

## МОДЕЛИРОВАНИЕ СИНХРОНИЗАЦИИ КВАЗИСЛУЧАЙНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ БОЛЬШОГО ПЕРИОДА В УСЛОВИЯХ ВНЕШНИХ ДЕСТРУКТИВНЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ

*Евгений Викторович Мельников, Олег Сергеевич Авсентьев*

*НЧОУ ВО «Кубанский институт информзащиты», куратор практики студентов.  
Воронежский институт МВД России, профессор кафедры информационной безопасности.*

## MODELING OF SYNCHRONIZATION OF QUASI-RANDOM AFTERMATH OF A LARGE PERIOD IN CONDITIONS OF EXTERNAL DESTRUCTIVE INFLUENCES

*Evgeny Viktorovich Melnikov, Oleg Sergeevich Avsentyev*

*Kuban Institute of Information Protection, curator of students' practice.  
Voronezh Institute of the Ministry of Internal Affairs of Russia,  
Professor of the Department of Information Security.*

**Аннотация.** Разработана граничная оценка вероятности неприема зачетного отрезка при синхронизации квазислучайной последовательности большого периода цифровых высокоскоростных радиосистем в условиях деструктивных воздействий, учитывающая все зачетные отрезки на интервале анализа с целью повышения вероятности фазирования датчиков КСПБП.

**Annotation.** A boundary assessment of the probability of non-acceptance of the test segment when synchronizing the quasi-random sequence of a large period of digital high-speed radio systems in conditions of destructive influences, taking into account all the test segments at the analysis interval in order to increase the probability of phasing of the KSPBP sensors, has been developed.

**Ключевые слова:** зачетный отрезок, квазислучайная последовательность большого периода, граничная оценка Бернштейна

**Keywords:** test segment, quasi-random sequence of a large period, Bernstein boundary estimation

В известных работах [1] синхронизация квазислучайной последовательности (КСП) на интервале анализа  $L$  оценивается по зачетным отрезкам (ЗОТ), образованным делением интервала анализа  $L$  на длину зачетного отрезка. Однако, при таком методе зачетные отрезки, появляющиеся на стыках смежных зачетных отрезков, не учитываются, что приводит к большим погрешностям. Для оценки защищенности информации высокоскоростных радиосистем от блокирования в условиях внешних преднамеренных деструктивных воздействий для повышения точности оценок необходимо при расчетах учитывать все зачетные отрезки на интервале анализа  $L$ . Поэтому возникает задача оценки синхронизации датчика квазислучайной последовательности большого периода (КСПБП) при учете всех зачетных отрезков на интервале анализа  $L$ . В данной работе указанная задача решается на основе применения граничных оценок Бернштейна [2].

Пусть *передаваемый* зачетный отрезок, состоит из " $n$ " двоичных символов КСПБП, который передается по каналу связи с независимыми ошибками, с вероятностью ошибки  $P$ .

Тактовая синхронизация имеется, а цикловая отсутствует, то есть неизвестно какому номеру символов ЗОТ соответствуют, принимаемые из канала элементы двоичной последовательности.

Однако известно, что обработка поступающих символов на приеме начинается не позднее, чем придет первый символ ЗОТ.

На каждом такте работы приемного устройства можно запомнить не менее чем " $n$ " принимаемых двоичных символов из переданных  $L$  символов или результат их обработки (допустимы различные случаи:  $L=n$ ,  $L>n$ ).

Необходимо приняв  $L$  символов канала вынести решение о расположении ЗОТ относительно принимаемых символов, т.е. определить вероятность приема ЗОТ, который будет равен:

$$P_{nm} = 1 - P_n. \quad (1)$$

Таким образом для оценки вероятности приема ЗОТ необходимо найти вероятность неприема ЗОТ на интервале анализа  $L$ .

*Формально эта задача сводится к следующему:* Принято  $L$  двоичных символов  $u_1 u_2 \dots u_L$  и известна длина ЗОТ из  $n$  символов  $S_1 S_2 \dots S_n$ . Требуется определить положение неискаженного ЗОТ относительно последовательности  $u_1 u_2 \dots u_L$ , если известно, что все ЗОТ входят в последовательность  $u_1 u_2 \dots u_L$ .

Для определения правила решения, обеспечивающего необходимую вероятность правильной синхронизации требуется знать функцию распределения различных положений ЗОТ. Если она равномерная или

неизвестна, то очевидно оптимальным будет правило максимального правдоподобия [3], т.е. для каждого из  $L-n$  допустимых сдвигов мы вычисляем апостериорную вероятность того, что он соответствует истинному сдвигу и выбираем тот сдвиг, для которого эта вероятность максимальна. Это эквивалентно тому, что мы должны вычислять вероятность появления в данной реализации  $u_1, u_2, \dots, u_L$  при  $L-n$  различных расстояниях ЗОТ относительного опорного сигнала и выбирать при амплитудной модуляции сдвиг с максимальной вероятностью.

Если сигнал ЧМ или ФМ, то оптимальный выбор сводится к выбору такого сдвига  $j$ , для которого число единиц при сложении по модулю два принимаемого и опорного сигналов  $u_j \oplus S_1, u_{j+1} \oplus S_2, \dots, u_{j+n-1} \oplus S_n$  будет минимальным. То есть, используется правило, когда вычисляется текущая корреляционная функция, которая сравнивается с порогом, то есть процедура вида [4]:

$$\sum_{i=1}^n u_{i+j} \cdot S_i < u_0, \quad (2)$$

Однако для того, чтобы уменьшить вероятность ложного обнаружения ЗОТ, что будет особенно опасно при редких запусках датчиков, необходимо перейти к критерию Неймана-Пирсона [5], когда вероятности для различных сдвигов  $L-n$  сравниваются с заданным порогом. Если найденная величина окажется ниже порога, то принимается решение об отсутствии ЗОТ.

Процесс принятия решения можно ускорить если на каждом шаге будем производить сравнение с порогом и если он превышен, то сразу принимать решение о принятии ЗОТ. При хорошем соотношении параметров, появление двух и более превышений порога маловероятно и такой метод будет близок к оптимальному. Найдем вероятность неприятия ЗОТ с использованием граничных оценок Бернштейна [2].

**Методика расчета граничной вероятности неприятия ЗОТ при неизвестных законах распределения ошибок в канале связи с использованием неравенства Бернштейна**

Пусть ошибки в канале связи являются независимыми случайными величинами (СВ)  $\xi_i$ ,  $i=1,2,3,\dots,n$  с конечным математическим ожиданием  $M(\xi_i)=a_i$  и дисперсией  $D(\xi_i)=b_i$ .

Центрируем СВ  $\eta_i = \xi_i - a_i$  и найдем математическое ожидание и дисперсию суммы от единицы до « $n$ » для новой центрированной СВ, то есть получаем [3]:  $M(\eta_i) = \sum_{i=1}^n \eta_i = S_n$ ,  $D(\eta_i) = \sum_{i=1}^n b_i = B_n$ .

Пусть имеет место неравенство [2]:

$$M(\eta_i) \leq \frac{b_i}{2} H^{k-2} \cdot k!, \quad (2)$$

где:  $k \geq 2$ ,

$H > 0$  - любое число, для которого справедливо неравенство (2),

$$0 < t < \frac{B_n}{2H}.$$

Тогда согласно [2] для такой СВ справедливы следующие неравенства Бернштейна [2]:

$$P\{S_n \geq 2t\sqrt{B_n}\} < e^{-t^2},$$

$$P\{S_n \leq -2t\sqrt{B_n}\} < e^{-t^2},$$

$$P\{|S_n| \geq 2t\sqrt{B_n}\} < 2e^{-t^2}.$$

Рассмотрим частный случай для СВ с нулевым математическим ожиданием и одинаковыми дисперсиями:  $a_i=0$ ,  $b_i=\sigma^2$ . Тогда неравенства Бернштейна будут иметь вид [2]:

$$P\{\sum_{i=1}^n \xi_i \geq 2t\sigma\sqrt{n}\} < e^{-t^2},$$

$$P\{\sum_{i=1}^n \xi_i \leq -2t\sigma\sqrt{n}\} < e^{-t^2},$$

$$P\{|\sum_{i=1}^n \xi_i| \geq 2t\sigma\sqrt{n}\} < 2e^{-t^2}.$$

Известно [2], что неравенство Бернштейна справедливы для любых ограниченных случайных величин  $\xi_i$ , когда математическое ожидание:  $M\{e^{\gamma\xi_i}\} < \infty$ , где  $|\gamma| < \frac{1}{2H}$ .

Из полученных неравенств видно, что если СВ ограничены  $|\xi_i| < C - \text{const}$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ , то неравенство Бернштейна можно использовать для любых  $t$ . Большинство физических величин всегда ограничены и даже если для них используются модели неограниченных величин (гауссовское распределение), то для самих случайных величин, а не моделей, неравенства Бернштейна будут справедливы [2].

Так как математическое ожидание СВ  $M\{e^{c\xi_i}\} < \infty$  ограничено, то неравенства Бернштейна можно привести к более удобному для практического использования виду. Для этого параметр  $t$  запишем в следующем виде:  $t = \frac{A\sqrt{n}}{2\sigma}$ , тогда неравенства Бернштейна принимают вид:

$$P\{\sum_{i=1}^n \xi_i \geq An\} < e^{\frac{-A^2n}{4\sigma^2}},$$

$$P\{\sum_{i=1}^n \xi_i \leq -An\} < e^{\frac{-A^2n}{4\sigma^2}}, \quad (3)$$

$$P\{|\sum_{i=1}^n \xi_i| \geq An\} < 2e^{\frac{-A^2n}{4\sigma^2}}.$$

Данные неравенства можно применять к любым суммам независимых случайных величин с нулевым математическим ожиданием и одинаковых дисперсиях для любого параметра  $A > 0$ , если экспоненциальные моменты этих случайных величин ограничены, что на практике всегда выполняется.

Преимуществом границы Бернштейна состоит в том, что вероятность превышения порога при вычислении взаимно-корреляционной функции экспоненциально зависит от числа слагаемых «n», или, другими словами, от длины ЗОТ. Кроме того, для применения этих границ требуется малая априорная информация. Нет необходимости знать законы распределения помехи, а достаточно знать лишь дисперсию и математическое ожидание СВ. Применим разработанное выше неравенства (3) Бернштейна для определения вероятности неприема ЗОТ в каналах с независимыми ошибками.

#### **Моделирование обработки СИ с использованием границы Бернштейна при синхронизации КСПБП и независимых ошибках в канале**

Пусть прием ЗОТ осуществляется путем выбора отрезка КСПБП с минимальным числом единиц после модульного сложения принимаемого и опорного сигналов. Здесь возможны два случая, см. рис.1:

- а) когда два рассматриваемых решения не пересекаются;
- б) когда они пересекаются.

Пусть зачетный отрезок имеет  $j$ -й сдвиг. Найдем вероятность того, что сумма на  $j$ -м сдвиге имеет больше единиц, чем сумма на сдвиге  $j'$ . Для простоты предположим, что начало ЗОТ совмещено с началом интервала анализа, то есть передаваемой комбинации соответствуют символы  $u_1 u_2 \dots u_l$

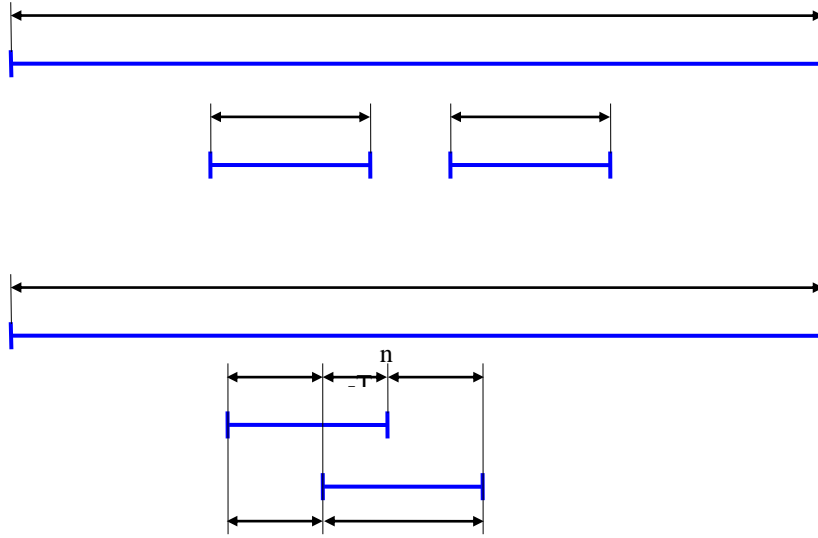


Рис. 2.2. Два случая приема ЗОТ

Тогда для непересекающихся решений можем составить следующие две суммы:

$$1) \sum_1 = \sum_{i=1}^n S_1 \oplus u_i = \sum_{i=1}^n S \oplus e_i \oplus S_i = \sum_{i=1}^n e_i ; (4)$$

$$2) \sum_2 = \sum_{i=1}^n S_i \oplus u_{i+1} = \sum_{i=1}^n S_1 \oplus e_{i+T} \oplus S_i = \sum_{i=1}^n e'_i ; (5)$$

где:  $e = \begin{cases} 1 & \text{с вер. } P \\ 0 & \text{с вер. } 1 - P \end{cases}$ ; ошибки при приеме ЗОТ, то есть символов КСПБП;

$e' = \begin{cases} 1 & \text{с вер. } 1/2 \\ 0 & \text{с вер. } 1/2 \end{cases}$ ; случайная последовательность равновероятных ошибок на приеме при отсутствии элементов ЗОТ;

$T \geq n$  - сдвиг ЗОТ относительно опорной комбинации.

Ошибка произойдет тогда, когда первая сумма будет больше второй, то есть:

$$P_{Н1} = P_{Н1} \{ \sum_1 > \sum_2 \} = P_{Н1} \{ \sum_{i=1}^n e_i > \sum_{i=1}^n e'_i \}. (6)$$

Перепишем (6) в виде:

$$P_{Н1} = P_{Н1} \{ \sum_1 > \sum_2 \} = P_{Н1} \{ \sum_{i=1}^n e_i > \sum_{i=1}^n e'_i \} = P_{Н1} \{ \sum_{i=1}^n \eta_i > 0 \}, (7)$$

где:  $\eta_i = (e_i - e'_i)$ ,

$$\eta_i = \begin{cases} 1 & \text{с вероят. } \frac{P}{2} \\ 0 & \text{с вероят. } \frac{1}{2} \\ -1 & \text{с вероят. } \frac{(1-P)}{2} \end{cases} (8)$$

Тогда для математического ожидания СВ  $\eta_i$  будут справедливы следующие оценки:  $M\{\eta\} = (2P - 1)/2$ ;  
 $M\{\sum_{i=1}^n \eta_i\} = n \cdot (2P - 1)/2$ , а для дисперсии можем записать:  
 $D\{\eta\} = M\{\eta^2\} - (M\{\eta\})^2 = [4P(1 - P) + 1]/4$ , или:

$$D\{\sum_{i=1}^n \eta_i\} = [4P(1-P) + 1] \cdot n/4. \quad (9)$$

Перепишем (7) для центрированной случайной величины как:

$$P_{H1} = P\{\sum_1 > \sum_2\} = P_{H1}\{\sum_{i=1}^n e_i > \sum_{i=1}^n e'_i\} = P_{H1}\left\{\sum_{i=1}^n \eta_i - \frac{n \cdot (2P-1)}{2} > -\frac{n \cdot (2P-1)}{2}\right\}. \quad (10)$$

Применяя для выражения (10) неравенство Бернштейна (3) получаем окончательную формулу для вероятности неприятия ЗОТ:

$$P_{H1} = P_{H1}\{\sum_{i=1}^n \beta_i \geq A \cdot n\} = P_{H1}\left\{\sum_{i=1}^n \beta_i > -\frac{n \cdot (2P-1)}{2}\right\} \leq e^{\frac{-[2P-1]^2}{4(4P(1-P)+1)}}, \quad (11)$$

где:  $\beta_i = \eta_i - \frac{n \cdot (2P-1)}{2}$  - центрированная СВ с математическим ожиданием равным нулю и дисперсией (9);  
 $A = -\frac{(2P-1)^2}{2}$ .

Найдем аналогичную вероятность для случая, когда принимаемый ЗОТ и опорный сигнал пересекаются, рис.2.3б. Для этого составим, как и ранее, две суммы.

$$1) \sum_1 = \sum_{i=1}^n S_i \oplus u_i = \sum_{i=1}^n e_i = \sum_{i=1}^T e_i + \sum_{i=T+1}^{n-T} e_i; \quad (12)$$

$$2) \sum_2 = \sum_{i=1}^n S_i \oplus u_{i+T} = \sum_{i=1}^n S_i \oplus S_{i+T} \oplus e_{i+T} = \sum_{i=1}^{n-T} S_i \oplus S_{i+T} \oplus e_{i+T} + \sum_{i=n-T+1}^n S_i \oplus e'_i. \quad (13)$$

Тогда можем записать:

$$\begin{aligned} P_{H2} &= P\{\sum_1 > \sum_2\} = P_{H2}\left\{\sum_{i=1}^n S_i \oplus S_{i+T} \oplus e_{i+T} + \sum_{i=n-T+1}^n S_i \oplus e'_i < \sum_{i=1}^T e_i + \sum_{i=T+1}^n e_i\right\} = \\ &= P_{H2}\left\{\left[\sum_{i=1}^{n-T} S_i \oplus S_{i+T} - \sum_{i=1}^{n-T} e_{i+T} = \sum_{i=1}^T e_i + \sum_{i=n-T+1}^n e'_i\right] \leq 0\right\} = \\ &= P_{H2}\left\{\left[\sum_{i=1}^{n-T} (S_i + S_{i+T})(-1)^{e_{i+T}} - \sum_{i=1}^T e_i + \sum_{i=1}^T e'_i\right] \leq 0\right\} = \\ &= P_{H2}\{[\sum_{i=1}^{n-T} (S_i \oplus S_{i+T})(-1)^{e_{i+T}} + \sum_{i=1}^T (e'_i - e_i)] \leq 0\}. \end{aligned} \quad (14)$$

Перепишем выражение (14) в виде:

$$P_{H2} = P_{H2}\{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i < 0\}, \quad (15)$$

где:

при  $i=1,2,\dots,n-T$ ;

при  $i=N-T+1,\dots,n$ ;

$$\varepsilon_i = \begin{cases} \eta_i \\ \xi_i \end{cases}$$

$$\eta_i = \begin{cases} -(S_i \oplus S_{i+T}) & \text{с вероятностью } P; \\ (S_i \oplus S_{i+T}) & \text{с вероятностью } 1-P; \end{cases}$$

$$\xi_i = (e'_i - e_i) = \begin{cases} 1 & \text{с вероятностью } (1-P)/2; \\ 0 & \text{с вероятностью } 1/2; \\ -1 & \text{с вероятностью } P/2. \end{cases}$$

Рассчитаем значения математического ожидания и дисперсии суммы  $\sum_{i=1}^n \varepsilon_i$

Очевидно, в силу взаимной независимости СВ  $\eta_i$  и  $\xi_i$  можем

записать :

$$M\{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i\} = M\{\sum_{i=1}^{n-T} \eta_i\} + M\{\sum_{i=1}^T \xi_i\}; \quad (16)$$

$$M\{\sum_{i=1}^{n-T} \eta_i\} = (n-T)M\{\eta_i\} = d(T)(1-2P), \quad (17)$$

где:

$$M\left\{\sum_{i=1}^T \xi_i\right\} = T \cdot M\{\xi\} = T(1-2P)/2; \quad (18)$$

$d(T)$ -число несовпадений ЗОТ и опорного сигналов на участке их взаимного пересечения, определяемое как:

при  $T=0$ ;

$$d(T) = \begin{cases} 0 & T=1,2,\dots,n-1 \\ \sum_{i=1}^{n-T} S_i \oplus S_{i+T} & \text{или через апериодическую функцию взаимной корреляции} \\ & \text{(АФВК) } R(T), \text{ определяемую как :} \end{cases}$$

$$d(T) = \frac{n-T+R(T)}{2}. \quad (19)$$

Подставляя (17) и (18) в (16) получаем:

$$M\{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i\} = (1-2P)(2d(T) + T)/2. \quad (20)$$

Дисперсия  $D\{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i\}$ , как и в предыдущем случае, легко находится если известно среднее значение (математическое ожидание):

$$D\{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i\} = [4P(1-P)(4d(T) + T)]/4. \quad (21)$$

Применим для (14) неравенство Бернштейна в виде (3) и окончательно получаем:

$$P_{\text{н2}} = P\{\sum_{i=1}^n \chi_i \geq A \cdot n\} = P_{\text{н2}}\left\{\sum_{i=1}^n \chi_i > -\frac{n \cdot (1-2P)(n+R(T))}{2n}\right\} \leq e^{-\frac{[(1-2P)(n+R(T))]^2}{4P(1-P)(4d(T)+T)n}}, \quad (22)$$

где:  $\chi_i = \varepsilon_i - \frac{n \cdot (1-2P)(n+R(T))}{2n}$  - центрированная СВ с математическим ожиданием равным нулю и дисперсией (21);

$$A = -\frac{(1-2P)(n+R(T))}{2n}$$

Полная вероятность неприема ЗОТ, очевидно, равна вероятности того, что первая сумма больше второй, как показано (14), и окончательно получаем:

$$\bar{P}_H = \bar{P}_{H1} + \bar{P}_{H2} \leq e^{\frac{-[2P-1]^2}{4(4P(1-P)+1)} + \frac{-[(1-2P)(n+R(T))]^2}{16P(1-2P)(4d(T)+T)n}} \quad (23)$$

Анализ разработанной модели (23) показывает, что когда пересечение зачетного отрезка с опорным сигналом отсутствует вероятность неприема не зависит от вида ЗОТ, а определяется лишь ее длиной и вероятностью появления ошибки  $P$  (см. первое слагаемое), что вполне естественно при независимых ошибках в канале, когда при отсутствии ЗОТ мы имеем равновероятные нули и единицы. Напротив, из второго слагаемого видно, когда ЗОТ и опорный сигнал пересекаются  $T < n$  вероятность неприема зависит от таких показателей как: длина интервала анализа ( $L$ ), длина зачетного отрезка ( $n$ ), вероятности появления ошибки ( $P$ ), числа несовпадений пускового и опорного сигналов на участке их взаимного пересечения ( $d(T)$ ) и аperiodической функции взаимной корреляции ( $R(T)$ ), другими словами наблюдается зависимость от вида передаваемого и опорного сигналов.

Таким образом, качественно ясно, что КСПБП тем лучше, чем больше различаются ее усеченные сдвиги. Особенно опасны, как видно из (23) плохие АФВК при малых сдвигах, так как вероятность неприема (ошибки) зависит не только от амплитуды бокового выброса АФВК, но также от его полярности и удаленности от главного лепестка.

Для проверки этой специфики автором были проведены расчеты на ЭВМ вероятности не запуска по формуле (23) для ЗОТ в виде  $M$ -последовательностей при различных длинах  $n$  и вероятностях ошибок  $P$ . При расчетах интервал анализа  $L$  полагается равным  $2n$ . Например, если из всех последовательностей максимального периода, образованных циклическим сдвигом исходной последовательности вида 010110010001111 отобразить две последовательности с максимальной и минимальной вероятностями неприема ЗОТ, в зависимости от значений АКФ, то вероятности неприема составляет соответственно  $P_{Hmax}=0,2 \times 10^{-2}$  и  $P_{Hmin}=0,29 \times 10^{-3}$ , при вероятности ошибки равной  $P=0,01$ .

То есть легко видеть, что правильный выбор структуры ЗОТ дает выигрыш в помехоустойчивости примерно в 4 раза.

Аналогичные результаты были получены и для последовательностей с периодами  $n=31, 63, 127$ . Например, из всех циклических сдвигов  $M$ -последовательностей длиной в 31 символ были найдены последовательности с "хорошей" и "плохой" АФВК, которые дали вероятность неприема, соответственно  $0,79 \times 10^{-9}$  и  $0,15 \times 10^{-7}$  при появлении вероятности ошибки равной  $P=0,01$ .

То есть только за счет выбора структуры сигнала помехоустойчивость повысилась более чем в 18 раз.

Однако следует заметить, что с увеличением появления вероятности ошибки в канале  $P$  такая зависимость проявляется слабее. Полученная формула (23) достаточна удобная для расчетов.

Проведенный расчет по разработанным формулам показывает, что при одинаковых параметрах канала и ЗОТ разработанная математическая модель с использованием неравенств Бернштейна дает выигрыш в помехоустойчивости в отличие от известных методов, например, при  $n=31$  и  $P=0,1$  получаем, соответственно в первом случае вероятность неприема составила  $\bar{P}_H=10^{-1}$ , а во втором -  $\bar{P}_H=3 \times 10^{-1}$ , и выигрыш будет возрастать при увеличении длины ЗОТ.

### Использованная литература

1. Глушков А.Н., Спешилев Э.В. Устройство фазовой синхронизации двоичных фазоманипулированных сигналов // Вестник Воронежского института МВД России №2 / 2018. С. 115-123
2. Математическая Энциклопедия. Ред. Коллегия: И.М. Виноградов (глав. ред.) [и др.] Т. 1 – М., «Советская Энциклопедия», 1977 (Энциклопедии, Словари, Справочники). Т.1. А-Г. 1977. 1152 стб. с илл. С. 430
3. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: учебное пособие для студентов вузов / Москва, Юрайт, 2016. 479 с.
4. Богданович В.В., Вострецов А.Г. Теория устойчивого обнаружения, различения и оценивания сигналов. — М.: Физматлит, 2003. -320 с.

5. Болховская О.В. ОСНОВЫ ТЕОРИИ ОБНАРУЖЕНИЯ ПРИ ОБРАБОТКЕ СИГНАЛОВ: учебно-методическое пособие. – Нижний Новгород: Нижегородский госуниверситет, 2015. – 47 с.

#### **Literature**

1. Glushkov A.N., Speshilov E.V. Device of phase synchronization of binary phase-manipulated signals // Bulletin of the Voronezh Institute of the Ministry of Internal Affairs of Russia No. 2 / 2018. pp. 115--123

2. Mathematical Encyclopedia. Red. Collegium: I.M. Vinogradov (editor-in-chief) [et al.] Vol. 1 – M., "Soviet Encyclopedia", 1977 (Encyclopedias, Dictionaries, Reference Books). T.1. A-G. 1977. 1152 stb. with ill. p. 430

3. Gmurman V.E. Probability theory and Mathematical Statistics: A Textbook for University Students / Moscow, Jurait, 2016. 479 s.

4. Bogdanovich V.V., Vostretsov A.G. Theory of stable detection, distinction and evaluation of signals. — M.: Fizmatlit, 2003. -320 p.

5. Bolkhovskaya O.V. FUNDAMENTALS OF THE THEORY OF DETECTION IN SIGNAL PROCESSING: educational and methodical manual. – Nizhny Novgorod: Nizhny Novgorod State University, 2015. – 47 p.