существенной априорной неопределенности.

Применение данного подхода к решению задачи обнаружения в реальных условиях возможно только после фильтрации и усиления входного сигнала для обеспечения достаточного отношения сигнал/помеха (в условиях проведенного эксперимента не менее -6 *dB*).

Предлагаемый подход может найти место во многих областях науки и техники, где имеет место быть априорная неопределенность. В частности, при обнаружении широкополосных (шумоподобных) сигналов. Например, сигналы, модулированные по принципу частотного уплотнения (OFDM).

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Лапий В.Ю., Калужный А.Я., Красный Л.Г. Устройства ранговой обработки информации. – К.: Техника, 1986. – 120 с.
2. Р 50.1.033–2001. Рекомендации по стандартизации. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Ч. I. Критерии типа хи-квадрат. – М.: Изд-во стандартов, 2002. – 87 с.
3. Лемешко Б.Ю., Блинов П.Ю. Критерии проверки отклонения распределения от равномерного закона. – Новосибирск, 2015. – 182 с.
4. Лемешко Б.Ю., Блинов П.Ю., Лемешко С.Б. О критериях проверки равномерности закона распределения вероятностей // Автометрия. – 2016. – Т. 52, № 2.
5. Лемешко Б.Ю., Горбунова А.А. О применении и мощности непараметрических критериев согласия Купера, Ватсона и Жанга // Измерительная техника. – 2013. – № 5. – С. 3-9.
6. Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A. Application of nonparametric Kuiper and Watson tests of goodness-of-fit for composite hypotheses // Measurement Techniques. – 2013. – Vol. 56, No. 9. – P. 965-973.

7. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A.* Application and Power of the Nonparametric Kuiper, Watson, and Zhang Tests of Goodness-of-Fit // *Measurement Techniques*. – 2013. – Vol. 56, No. 5. – P. 465-475.
8. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A., Lemeshko S.B., Rogozhnikov A.P.* Solving problems of using some nonparametric goodness-of-fit tests // *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*. – 2014. – Vol. 50, No. 1. – P. 21-35.
9. *Watson G.S.* Goodness-of-fit tests on a circle. I // *Bio-metrika*. – 1961. – Vol. 48, No. 1-2. – P. 109-114.
10. *Watson G.S.* Goodness-of-fit tests on a circle. II // *Bio-metrika*. – 1962. – Vol. 49, No. 1-2. – P. 57-63.
11. *Федосов В.П.* Прикладные математические методы в статистической радиотехнике: учеб. пособие. – Таганрог: Изд-во ТРТУ, 1998. – 74 с.
12. *Рыжов В.П., Федосов В.П.* Оптимальные методы обработки сигналов на фоне помех: Текст лекций. – Таганрог: ТРТИ, 1990. – 54 с.
13. *Федосов В.П.* Радиотехнические цепи и сигналы: для самостоятельного изучения: учеб. пособие. – Таганрог: Изд-во ТРТУ, 2004. – 208 с.
14. *Рыжов В.П., Федосов В.П.* Анализ радиотехнических устройств при воздействии случайных процессов. – Таганрог: ТРТИ, 1986.
15. *Рыжов В.П., Федосов В.П.* Статистические методы обработки сигналов. – Таганрог: ТРТИ, 1986.
16. *Репин В.Г., Тартаковский Г.П.* Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. – М.: Советское радио, 1977. – 432 с.
17. *Богданович В.А., Вострецов А.Г.* Теория устойчивого обнаружения, различения и оценивания сигналов. – М.: Физматлит, 2003. – 320 с.
18. *Гаек Я., Шидак З.* Теория ранговых критериев: пер. с англ. – М.: Наука, 1971.
19. *Рабинер Л., Гоулд Р.* Теория и применение цифровой обработки сигналов. – М.: Мир, 1978.
20. *Сергиенко А.Б.* Цифровая обработка сигналов. – СПб.: Изд-во «Питер», 2002. – 608 с.

REFERENCES

1. *Lapiy V.Yu., Kalyuzhnyy A.Ya., Krasnyy L.G.* Ustroystva rangovoy obrabotki informatsii [Devices of rank information processing]. К.: Tekhnika, 1986, 120 p.
2. R 50.1.033–2001. Rekomendatsii po standartizatsii. Prikladnaya statistika. Pravila proverki soglasiya opytного raspredeleniya s teoreticheskim. Ch. I. Kriterii tipa khi-kvadrat [P 50.1.033-2001. Recommendations for standardization. Applied statistics. Rules for checking the agreement of the experimental distribution with the theoretical one. Part I. Criteria of the chi-square type]. Moscow: Izd-vo standartov, 2002, 87 p.
3. *Lemeshko B.Yu., Blinov P.Yu.* Kriterii proverki otkloneniya raspredeleniya ot ravnomernogo zakona [Criteria for checking the deviation of the distribution from the uniform law]. ovosibirsk, 2015, 182 p.
4. *Lemeshko B.yu., Blinov P.Yu., Lemeshko S.B.* O kriteriyakh proverki ravnomernosti zakona raspredeleniya veroyatnostey [On the criteria for checking the uniformity of the probability distribution law], *Avtometriya* [Autometry], 2016, Vol. 52, No. 2.
5. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A.* O primenenii i moshchnosti neparametricheskikh kriteriev soglasiya Kупera, Vatsona i Zhanga [On the application and power of nonparametric consent criteria of Cooper, Watson and Zhang], *Izmeritel'naya tekhnika* [Measuring Technique], 2013, No. 5, pp. 3-9.
6. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A.* Application of nonparametric Kuiper and Watson tests of goodness-of-fit for composite hypotheses, *Measurement Techniques*, 2013, Vol. 56, No. 9, pp. 965-973.
7. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A.* Application and Power of the Nonparametric Kuiper, Watson, and Zhang Tests of Goodness-of-Fit, *Measurement Techniques*, 2013, Vol. 56, No. 5, pp. 465-475.
8. *Lemeshko B.Yu., Gorbunova A.A., Lemeshko S.B., Rogozhnikov A.P.* Solving problems of using some nonparametric goodness-of-fit tests, *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2014, Vol. 50, No. 1, pp. 21-35.
9. *Watson G.S.* Goodness-of-fit tests on a circle. I, *Bio-metrika*, 1961, Vol. 48, No. 1-2, pp. 109-114.

10. *Watson G.S.* Goodness-of-fit tests on a circle. II, *Bio-metrika*, 1962, Vol. 49, No. 1-2, pp. 57-63.
11. *Fedosov V.P.* *Prikladnye matematicheskie metody v statisticheskoy radiotekhnike: ucheb. posobie* [Applied mathematical methods in statistical radio engineering: a textbook]. Taganrog: Izd-vo TRTU, 1998, 74 p.
12. *Ryzhov V.P., Fedosov V.P.* *Optimal'nye metody obrabotki signalov na fone pomekh: Tekst lektsiy* [Optimal methods of signal processing against the background of interference: The text of lectures]. Taganrog: TRTI, 1990, 54 p.
13. *Fedosov V.P.* *Radiotekhnicheskie tsepi i signaly: dlya samostoyatel'nogo izucheniya: ucheb. posobie* [Radio engineering circuits and signals: for self-study: a textbook]. Taganrog: Izd-vo TRTU, 2004, 208 p.
14. *Ryzhov V.P., Fedosov V.P.* *Analiz radiotekhnicheskikh ustroystv pri vozdeystvii sluchaynykh protsessov* [Analysis of radio engineering devices under the influence of random processes]. Taganrog: TRTI, 1986.
15. *Ryzhov V.P., Fedosov V.P.* *Statisticheskie metody obrabotki signalov* [Statistical methods of signal processing]. Taganrog: TRTI, 1986.
16. *Repin V.G., Tartakovskiy G.P.* *Statisticheskiy sintez pri apriornoy neopredelennosti i adaptatsiya informatsionnykh system* [Statistical synthesis with a priori uncertainty and adaptation of information systems]. Moscow: Sovetskoe radio, 1977, 432 p.
17. *Bogdanovich V.A., Vostretsov A.G.* *Teoriya ustoychivogo obnaruzheniya, razlicheniya i otsenivaniya signalov* [The theory of stable detection, discrimination and evaluation of signals]. Moscow: Fizmatlit, 2003, 320 p.
18. *Gaek Ya., Shidak Z.* *Teoriya rangovykh kriteriev* [The theory of rank criteria]: translated from English. Moscow: Nauka, 1971.
19. *Rabiner L., Gould R.* *Teoriya i primeneniye tsifrovoy obrabotki signalov* [Theory and application of digital signal processing]. Moscow: Mir, 1978.
20. *Sergienko A.B.* *TSifrovaya obrabotka signalov* [Digital signal processing]. Saint Petersburg: Izd-vo «Piter», 2002, 608 p.

Статью рекомендовал к опубликованию к.т.н. А.А. Марьев.

Приходченко Алексей Иванович – Южный федеральный университет; e-mail: zzalxeizz@yandex.ru; г. Таганрог, Россия; тел.: +78634371632; кафедра теоретических основ радиотехники; аспирант.

Prikhodchenko Alexey Ivanovich – Southern Federal University; e-mail: zzalxeizz@yandex.ru; Taganrog, Russia; phone: +78634371632; the Department of Fundamentals of Radio Engineering; postgraduate.

УДК 62-5:519.6

DOI 10.18522/2311-3103-2021-3-172-185

Хуанг Чун-Пинь

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССОВ ВАКУУМНОЙ ИНФУЗИИ В ПРОИЗВОДСТВЕ КРУПНОГАБАРИТНЫХ КОМПОЗИТНЫХ КОНСТРУКЦИЙ

Представлена технология компьютерного моделирования процесса вакуумной инфузии в производстве крупногабаритных полимеркомпозитных конструкций, привлекающего все большее внимание при производстве летательных аппаратов, благодаря простоте реализации и относительно низкой стоимости подготовки производства. Трудность промышленной реализации процесса и обеспечения требуемого качества обусловлена его высокой чувствительностью к режимам - температуре, вакуумному давлению и схеме расположения портов вакуума и инъекции связующего. Цель разработанной методики компьютерного моделирования процесса с возможностью его последующей оптимизации состоит в исключении используемого в настоящее время длительного и весьма дорогостоящего метода проб и ошибок при отработке технологии. Предлагаемая математическая модель