

**РАДИОТЕХНИКА, РАДИОЛОКАЦИЯ И СИСТЕМЫ СВЯЗИ**

УДК 621.396.621.5

*Д.Е. Прозоров, А.В. Смирнов, М.Ю. Баланов***АЛГОРИТМ БЫСТРОЙ КОДОВОЙ СИНХРОНИЗАЦИИ  
ШУМОПОДОБНЫХ СИГНАЛОВ, ПОСТРОЕННЫХ  
НА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЯХ ПОВЫШЕННОЙ  
СТРУКТУРНОЙ СЛОЖНОСТИ***В статье предложен алгоритм быстрой кодовой синхронизации шумоподобных сигналов, построенных на псевдослучайных последовательностях повышенной структурной сложности. Исследована помехоустойчивость алгоритма в канале с белым гауссовским шумом.****Ключевые слова:** широкополосный сигнал, псевдослучайная последовательность, последовательности Касами, последовательности Голда, алгоритм кодовой синхронизации, демодуляция, вероятность правильного распознавания.*

**Введение.** Псевдослучайные последовательности (ПСП) широко используются для формирования шумоподобных сигналов (ШПС) в системах связи и навигации с расширением спектра методом прямой последовательности (DSSS – direct-sequence spread spectrum). Примерами таких систем являются DS-CDMA, GPS/Navstar, Glonass и беспроводные сети стандарта IEEE 802.11b.

В зависимости от размера алфавита и способа построения различают двоичные (размер алфавита  $p = 2$ ) и многозначные (размер алфавита  $p > 2$ ) ПСП. Период ПСП равен  $N \leq p^n$ , где  $n$  – размер регистра сдвига генератора ПСП,  $p$  – число различных используемых в ПСП символов.

На рисунке 1 показана обобщенная схема формирования рекуррентных ПСП. Линейные рекуррентные последовательности (ЛРП) формируются с помощью регистра сдвига с линейной обратной связью  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  (РСЛОС). Нелинейные ПСП формируются с помощью нелинейной внешней логики  $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , или/и нелинейной обратной связи  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  [1, 2].

Примером ЛРП являются М-последовательности, последовательности Голда, Касами и др. К нелинейным ПСП относят последова-

тельности де Брейна, последовательности GMW, составные последовательности и некоторые другие.

Нелинейные ПСП имеют более высокую структурную сложность по сравнению с линейными и перспективны для использования в защищенных системах передачи информации. Однако задача их поиска и кодовой синхронизации более сложна.

**Постановка задачи.** Пусть на входе приемного устройства в момент времени  $t_k$  наблюдается аддитивная смесь ШПС и шума

$$A \cos[\omega t_k + \varphi(x_k)] + n(t_k), \quad (1)$$

где  $A$  – амплитуда принимаемого сигнала,  $\omega$  – несущая частота,  $x_k \in \{0, 1\}$ , последовательность  $\{x_k\}$  – рекуррентная ПСП,  $\varphi(x_k) \in \{0, \pi\}$  – фаза ШПС на интервале  $t \in [t_k, t_{k+1})$ ,  $n(t_k)$  – белый гауссовский шум,

$$\langle n(t_k) \rangle = 0, \quad \langle n(t_l) n(t_m) \rangle = \frac{N_0 \delta(t_m - t_l)}{2}. \quad (2)$$

Рекуррентная ПСП может быть суммой нескольких ЛРП или нелинейной ПСП. Далее рекуррентная ПСП определяется как ПСП повышенной структурной сложности.

Необходимо разработать алгоритм фильтра-

ции ШПС, построенных на основе рекуррентных ЛРП повышенной структурной сложности, структуру приемного устройства и исследовать работу приёмного устройства на фоне шумов. Алгоритм фильтрации должен использовать цепи Маркова в качестве модели ПСП.

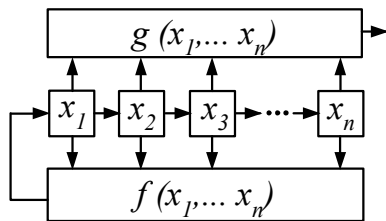
**Целью работы** являются разработка и исследование алгоритма кодовой синхронизации ШПС, сложность которого возрастает пропорционально длине регистра сдвига  $n$ .

**М-последовательности.** М-последовательности относятся к линейным рекуррентным последовательностям максимального периода (МЛРП).

МЛРП определяются рекуррентным соотношением

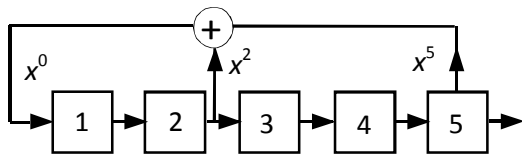
$$a_k = f(a_{k-n}, \dots, a_{k-1}) = \left( \sum_{i=1}^n c_i a_{k-i} \right) \text{mod } 2, \quad (3)$$

где  $f(\cdot)$  – линейная функция,  $a_k, c_i \in \{0, 1\}$ ,  $k \in \mathbb{Z}$ .



**Рисунок 1** – Схемы формирования ПСП на основе регистра сдвига

Пусть неприводимый полином ПСП описывается выражением  $h(x) = x^5 + x^2 + 1$ , тогда схема формирования М-последовательности на основе РСЛОС показана на рисунке 2.



**Рисунок 2** – Схема генератора М-последовательности на основе РСЛОС

М-последовательности характеризуются самой низкой из рекуррентных ПСП эквивалентной линейной сложностью (ЭЛС)  $l_s = n$  и значительным уровнем боковых лепестков взаимокорреляционных функций (ВКФ). Раскрытие структуры ЛРП возможно при безошибочном приеме  $2n$  следующих подряд элементов последовательности. Боковые пики периодической автокорреляционной функции (ПАКФ) равны  $1/N$ , а максимальные выбросы аperiodической АКФ –  $1/\sqrt{N}$ . Значения наибольших боковых выбросов

аperiodических ВКФ находятся в пределах  $(1, 4 \dots 5, 1)\sqrt{N}$ , периодических ВКФ – в пределах  $(1, 5 \dots 6)\sqrt{N}$  [1, 4].

М-последовательности служат основой для формирования других многочисленных ансамблей ПСП: последовательностей Голда, Касами, бент-последовательностей, последовательностей GMW.

**Последовательности Голда.** Последовательности Голда периода  $2^n - 1$  формируются посимвольным сложением по модулю 2 двух М-последовательностей с отбором “предпочтительных пар”, имеющих трехзначную АКФ  $(-1, -R_a, R_a - 2)$  [2, 3], где

$$R_a = \begin{cases} 2^{(n+2)/2} + 1, & n = 2^k, k \in \mathbb{Z} \\ 2^{(n+1)/2} + 1, & n = 2^k + 1, k \in \mathbb{Z} \end{cases} \quad (4)$$

и ВКФ принимает такие же значения. Для  $n = 5$  одной из “предпочтительных пар” будет:

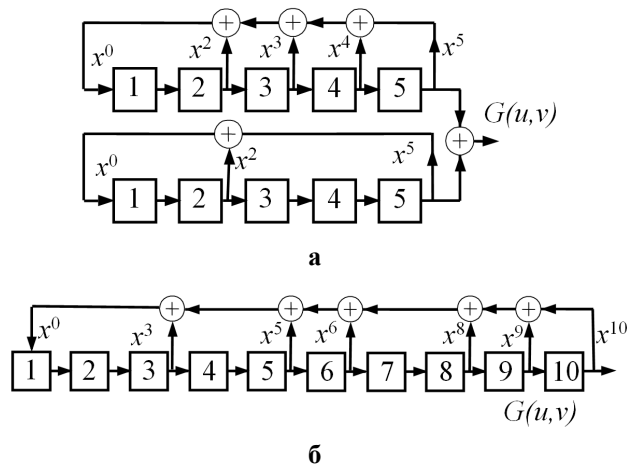
$$\begin{aligned} h_u(x) &= x^5 + x^2 + 1, \\ h_v(x) &= x^5 + x^4 + x^3 + x^2 + 1. \end{aligned} \quad (5)$$

Схема генератора последовательности Голда на основе двух РСЛОС представлена на рисунке 3, а, на основе одного регистра – на рисунке 3, б.

$$\begin{aligned} G(u, v) &= h_u(x) \cdot h_v(x) = \\ &= (x^5 + x^2 + 1) \times (x^5 + x^4 + x^3 + x^2 + 1) = \\ &= x^{10} + x^9 + x^8 + x^6 + x^5 + x^3 + 1. \end{aligned} \quad (6)$$

Полученная последовательность Голда имеет трехзначную АКФ:  $R_a = (-1, 7, -9)$ .

Недостатком последовательностей Голда является малая ЭЛС, равная  $l_s = 2n$  [2].



**Рисунок 3** – Схемы генераторов последовательности Голда на двух РСЛОС (а) и на одном РСЛОС (б)

**Последовательности Касами.** Пусть  $n$  – четно,  $p = 2^{n/2} + 1$ ,  $h_1(x)$  – примитивный двоичный полином степени  $n$ , порождающий М-последовательность, а  $h_2(x)$  – примитивный двоичный полином степени  $n/2$ , корнями которого являются  $p$ -е – степени корней полинома  $h_1(x)$ . Ансамбль малого множества последовательностей Касами содержит все последовательности периода  $2^n - 1$  с порождающим полиномом  $h(x) = h_1(x)h_2(x)$  [3, 5].

Корреляционные функции этого ансамбля принимают только три значения:  $-1$ ,  $-R_{\max}$ ,  $R_{\max} - 2$ , где  $R_{\max} = 1 + 2^{n/2}$ , принимая почти вдвое меньшее значение, чем для последовательностей Голда. С другой стороны, малое множество Касами содержит только  $2^{n/2}$  последовательностей против  $N+1$  или  $N-1$  последовательностей Голда. Коэффициент ЭЛС определяется выражением  $l_s = 3n/2$ .

Пусть  $t = 1 + 2^{(n+2)/2}$  – целое число, такое, что  $\text{НОД}(t, 2^n - 1) = 3$ . Пусть  $h_1(x)$  – примитивный двоичный полином степени  $n$ ,  $h_2(x)$  – примитивный двоичный полином степени  $n/2$ , корнями которого являются  $p$ -е – степени корней полинома  $h_1(x)$ ,  $h_3(x)$  – полином степени  $n$ , корнями которого являются  $t$ -е – степени корней полинома  $h_1(x)$ . Ансамбль большого множества последовательностей Касами содержит все последовательности периода  $2^n - 1$  с порождающим полиномом  $h(x) = h_1(x)h_2(x)h_3(x)$  [5].

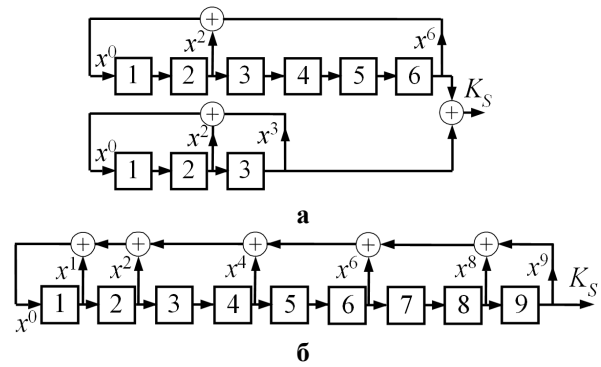
Корреляционные функции последовательностей этого множества принимают значения:  $-1, -R_{\max}, R_{\max} - 2, -K_{\max}, K_{\max} - 2$ , где  $R_{\max} = 1 + 2^{n/2}$ ,  $K_{\max} = 2^{(n+2)/2} + 1$ .

ЭЛС не превышает величины  $l_s = 5n/2$ .

Пусть  $n = 6$ ,  $h_1(x) = x^6 + x + 1$ , а  $h_2(x) = x^3 + x^2 + 1$ , тогда малое множество последовательностей Касами порождается полиномом:

$$K_S = h_1(x) \cdot h_2(x) = x^9 + x^8 + x^6 + x^4 + x^2 + x + 1.$$

Схемы генераторов для малого множества Касами приведены на рисунке 4. Полученная ПСП имеет трехзначную АКФ:  $(-1, -9, 7)$  и период  $N = 2^6 - 1 = 63$ .



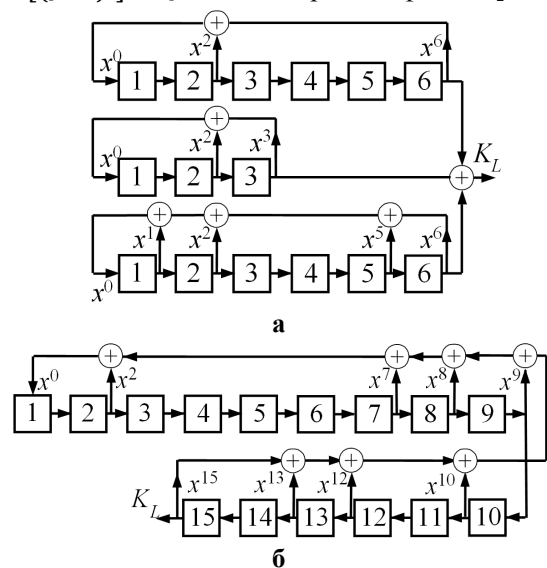
**Рисунок 4 – Схема генератора малого множества последовательностей Касами на основе двух РСЛОС (а) и одного РСЛОС (б)**

Аналогичным образом строится генератор большого множества последовательностей Касами. Для  $h_1(x) = x^6 + x + 1$ ,  $h_2(x) = x^3 + x^2 + 1$  и  $h_3(x) = x^6 + x^5 + x^2 + x + 1$  большое множество последовательностей Касами будет порождаться полиномом:

$$K_L = h_1(x) \cdot h_2(x) \cdot h_3(x) = x^{15} + x^{13} + x^{12} + x^{10} + x^9 + x^8 + x^7 + x^2 + 1.$$

Схемы генераторов для большого множества последовательностей Касами приведены на рисунке 5. Полученное большое множество последовательностей Касами имеет следующие значения корреляционных функций:  $(-1, -9, 7, 15, -17)$ .

**Последовательности де Брейна.** Последовательности де Брейна являются нелинейными псевдослучайными последовательностями [1,2]. Мощность множества ПСП де Брейна с периодом  $N = 2^n$  определяется значением  $M = 2^{2^{n-1}-n}$  для двоичного алфавита и  $M = [(p-1)!]^p \times p^{p^{n-1}-n}$  для  $p$ -го алфавита [1, 2].



**Рисунок 5 – Схема генератора большого множества последовательностей Касами на основе трех РСЛОС (а) и одного РСЛОС (б)**

ЭЛС последовательностей де Брейна находится в пределах  $2^{n-1} + n \leq l_s \leq 2^n - 1$ , причем половина всех последовательностей де Брейна имеет сложность  $l_s \leq 2^n - 1$ .

Наиболее простым способом генерирования последовательностей де Брейна является использование генератора М-последовательности, в котором искусственно создают состояние “все нули” [1]. При этом функция обратной связи РС, генерирующей последовательность де Брейна, записывается в виде:  $f(x_1, \dots, x_n) = f'(x_1, \dots, x_n) \oplus \bar{x}_1 \bar{x}_2 \dots \bar{x}_{n-1}$  (рисунок 6).

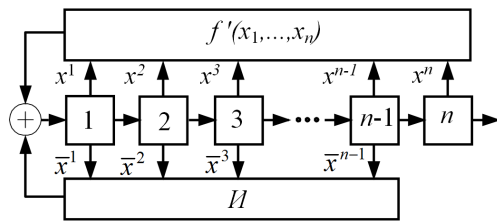


Рисунок 6 – Схема генератора последовательности де Брейна

Например, на рисунке 7 представлена схема генератора для  $n=5$  и  $h(x) = x^5 + x^3 + 1$ . Период последовательности  $N = 2^5 = 32$ .

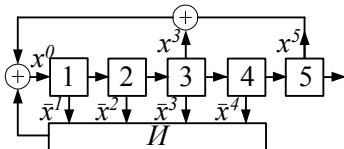


Рисунок 7 – Схема генератора последовательности де Брейна

**Алгоритм быстрой кодовой синхронизации ШПС.** В процессе приема ШПС абонентские терминалы DSSS-систем должны проходить несколько этапов синхронизации: частотная, фазовая, тактовая и кодовая.

В настоящий момент известно большое количество методов кодовой синхронизации ШПС. Минимальное время поиска ШПС имеют методы, относящиеся к группе методов беспереходной синхронизации [1, 4, 6, 9]. Их реализация связана с применением многоканальных согласованных фильтров или корреляторов, опорными сигналами которых являются все фазовые сдвиги синхропоследовательности.

В тех случаях, когда структура согласованного фильтра или многоканального коррелятора становится слишком громоздкой, могут использоваться методы шагового поиска, в которых область неопределенности поиска просматривается в заранее выбранном порядке (циклический поиск) или случайным способом [1, 6, 7]. Эффективность систем циклического поиска повышается при использовании схем параллельно-последовательного анализа сигнала [7].

Некоторого снижения времени поиска можно достичь применением многоэтапных процедур анализа ШПС [6, 8]. В этом случае весь процесс поиска разбивается на два и более этапа. На первом этапе сравнительно быстро отбираются точки области неопределенности, в которых наличие синхронизации наиболее вероятно. На втором и последующих этапах каждая точка проверяется более тщательно.

При относительно высоком отношении сигнал/шум эффективным методом поиска и кодовой синхронизации ШПС является метод последовательной оценки символов, предложенный Р. Уордом в работе [10]. Метод Уорда (RASE – Rapid Acquisition by Sequential Estimation) основан на рекуррентном свойстве ЛРП, которое позволяет по любому неискаженному сегменту ЛРП длиной  $n$  символов ( $n$  – размер регистра сдвига генератора ЛРП) синтезировать в приемном устройстве опорную ЛРП с требуемой задержкой. Однако при снижении отношения сигнал/шум вероятность правильной оценки символов ЛРП становится низкой и эффективность метода последовательной оценки символов быстро снижается [10].

Модификации метода Уорда, разработанные с целью компенсации указанного недостатка, описаны в работах [11-19]. В указанных работах предлагается формировать метки ненадежности символов [11], использовать дополнительные символы ЛРП для обнаружения и исправления ошибок [12-15], схемы с «мягким» принятием решений (RSSE – Recursive Soft Sequential Estimation) [17], или внутривыборочное накопление сигналов [16, 18, 19].

Еще одним методом, основанным на идее последовательной оценки символов ШПС, является метод приема с внутривыборочной нелинейной фильтрацией ШПС, использующий цепь Маркова в качестве модели последовательности символов ЛРП [20]. Модификации указанного метода для бинарных и многоуровневых ШПС рассмотрены в работах [21-23]. Показано [24], что алгоритм нелинейной фильтрации позволяет сократить время кодовой синхронизации в 1.5 и более раз при отношениях сигнал/шум  $q < -3$  дБ по сравнению с методом Уорда [10].

В данной работе предлагается распространить метод, предложенный в [20], на прием ШПС, построенных на ПСП повышенной структурной сложности.

Будем считать, что последовательность  $\{x_k\}$

представляет собой сложную регулярную цепь Маркова с двумя состояниями  $x_k = \{0, 1\}$ .

В процессе кодовой синхронизации приемное устройство генерирует опорную ПСП  $\{\hat{x}_k\}$ , по-символьно совпадающую с ПСП  $\{\tilde{x}_k\}$  принимаемого сигнала. Если последовательность  $\{\hat{x}_k\}$  формируется по рекуррентному закону  $x_{k+1} = g(x_{k-n+1}, \dots, x_k)$ , где  $g(\bullet)$  – функция, определенная на множестве  $\{0, 1\}$ , то сгенерировать такую ПСП можно при наличии  $n$  последних неискаженных символов ПСП принимаемого сигнала.

Итак, пусть в приемном устройстве формируется оценка  $\hat{x}_k = g(\tilde{x}_{k-n+1}, \dots, \tilde{x}_k)$ , где  $(\tilde{x}_{k-n+1}, \dots, \tilde{x}_k)$  –  $n$  последних оценок символов ПСП принимаемого ШПС. Тогда последовательность переходов  $\hat{x}_k \rightarrow x_{(k+1)}$  можно рассматривать как однородную цепь Маркова с матрицей вероятностей переходов

$$\begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

где  $\pi_{ii} = 1$  и  $\pi_{ij} = 0$  ( $i \neq j$ ) при отсутствии шума.

При такой постановке задачи алгоритм оценки последовательности состояний  $\{\tilde{x}_k\}$  описывается системой уравнений [20, 21]:

$$\hat{u}_{k+1} = \left[ f(x_{1(k+1)}) - f(x_{2(k+1)}) \right] + \hat{u}_k + z(\hat{u}_k, \bar{\pi}_{ij}), \quad (8)$$

$$z(\hat{u}_k, \bar{\pi}_{ij}) = \ln \left( \frac{\pi_{11} + \pi_{21} \exp\{-\hat{u}_k\}}{\pi_{22} + \pi_{12} \exp\{\hat{u}_k\}} \right),$$

$$\hat{u}_k = \begin{cases} |u_k|, & \hat{x}_k = x_1 \\ -|u_k|, & \hat{x}_k = x_2 \end{cases}$$

$$\tilde{x}_{k+1} = \begin{cases} x_1, & \hat{u}_{k+1} > 0 \\ x_2, & \hat{u}_{k+1} \leq 0 \end{cases}$$

где  $\hat{u}_{k+1} = \ln(p_{k+1}^{ps}(x_1) / p_{k+1}^{ps}(x_2))$  – логарифм отношения апостериорных вероятностей состояний  $x_1$  и  $x_2$  ПСП принимаемого ШПС.

На рисунке 8 представлена структура приемного устройства ШПС для модели односвязной цепи Маркова, реализующая систему уравнений (8). Приемное устройство содержит: дискриминатор (Д), вычисляющий разность логарифмов функций правдоподобия  $f(x_{1(k+1)}) - f(x_{2(k+1)})$ , и нелинейный фильтр (НФ), содержащий бинарный квантователь (К) с нулевым порогом, регистр сдвига с обратными связями (РС), схему формирования оценок на основе предыдущих принятых символов  $\hat{x}_k = g(\tilde{x}_{k-n+1}, \dots, \tilde{x}_k)$ , сумматор ( $\Sigma$ ), схему вычисления нелинейной функции  $z(\hat{u}_k, \bar{\pi}_{ij})$ .

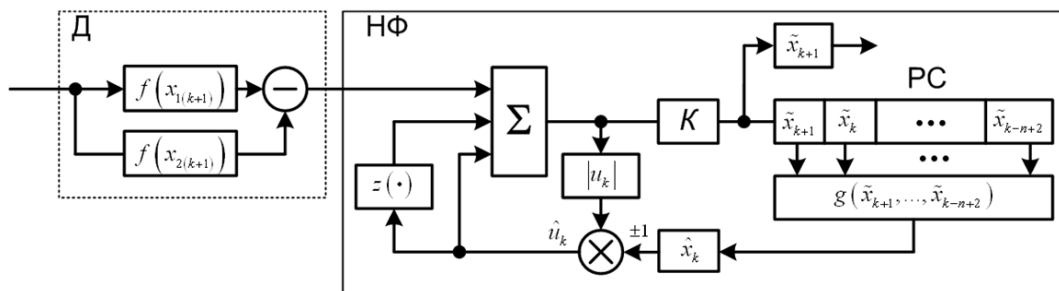


Рисунок 8 – Структура приемного устройства

Регистр сдвига с обратными связями (РС) является единственной структурной частью устройства (рисунок 8), зависящей от вида ПСП принимаемого ШПС. При синтезе структуры приемного устройства ШПС, сформированного на рекуррентной ПСП повышенной сложности, генератор опорного ПСП должен быть преобразован к виду, содержащему только один регистр сдвига. Подобные преобразования показаны на рисунках 3 – 5.

Поскольку комбинация из  $n$  символов, где  $n$  – размер регистра сдвига генератора ПСП, однозначно определяет структуру рекуррентной

ПСП, то для определения задержки принимаемого ШПС достаточно правильно распознать  $n$  последних символов ПСП принимаемого ШПС.

На рисунке 9 представлены результаты расчета вероятности  $p_n$  правильного распознавания  $n$ -символьных комбинаций ПСП, полученные имитационным моделированием процесса приема ШПС устройством на рисунке 8. ШПС сформирован на основе нелинейной псевдослучайной бент-последовательности

$$x_k = x_{k-2} \oplus x_{k-4} \oplus x_{k-1}x_{k-3} \oplus x_{k-2}x_{k-3} \quad (9)$$

с периодом  $L = 15$  символов.

Толстые линии соответствуют отношению сигнал/шум  $q = -3$  дБ, тонкие –  $q = -6$  дБ.

Анализ полученных результатов показывает, что высокая вероятность вхождения в синхронизм достижима уже на начальных тактах приема сигнала. Вероятность правильного распознавания ШПС зависит от отношения сигнал/шум и априорно установленной вероятности перехода  $\pi_{ii}$ .

Таким образом, устройство поиска, приведенное на рисунке 8, может быть использовано для приема ШПС, сформированных на основе как линейных, так и нелинейных рекуррентных ПСП. Конфигурация приемного устройства осуществляется изменением структуры регистра сдвига генератора опорной ПСП принимаемого сигнала.

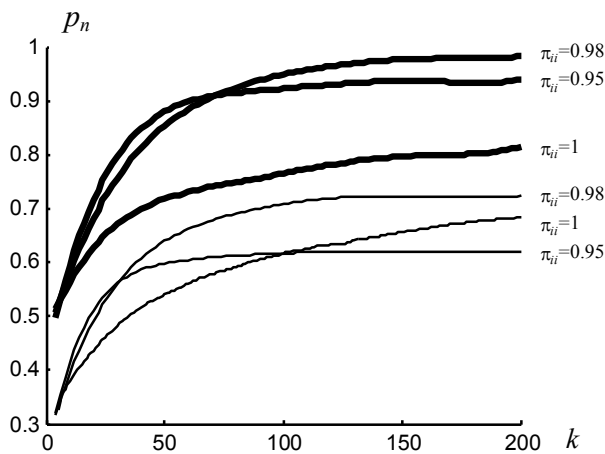


Рисунок 9 – Вероятность правильного распознавания ШПС

**Заключение.** Разработанный алгоритм позволяет ускорить процесс кодовой синхронизации приемных устройств ШПС путем использования оценки принятой ПСП на выходе нелинейного фильтра в качестве начального значения фазы опорного сигнала коррелятора [17]. Увеличение вероятности правильного распознавания ШПС в нелинейном фильтре повышает вероятность правильной инициализации регистра сдвига генератора опорной ПСП в корреляторе, что, в свою очередь, приводит к уменьшению времени поиска. Среднее время поиска определяется по формуле [10]:

$$T_a = T_e / p_n, \quad (10)$$

где  $T_e$  – время обзора одной ячейки зоны неопределенности в корреляторе. Следовательно, увеличение в два раза вероятности правильного распознавания  $n$ -символьной комбинации ПСП  $p_n$  приводит к уменьшению в два раза времени поиска  $T_a$ . Для рассмотренного эксперимента время поиска может быть уменьшено в два раза

для  $q = -3$  дБ и  $q = -6$  дБ при  $\pi_{ii} = 0.98$ .

Выбор алгоритма работы и структуры приемного устройства должен осуществляться с учетом предполагаемой помеховой обстановки и требований к точности определения параметров сигнала.

#### Библиографический список

1. Теория и применение псевдослучайных сигналов / А.И.Алексеев и др. М.: Наука, 1969. 367 с.
2. Стельмашенко Б.Г., Тараненко П.Г. Нелинейные псевдослучайные последовательности в широкополосных системах передачи информации // Зарубежная радиоэлектроника. 1988. № 10. С. 3-16.
3. Сарвате Д.В., Персли М.Б. Взаимно-корреляционные свойства псевдослучайных и родственных последовательностей // ТИИЭР. 1980. № 5. С. 59-90.
4. Шумоподобные сигналы в системах передачи информации / под ред. В.Б. Пестрякова. М.: Сов. радио, 1973. 424 с.
5. Лосев В.В., Бродская Е.Б., Коржик В.И. Поиск и декодирование сложных дискретных сигналов. М.: Радио и связь, 1988. 224 с.
6. Журавлев В.И. Поиск и синхронизация в широкополосных системах. М.: Радио и связь, 1986. 240 с.
7. Петрович Н.Т., Терехов Б.Д. Статистические характеристики многоканальных устройств поиска сложных сигналов // Радиотехника. 1981. Т. 36. № 3. С. 60-64.
8. Leung V.C., Donaldson R.W. Confidence estimates for acquisition times and hold in times for PN-SSMA synchronizer employing envelope correlation // Communications, IEEE Transactions on. 1982. Vol. 30. Issue 1. P. 230-240.
9. Прозоров Д.Е. Быстрый поиск дальномерных кодов, сформированных на M-последовательностях // Электросвязь. 2008. №8. С.48-51.
10. R. Ward. Acquisition of Pseudonoise Signals by Sequential Estimation // Communications, IEEE Transactions on. 1965. Vol. 13. Issue 4. P. 475-483.
11. Радиосистемы передачи информации / И.М. Тепляков и др. М.: Радио и связь, 1982. 264 с.
12. Григорьев А.А. Некоторые мажоритарные алгоритмы определения фазы псевдослучайных последовательностей // Изв. вузов СССР. Радиоэлектроника. 1979. Т. 22. № 4. С. 33-41.
13. Журавлев В.И., Леонтьев М.А. О статистических показателях системы поиска псевдослучайных сигналов с мажоритарной оценкой символов // Тезисы докладов VII Всесоюзной конференции по теории кодирования и передаче информации. Москва-Вильнюс. 1978.
14. Kilgus C.C. Pseudonoise code acquisition using majority logic decoding // Communications, IEEE Transactions on. 1973. Vol. 21. Issue 1. P. 772-774.
15. Лосев В.В., Номоконов В.Н. Синхронизация M-последовательностей модифицированными методами последовательной оценки // Радиотехника и электроника. 1977. Т. 22. № 3.
16. Чердынцев В.А. Проектирование радиотех-

нических систем со сложными сигналами. Минск: Высшая школа. 1979. 192 с.

17. Lie-Liang Yang, L. Hanzo. Acquisition of m-sequences using recursive soft sequential estimation // Wireless Communications and Networking. 2003. Vol. 1. P. 683–687.

18. S. Yoon, I. Song, S. Yong Kim. Seed accumulating sequential estimation for PN sequence acquisition at low signal-to-noise ratio // Signal Processing. 2002. Vol. 82. № 11, P. 1795–1799.

19. J. Wang, X. Hu, Y. Zhang, Q. Dai. A Rapid Code Acquisition Scheme for DS/SS Systems // Wireless Personal Communications. 2006. Vol. 39, № 4, P. 503–514.

20. E. P. Petrov and D. E. Prozorov. Synthesis of Devices for the Fast Search for Noiselike Signals that are Based on Multidigit Recurrent Sequences of the Maximum Period // Journal of Communications Technology and Electronics. 2005. Vol. 50, № 10, P. 1186–1191.

21. Петров Е.П., Прозоров Д.Е., Петров И.Е., Смирнов А.В. Быстрый поиск шумоподобных сигналов // Успехи современной радиоэлектроники. Зарубежная радиоэлектроника. 2008. № 8. С. 47-69.

22. Прозоров Д.Е. Адаптивная нелинейная фильтрация многоуровневых шумоподобных сигналов // Системы управления и информационные технологии. 2007. № 3.1(29). С. 190-194.

23. Prozorov D., Chistyakov A. Nonlinear Filtering of Pseudonoise Signals Using High-Order Markov Chain Model // Proceedings of IEEE East-West Design & Test Symposium (EWDTS'2013). Rostov-on-Don, Russia. September 27–30, 2013, P. 328-332.

24. Прозоров Д.Е., Смирнов А.В. Анализ времени кодовой синхронизации шумоподобных сигналов // Т-Comm: Телекоммуникации и транспорт. 2011. № 6. С. 50-51.

УДК 519.2

**В.П. Кузнецов, Е.П. Чураков**

## СИСТЕМА ФИЛЬТРОВ КАЛМАНА ДЛЯ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ ОТРАЖЕННОГО СИГНАЛА

*Построены многоканальные фильтры Калмана для оценивания частоты и разности фаз измерительной совокупности гармонических сигналов. Идея подхода состоит в представлении гармонического сигнала как решения разностного уравнения с корнями, лежащими на единичной окружности.*

**Ключевые слова:** гармонический сигнал, разностное уравнение, переменные состояния, фильтр Калмана.

**Постановка задачи.** В радиолокации хорошо известна задача определения координат движущегося объекта на основании отраженной электромагнитной волны, которая принимается несколькими датчиками, распределенными в пространстве. Один из датчиков назначается опорным, остальные – рабочими. Электромагнитная волна создает в датчиках электрические сигналы гармонического вида, которые и являются носителями информации об объекте. Координаты объекта определяются по разности фаз гармонических сигналов, возникающих в рабочих и опорном каналах. Решение задачи осложняется неизвестной, вследствие доплеровского эффекта, частотой отраженного сигнала.

Математическая формализация задачи состоит в следующем. Имеются результаты измерений

$$v_k[n] = u_{0k} + u_{1k} \sin(\omega n + \varphi_k) + p_k[n], \quad (1)$$

$$k = \overline{1, q}, \quad n = \overline{1, N}.$$

Здесь:  $u_{0k}, u_{1k}, \varphi_k \in (0, 2\pi)$  – постоянные на

интервале наблюдения неизвестные параметры,  $\omega = 2\pi fT$  – относительная частота,  $f$  – частота отраженного сигнала,  $T$  – период дискретизации,  $n$  – номер отсчета,  $p_k[n]$  – независимые по пространству и времени гауссовские шумы с нулевыми средними и известной дисперсией  $\sigma_p^2$ ,  $q$  – количество датчиков,  $N$  – временной объем выборки. Диапазон возможных значений частоты  $\omega_{\min}, \omega_{\max}$  известен. Задача заключается в определении разности фаз между рабочими и опорным сигналами.

**Обсуждение проблемы.** Задача определения разности фаз гармонических сигналов неизвестной частоты может быть решена методами спектрального оценивания с последующим выделением фазовых компонент [1]. Классические методы спектрального оценивания основаны на дискретном преобразовании Фурье. Присущие им особенности, связанные с растеканием спектра и пакетной обработкой данных, обусловили появление параметрических методов спектраль-

ного оценивания, обладающих более высоким разрешением и возможностью как пакетной, так и последовательной обработки. Первая группа параметрических методов использует авторегрессионные модели представления входных данных, вторая группа (методы Прони) использует детерминированные модели.

Классическим и параметрическим методам спектрального оценивания посвящено много публикаций, поток которых не ослабевает и в настоящее время (например, [2,3]). Данная работа по характеру модели входных данных примыкает к авторегрессионным методам, однако решение задачи найдено на принципах калмановской фильтрации [4].

**Идея метода** состоит в представлении гармонического сигнала как решения линейного разностного однородного уравнения 2-го порядка с постоянными коэффициентами, корни характеристического уравнения которого расположены на окружности единичного радиуса.

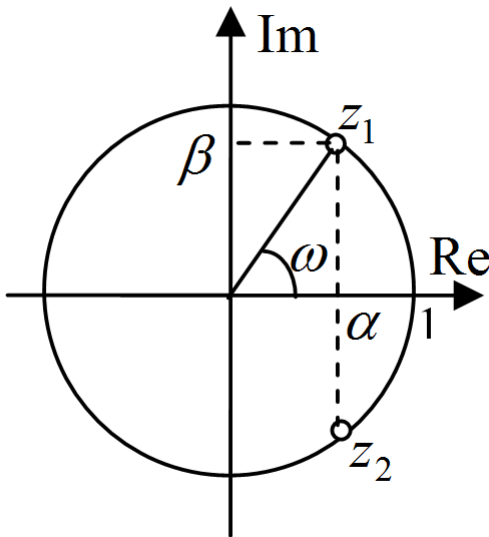


Рисунок 1 – Корни характеристического уравнения

Рассмотрим разностное уравнение

$$b_0 y[n+2] + b_1 y[n+1] + b_2 y[n] = 0. \quad (2)$$

Пусть соответствующее ему характеристическое уравнение

$$b_0 z^2 + b_1 z + b_2 = 0$$

имеет пару комплексно-сопряженных корней

$$z_1 = \alpha + j\beta, \quad z_2 = \alpha - j\beta.$$

Тогда общее решение уравнения (2)

$$y[n] = c_1 |z_1|^n \cos \omega n + c_2 |z_1|^n \sin \omega n, \quad \omega = \arg(z_1).$$

Постоянные  $c_1, c_2$  определяются начальными условиями  $y[0], y[1]$ . Если корни  $z_1, z_2$  расположены на единичной окружности, причем в правой полуплоскости ( $\alpha > 0$ ), решение прини-

мает вид:

$$y[n] = c_1 \cos \omega n + c_2 \sin \omega n = u \sin(\omega n + \varphi), \quad (3)$$

$$u = \sqrt{c_1^2 + c_2^2}, \quad \varphi = \arctg(c_1 / c_2), \quad \omega = \arctg(\sqrt{1 - \alpha^2} / \alpha).$$

Для левых корней  $z_1, z_2$  ( $\alpha < 0$ ) относительная частота  $\omega$  должна вычисляться в 4-м квадранте:

$$\omega = \pi - \arctg(\sqrt{1 - \alpha^2} / |\alpha|).$$

Характер расположения корней (правый или левый) определяется периодом дискретизации  $T$ . Как следует из рисунка 1, для правых корней характерно

$$\omega = 2\pi fT \in [0, \frac{\pi}{2}] \Rightarrow T = [0, \frac{1}{4f}].$$

Левым корням свойственно

$$\omega = 2\pi fT \in (\frac{\pi}{2}, \pi] \Rightarrow T = (\frac{1}{4f}, \frac{1}{2f}],$$

причем правая граница в последнем ограничении соответствует теореме Котельникова.

Единичным по модулю корням соответствует разностное уравнение

$$y[n+2] - 2\alpha y[n+1] + y[n] = 0.$$

Введем в рассмотрение переменные состояния

$$x_1[n] = y[n], \quad x_2[n] = y[n+1],$$

которые позволяют представить исходное разностное уравнение в виде системы разностных уравнений первого порядка

$$\begin{cases} x_1[n+1] = x_2[n], \\ x_2[n+1] = -x_1[n] + 2\alpha x_2[n] \end{cases}$$

и уравнения выхода  $y[n] = x_1[n]$ . Представим эти уравнения в векторно-матричной форме:

$$X[n+1] = AX[n], \quad y[n] = CX[n], \quad X = \begin{bmatrix} x_1[n] \\ x_2[n] \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ -1 & 2\alpha \end{bmatrix}, \quad C = [1 \quad 0].$$

Результаты наблюдений наряду с гармониками содержат постоянные составляющие; добавим их в векторно-матричную модель. Рассмотрим сначала один измерительный канал с сигналом на выходе

$$v_n = u_0 + u_1 \sin(\omega n + \varphi) + p_n, \quad n = \overline{1, N}.$$

Постоянный параметр  $u_0$  зададим решением простейшего разностного уравнения  $u_0[n+1] = u_0[n]$  и введем его в вектор состояния. Тогда



$$v_n = CX_n + p_n, \quad X_{n+1} = AX_n,$$

$$C = [1 \ 1 \ 0], \quad X_n = \begin{bmatrix} u_0 \\ x_1[n] \\ x_2[n] \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & -1 & 2\alpha \end{bmatrix}.$$

Для оценивания вектора состояния применим фильтр Калмана [5], который в данных условиях определяется следующей совокупностью выражений:

$$R_{n,n-1} = AR_{n-1}A^T, \tag{4}$$

$$K_n = R_{n,n-1}C^T(CR_{n,n-1}C^T + \sigma_p^2)^{-1},$$

$$\hat{X}_n = A\hat{X}_{n-1} + K_n(v_n - CA\hat{X}_{n-1}),$$

$$R_n = R_{n,n-1} - K_nCR_{n,n-1}.$$

В этих соотношениях:  $\hat{X}_n$  – оценка вектора состояния, вычисленная по наблюдениям  $v_1, v_2, \dots, v_n$ ,  $R_{n,n-1}$  – априорная ковариационная матрица ошибок оценивания,  $R_n$  – апостериорная ковариационная матрица ошибок оценивания,  $K_n$  – коэффициент усиления калмановского фильтра. Для работы фильтра нужно задать начальные матрицу  $R_0$  и вектор  $\hat{X}_0$ . Матрицу  $R_0$  положим единичной,  $R_0 = I$ , вектор  $\hat{X}_0 = 0$ .

**Фильтр Калмана для оценивания частоты гармонического сигнала.** Векторно-матричная модель наблюдений и соотношения фильтра Калмана предполагают известными параметры модели  $A$  и  $C$ . Однако в данной задаче частота  $\omega$  гармонического сигнала и связанный с ней параметр  $\alpha$  являются неизвестными. Поставим задачу оценивания параметра  $\alpha$  совместно с оцениванием вектора состояния, следуя работе [6].

Считая параметр  $\alpha$  постоянным на интервале наблюдения, зададим его решением простейшего разностного уравнения

$$\alpha_{n+1} = \alpha_n.$$

Введем в рассмотрение расширенные векторы и матрицы:

$$X_n^* = \begin{bmatrix} \alpha \\ u_0 \\ x_1[n] \\ x_2[n] \end{bmatrix}, \quad A^* = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & -1 & 2\alpha \end{bmatrix}, \quad C^* = [0 \ 1 \ 1 \ 0].$$

Расширенный вектор состояния описывается уравнением состояния

$$X_{n+1}^* = A^* X_n^* = F(X_n^*),$$

которое теперь принимает нелинейный вид, обусловленный наличием параметра  $\alpha$  как в матри-

це  $A^*$ , так и в векторе  $X_n^*$ . Уравнение выхода остается линейным:

$$v_n = C^* X_n^* + p_n.$$

Решение задачи может быть найдено на основе линеаризации вектор-функции  $F$  и последующим применением соотношений (4). Раскроем вектор-функцию  $F$ :

$$F(X_n^*) = A^* X_n^* = [\alpha; u_0; x_2[n]; -x_1[n] + 2\alpha x_2[n]]^T.$$

Найдем матрицу частных производных  $\partial F / \partial X^*$ , используя правило дифференцирования вектор-функции по вектору:

$$\frac{\partial F}{\partial X^*} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 2x_2 & 0 & -1 & 2\alpha \end{bmatrix}.$$

Первая строка этой матрицы содержит частные производные от первого элемента вектор-функции  $F$  по каждому элементу вектора  $X^*$ . Другие строки матрицы соответствуют остальным элементам вектор-функции  $F$ .

Уравнения фильтра Калмана теперь примут вид:

$$R_{n,n-1} = \left[ \frac{\partial}{\partial X^*} F(X_{n-1}^*) \right] R_{n-1} \left[ \frac{\partial}{\partial X^*} F(X_{n-1}^*) \right]^T, \tag{5}$$

$$K_n = R_{n,n-1} C^{*T} (C^* R_{n,n-1} C^{*T} + \sigma_p^2)^{-1},$$

$$\hat{X}_n^* = A^* \hat{X}_{n-1}^* + K_n (v_n - C^* A^* \hat{X}_{n-1}^*),$$

$$R_n = R_{n,n-1} - K_n C^* R_{n,n-1}, \quad R_0 = I, \quad \hat{X}_0^* = [\alpha_0 \ 0 \ 0 \ 0].$$

Начальное значение параметра  $\alpha = \alpha_0$  целесообразно назначить в середине диапазона изменения частоты отраженного сигнала  $\omega_{\min}, \omega_{\max}$ .

Результаты моделирования адаптивного фильтра Калмана, описываемого соотношениями (5), приведены на рисунке 2. Параметры моделирования:

$$u_0 = -1; u_1 = 1,9; \sigma_p^2 = 0,05; \alpha = 0,9 (\omega = 0,451).$$

Под частотным параметром на рисунке 2 понимается параметр  $\alpha$ , начальное значение которого принято  $\alpha_0 = 0,8$ .

Точность оценивания частоты охарактеризуем средней относительной ошибкой MAPE (Mean Absolute Percentage Error):

$$MAPE = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \left| \frac{\omega - \hat{\omega}_i}{\omega} \right| 100\%.$$

Для заданных параметров моделирования и числа реализаций  $M=1000$  получены следующие

результаты:

- для дисперсии помехи  $\sigma_p^2 = 0,01$   
 $MAPE=0,12\%$ ;

- для дисперсии помехи  $\sigma_p^2 = 0,05$   
 $MAPE=0,82\%$ ;

- для дисперсии помехи  $\sigma_p^2 = 0,1$   
 $MAPE=3,37\%$ .

Фаза гармонической составляющей задавалась в каждой реализации случайным равномерным образом в интервале  $[0, 2\pi]$ .

Адаптивный фильтр Калмана успешно решает задачу оценивания вектора состояния, в том числе и параметра  $\alpha$ . Оценка  $\hat{\alpha}$  используется затем для нахождения оценки частоты гармонического сигнала

$$\hat{\omega} = \arctg(\sqrt{1 - \hat{\alpha}^2} / \hat{\alpha}).$$

**Фильтр Калмана для оценивания фазы гармонического сигнала.** Для определения фазы гармонической составляющей в сигнале наблюдения представим гармонику уравнением (3), но с учетом того, что  $y[n] = x_1[n]$ , будем использовать оценку переменной состояния  $x_1[n]$ , которую выдает калмановский фильтр:

$$\hat{x}_1[n] = c_1 \cos \hat{\omega}n + c_2 \sin \hat{\omega}n + e[n]. \quad (6)$$

Здесь  $e[n]$  — погрешность оценивания, дисперсия которой содержится в ковариационной матрице  $R_n$ . Представим уравнение (6) совокупностью уравнений состояния и выхода. С этой целью введем переменные состояния  $q_1[n] = c_1$ ,  $q_2[n] = c_2$ , поведение которых зададим уравнением состояния

$$Q[n+1] = HQ[n], \quad H = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Уравнение выхода примет вид:

$$\hat{x}_1[n] = C[n]Q[n] + e[n], \quad C[n] = [\cos \hat{\omega}n \quad \sin \hat{\omega}n].$$

Для оценивания вектора состояния  $Q[n]$  будем использовать дополнительный фильтр Калмана, работа которого описывается соотношениями, аналогичными (4). Дополнительный фильтр включается после окончания переходного процесса основного фильтра, а оценка фазы производится в системе координат, совмещенной с моментом включения дополнительного фильтра. Так как в конечном итоге нас интересует разность фаз между рабочими и опорным сигналами, то момент включения дополнительного фильтра, который предполагается одинаковым во всех каналах, оказывается несущественным.

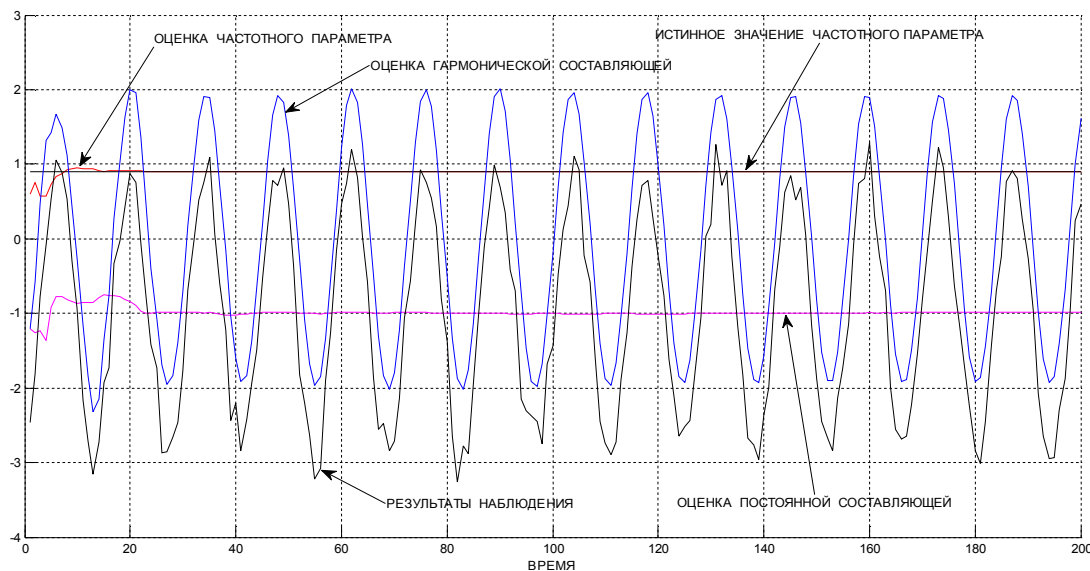


Рисунок 2 – Результаты моделирования адаптивного фильтра Калмана

**Многоканальные фильтры Калмана.** Обобщим полученные результаты на обработку многоканальной информации. Основной и дополнительный калмановские фильтры целесообразно реализовать в виде многоканальных устройств. Ограничимся для простоты изложения двумя измерительными каналами, на выходах которых наблюдаются сигналы

$$v_1[n] = u_{01} + u_{11} \sin(\omega n + \varphi_1) + p_1[n],$$

$$v_2[n] = u_{02} + u_{12} \sin(\omega n + \varphi_2) + p_2[n], \quad n = \overline{1, N}.$$

Для основного двухканального фильтра Калмана справедлива векторно-матричная модель наблюдений

$$X[n+1] = AX[n], \quad V[n] = CX[n] + P[n],$$

где

$$X[n] = \begin{bmatrix} \alpha \\ u_{01} \\ x_{11} \\ x_{21} \\ u_{02} \\ x_{12} \\ x_{22} \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 2\alpha & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 2\alpha \end{bmatrix},$$

$$V[n] = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix}, P[n] = \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}.$$

Вектор-функция

$$F = AX[n] =$$

$$= [\alpha; u_{01}; x_{21}; -x_{11} + 2\alpha x_{21}; u_{02}; x_{22}; -x_{12} + 2\alpha x_{22}]^T,$$

а матрица частных производных

$$\frac{\partial F}{\partial X} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2x_{21} & 0 & -1 & 2\alpha & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 2x_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 2\alpha \end{bmatrix}.$$

Двухканальный основной фильтр Калмана описывается соотношениями (5), но с учетом векторной природы результатов наблюдений  $V[n]$  и помех  $P[n]$ .

Дополнительный двухканальный фильтр Калмана, предназначенный для определения фаз двух гармонических составляющих, а затем и разности фаз, построим на основе соотношений

$$\hat{x}_{11}[n] = c_{11} \cos \hat{\omega}n + c_{21} \sin \hat{\omega}n + e_1[n],$$

$$\hat{x}_{12}[n] = c_{12} \cos \hat{\omega}n + c_{22} \sin \hat{\omega}n + e_2[n].$$

Представим эти соотношения в виде уравнений состояния и выхода по аналогии с одноканаль-

ным вариантом:

$$Q[n+1] = HQ[n], \hat{X} = C[n]Q[n] + E[n].$$

Здесь:

$$Q = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix}, H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \hat{X} = \begin{bmatrix} \hat{x}_{11} \\ \hat{x}_{12} \end{bmatrix},$$

$$C = \begin{bmatrix} \cos \hat{\omega}n & \sin \hat{\omega}n & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \hat{\omega}n & \sin \hat{\omega}n \end{bmatrix}, E = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}.$$

Дополнительный двухканальный фильтр Калмана описывается формулами, аналогичными (4), но с учетом новых обозначений:

$$R_{n,n-1} = HR_{n-1}H^T,$$

$$K_n = R_{n,n-1}C^T(CR_{n,n-1}C^T + K_e)^{-1},$$

$$\hat{Q}_n = H\hat{Q}_{n-1} + K_n(\hat{X}_n - CH\hat{Q}_{n-1}),$$

$$R_n = R_{n,n-1} - K_nCR_{n,n-1}, R_0 = I, \hat{Q}_0 = 0.$$

Здесь  $K_e$  — диагональная матрица, содержащая дисперсии ошибок оценивания  $e_1, e_2$ .

Результаты моделирования совмещенных фильтров приведены на рисунке 3. Параметры моделирования:  $\varphi_1 = 1.8$  рад.,  $\varphi_2 = 1$  рад.

Точность оценивания разности фаз найдена на основе статистического моделирования на ЭВМ 1000 реализаций процедуры наблюдения при разной дисперсии помех.

**Точность оценивания разности фаз**

Дисперсия помех	Среднее значение ошибки	Средний квадрат ошибки
0,01	0,0021	$3,48 \cdot 10^{-5}$
0,05	-0,0015	$2,15 \cdot 10^{-4}$
0,1	-0,0026	$4,27 \cdot 10^{-4}$

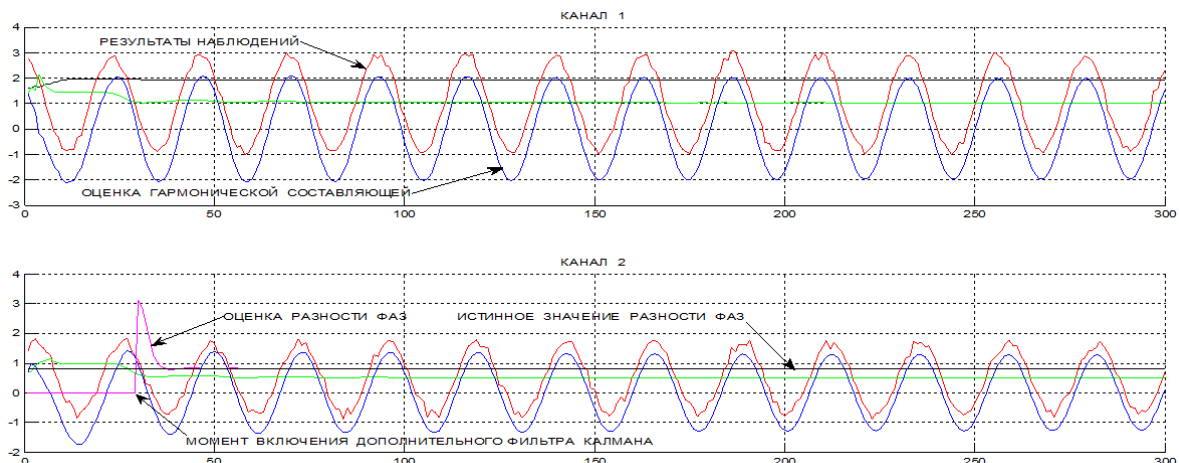


Рисунок 3 – Результаты моделирования системы многоканальных фильтров Калмана

**Библиографический список**

1. Марпл С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. - М.: Мир, 1990.
2. Кошелев В.И. Адаптивная обработка радиолокационных сигналов на базе процессора БПФ // Цифровая обработка сигналов. 2001. № 2.
3. Пономарева О.В. Развитие теории спектрального анализа дискретных сигналов на конечных интервалах в базисе параметрических экспоненциальных функций // Цифровая обработка сигналов.

2010. № 2.

4. Kalman R.E., Busby R.S. New results in linear filtering and prediction theory. Trans. ASME Journ. Basic Engineering, v. 83 D, № 1, 1961.
5. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении. - М.: Связь, 1976.
6. Чураков Е. П. Математические методы обработки экспериментальных данных в экономике. - М.: Финансы и статистика, 2004.

УДК 629.7.058

**С.Ю. Быстров, Ю.В. Петров**

**СИНТЕЗ АЛГОРИТМА КОНТРОЛЯ  
КОЭФФИЦИЕНТА ВЗАИМНОЙ КОРРЕЛЯЦИИ  
ИЗМЕРЕНИЙ НАВИГАЦИОННЫХ ПАРАМЕТРОВ  
С ЦЕЛЬЮ ОБНАРУЖЕНИЯ ОТКАЗОВ  
В МНОГОКРАТНО РЕЗЕРВИРУЕМЫХ БОРТОВЫХ СИСТЕМАХ**

*Рассмотрена задача контроля работоспособности бортовых многократно резервируемых навигационных датчиков. Проведен анализ измерений навигационных параметров. Проведен анализ коэффициента взаимной корреляции измерений навигационных параметров. Получено выражение решающей статистики для алгоритма последовательного анализа коэффициента взаимной корреляции измерений. Предложен алгоритм контроля работоспособности навигационных датчиков по взаимной корреляции измерений навигационных параметров. Приведены предварительные результаты математического моделирования работы предложенного алгоритма.*

**Ключевые слова:** бортовые автоматизированные системы контроля, контроль работоспособности, навигационные датчики, взаимная корреляция.

**Введение.** Одной из задач, решаемых бортовыми автоматизированными системами контроля (БАСК), является контроль работоспособности навигационных датчиков. На борту самолёта с целью повышения надежности обычно устанавливается несколько навигационных датчиков, дублирующих измерения одних и тех же параметров. Например, для измерения координат места положения летательного аппарата и его линейных скоростей применяют различные инерциальные навигационные системы (ИНС) и спутниковые навигационные системы (СНС). При отказе одного из датчиков параметры, выдаваемые им, будут выбраковываться. При этом для улучшения эксплуатационных характеристик и повышения качества навигационных комплексов современные бортовые системы контроля должны контролировать не только появление сбоев или отказов в работе аппаратуры, но и точность измерения навигационных парамет-

ров [1].

Очевидно, что существует взаимная корреляция между измерениями датчиков, которая при отказе одного из них значительно уменьшается. Поэтому контроль бортовых навигационных датчиков может осуществляться путем статистического последовательного анализа степени корреляции навигационных измерений.

**Целью работы** является разработка алгоритма контроля работоспособности навигационных датчиков в многократно резервируемых бортовых системах, основанного на статистическом последовательном анализе коэффициентов взаимной корреляции измеряемых навигационных параметров.

**Теоретические исследования.** Разрабатываемый алгоритм основан на статистическом методе последовательного анализа. В ходе эксперимента рассматриваются две гипотезы:  $H_0$  – отказ контролируемого датчика,  $H_1$  – исправ-

ность контролируемого датчика.

Предположим, что на борту летательного аппарата установлены три навигационных датчика, измеряющие проекции его линейных скоростей. Два датчика представляют собой инерциальные навигационные системы и один датчик – приемник спутниковой навигационной системы. Рассмотрим далее для примера только одну проекцию скорости, например северную, контроль остальных будет аналогичным. Измеряемые датчиками навигационные параметры могут быть представлены в следующем виде:

$$V_i^1 = V_i + \Delta V_i^1$$

$$V_i^2 = V_i + \Delta V_i^2$$

$$V_i^3 = V_i + \Delta V_i^3,$$

где  $V_i^1, V_i^2, V_i^3$  – измерения северной проекции скорости, производимые ИНС №1, ИНС №2 и СНС соответственно;  $V_i$  – истинное значение северной проекции скорости движения ЛА;  $\Delta V_i^1, \Delta V_i^2, \Delta V_i^3$  – соответствующие ошибки измерения ИНС № 1, ИНС № 2 и СНС (рисунок 1).

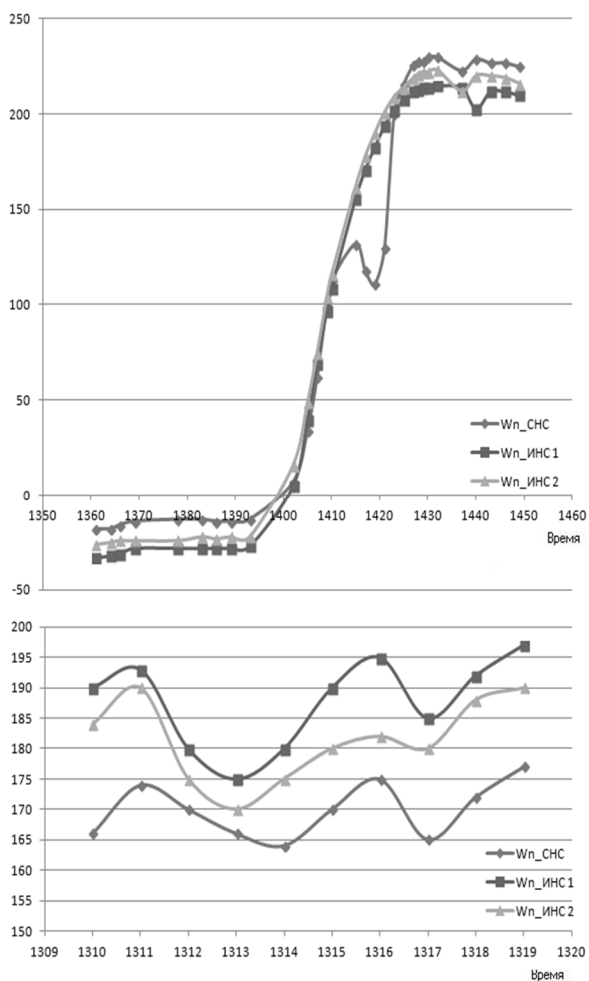


Рисунок 1 – Измерения северной составляющей путевой скорости ИНС № 1, ИНС № 2, СНС

Взаимные корреляционные функции (ВКФ) двух пар случайных процессов  $V_i^1, V_i^2$  и  $V_i^1, V_i^3$  при отсутствии отказов будут иметь вид:

$$R_i^{12} = \rho_i^{12} \cdot \sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^2} + a_i^1 \cdot a_i^2$$

$$R_i^{13} = \rho_i^{13} \cdot \sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^3} + a_i^1 \cdot a_i^3,$$

где  $\rho_i^{12}$  и  $\rho_i^{13}$  – оценки коэффициентов взаимной корреляции измерений северных проекций скоростей ИНС № 1-ИНС № 2 и ИНС № 1-СНС;  $a_i^1, a_i^2, a_i^3, D_i^1, D_i^2, D_i^3$  – оценки математических ожиданий и дисперсий измерений северных проекций скоростей ИНС № 1, ИНС № 2 и СНС соответственно.

ВКФ процессов  $V_i^1, V_i^2$  и  $V_i^1, V_i^3$  равна корреляционному моменту этих процессов, тогда, выполнив некоторые преобразования, получим, что ВКФ случайных процессов определяются автокорреляционной функцией измеряемого параметра  $V_i$  и имеют вид:

$$R_i^{12} = R_i^V = \rho_i^V \cdot D_i^V + (a_i^V)^2 + a_i^{\Delta V_i^1} \cdot a_i^V + a_i^{\Delta V_i^2} \cdot a_i^V + a_i^{\Delta V_i^1} \cdot a_i^{\Delta V_i^2}$$

$$R_i^{13} = R_i^V = \rho_i^V \cdot D_i^V + (a_i^V)^2 + a_i^{\Delta V_i^1} \cdot a_i^V + a_i^{\Delta V_i^3} \cdot a_i^V + a_i^{\Delta V_i^1} \cdot a_i^{\Delta V_i^3}$$

Выполнив преобразования ВКФ, получим выражения нормированных ВКФ пар случайных процессов  $V_i^1, V_i^2$  и  $V_i^1, V_i^3$  соответственно:

$$\rho_i^{12} = \frac{R_i^{12} - a_i^1 \cdot a_i^2}{\sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^2}} = \frac{\rho_i^V \cdot D_i^V}{\sqrt{D_i^V + D_i^{\Delta V_i^1}} \cdot \sqrt{D_i^V + D_i^{\Delta V_i^2}}}$$

$$\rho_i^{13} = \frac{R_i^{13} - a_i^1 \cdot a_i^3}{\sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^3}} = \frac{\rho_i^V \cdot D_i^V}{\sqrt{D_i^V + D_i^{\Delta V_i^1}} \cdot \sqrt{D_i^V + D_i^{\Delta V_i^3}}}$$

Дисперсия ошибок измерения ИНС, как правило, значительно меньше, чем дисперсии ошибок СНС, это обусловлено физическими принципами их работы. Следовательно, можно принять (при отсутствии отказов)  $D_i^{\Delta V_i^1} = 0$  и  $D_i^{\Delta V_i^2} = 0$ . Таким образом, нормированная ВКФ ИНС №1 – СНС принимает вид:

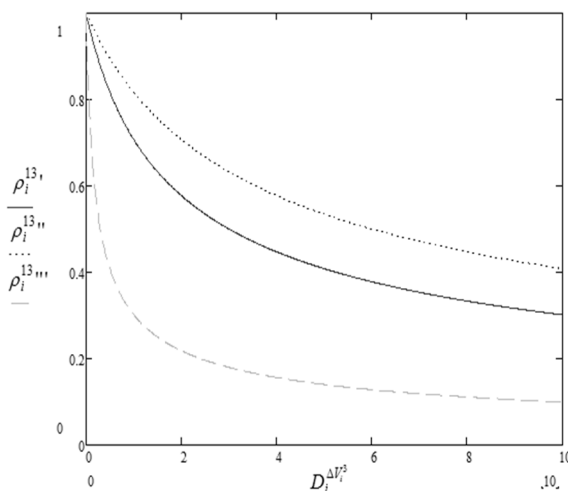
$$\rho_i^{13} = \frac{\rho_i^V}{\sqrt{1 + \frac{D_i^{\Delta V_i^3}}{D_i^V}}}$$

Проанализировав это выражение, можно сделать вывод, что коэффициент взаимной корреляции убывает при увеличении дисперсии ошибки измерения скорости СНС и при умень-

шении дисперсии скорости ЛА. В связи с тем, что рассматриваемые случайные процессы являются параметрами движения ЛА, измеряемыми навигационными датчиками, то целесообразно рассматривать их взаимную корреляцию в один момент времени. В этом случае нормированный коэффициент автокорреляции измеряемого параметра равен единице, и коэффициент взаимной корреляции измерений скорости ИНС № 1 – СНС принимает следующий вид:

$$\rho_i^{13} = \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{D_i^{\Delta V_i^3}}{D_i^V}}}$$

На рисунке 2 приведены графики зависимости коэффициента взаимной корреляции измерений скорости ИНС №1 – СНС от дисперсии ошибок измерений СНС. Дисперсия истинного значения северной составляющей скорости имеет следующие значения: для  $\rho_i^{13'}$  -  $D_i^V = 1$  (м/с)<sup>2</sup>, для  $\rho_i^{13''}$  -  $D_i^V = 2$  (м/с)<sup>2</sup>, для  $\rho_i^{13'''}$  -  $D_i^V = 0.5$  (м/с)<sup>2</sup>.



**Рисунок 2 – Графики зависимости коэффициента взаимной корреляции от дисперсии ошибок измерения СНС**

Из анализа данных графиков можно сделать вывод, что при увеличении дисперсии ошибки измерения скорости СНС коэффициент взаимной корреляции уменьшается. Кроме того, чем меньше дисперсия истинного значения скорости, тем быстрее убывает коэффициент взаимной корреляции с ростом дисперсии ошибок измерений СНС. Таким образом, для контроля работоспособности навигационных датчиков возможно использовать статистическую взаимосвязь между измерениями навигационных параметров, производимыми разными навигационными датчиками [2].

Для контроля работоспособности датчиков предлагается контролировать коэффициент взаимной корреляции измерений этих датчиков  $\rho$ .

Алгоритм контроля взаимной корреляции основывается на выражении:  $\ln B < S_i < \ln A$ , где  $S$  – решающая статистика:

$$A = \frac{1 - \alpha}{\beta} \quad B = \frac{\beta}{1 - \alpha},$$

$\alpha, \beta$  – вероятности ошибок I и II рода.

В общем виде выражение для решающей статистики представляет собой натуральный логарифм отношения функций плотностей распределения вероятностей при значениях оцениваемого параметра  $\rho_{H0}$  и  $\rho_{H1}$ :

$$S_i = \ln \left( \frac{f(x_1, y_1, \rho_{H1}) \dots f(x_i, y_i, \rho_{H1})}{f(x_1, y_1, \rho_{H0}) \dots f(x_i, y_i, \rho_{H0})} \right),$$

где  $x_i$  и  $y_i$  – пара контролируемых параметров, измеренных разными датчиками. В рассматриваемом случае это одна из пар  $V_i^1, V_i^2, V_i^3$

Обозначим правую часть выражения решающей статистики  $L(x, y, \theta)$ , где  $\theta = |a_i^1, a_i^2, a_i^3, D_i^1, D_i^2, D_i^3, \rho|$  – вектор параметров распределения. Разложив  $L(x, y, \theta)$  в ряд Тейлора и выполнив некоторые преобразования при условии  $\rho_{H1} \rightarrow \rho_{H0}$ , получим выражение решающей статистики для случая коэффициента взаимной корреляции:

$$S_i = \frac{(\rho_{H1} - \rho_{H0}) \cdot \left( \rho_i - \frac{\rho_{H1} + \rho_{H0}}{2} \right)}{D(\rho_i)},$$

где  $\rho_i$  – оценка коэффициента взаимной корреляции измерений двух датчиков,  $D(\rho_i)$  – дисперсия оценки коэффициента взаимной корреляции.

В разрабатываемом алгоритме контроль одного датчика осуществляется по взаимной корреляции измерений, производимых этим датчиком, с измерениями, производимыми другими датчиками.

В ходе наблюдений вычисляются оценки статистических характеристик (математических ожиданий, дисперсий) измерений параметров наблюдаемых датчиков. Оценки коэффициентов взаимной корреляции измерений северных проекций скоростей ИНС №1-ИНС №2 и ИНС №1-СНС  $\rho_i^{12}$  и  $\rho_i^{13}$  вычисляются рекуррентно в соответствии с выражениями:

$$\rho_i^{12} = \frac{i-1}{i} \rho_{i-1}^{12} + \frac{1}{i} \cdot \frac{(V_i^1 - a_i^1) \cdot (V_i^2 - a_i^2)}{\sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^2}}, \rho_0^{12} = 0$$

$$\rho_i^{13} = \frac{i-1}{i} \rho_{i-1}^{13} + \frac{1}{i} \cdot \frac{(V_i^1 - a_i^1) \cdot (V_i^3 - a_i^3)}{\sqrt{D_i^1} \cdot \sqrt{D_i^3}}, \rho_0^{13} = 0,$$

где:  $a_i^1, a_i^2, a_i^3, D_i^1, D_i^2, D_i^3$  – оценки математических ожиданий и дисперсий измерений северных проекций скоростей ИНС № 1, ИНС № 2 и СНС соответственно, вычисляющихся рекуррентно в соответствии с выражениями:

$$a_i^1 = a_{i-1}^1 + \frac{(V_i^1 - a_{i-1}^1)}{i}, a_0^1 = 0$$

$$a_i^2 = a_{i-1}^2 + \frac{(V_i^2 - a_{i-1}^2)}{i}, a_0^2 = 0$$

$$a_i^3 = a_{i-1}^3 + \frac{(V_i^3 - a_{i-1}^3)}{i}, a_0^3 = 0$$

$$D_i^1 = D_{i-1}^1 + \frac{(V_i^1 - a_i^1)^2 - D_{i-1}^1}{i}, D_0^1 = 0$$

$$D_i^2 = D_{i-1}^2 + \frac{(V_i^2 - a_i^2)^2 - D_{i-1}^2}{i}, D_0^2 = 0$$

$$D_i^3 = D_{i-1}^3 + \frac{(V_i^3 - a_i^3)^2 - D_{i-1}^3}{i}, D_0^3 = 0.$$

На каждом шаге наблюдений вычисляются две решающие статистики:

$$S_i^{12} = \frac{(\rho_{H1}^{12} - \rho_{H0}^{12}) \cdot (\rho_i^{12} - \frac{\rho_{H1}^{12} + \rho_{H0}^{12}}{2})}{D(\rho_i^{12})}$$

$$S_i^{13} = \frac{(\rho_{H1}^{13} - \rho_{H0}^{13}) \cdot (\rho_i^{13} - \frac{\rho_{H1}^{13} + \rho_{H0}^{13}}{2})}{D(\rho_i^{13})},$$

где  $\rho_{H0}^{12}$  и  $\rho_{H1}^{12}$  – значения коэффициентов взаимной корреляции измерений ИНС № 1 и ИНС № 2, при которых принимаются гипотезы Н0 и Н1 соответственно;  $\rho_{H0}^{13}$  и  $\rho_{H1}^{13}$  – значения коэффициентов взаимной корреляции измерений ИНС № 1 и СНС, при которых принимаются гипотезы Н0 и Н1 соответственно;  $D_{\rho_i}^{12}$  и  $D_{\rho_i}^{13}$  – дисперсии оценок коэффициентов взаимной корреляции  $\rho_i^{12}$  и  $\rho_i^{13}$  соответственно. Дисперсии и математические ожидания коэффициентов взаимной корреляции вычисляются рекуррентно в соответствии с выражениями:

$$a_{\rho_i}^{12} = a_{\rho_{i-1}}^{12} + \frac{(\rho_i^{12} - a_{\rho_{i-1}}^{12})}{i}, a_0^{12} = 0$$

$$D_{\rho_i}^{12} = D_{\rho_{i-1}}^{12} + \frac{(\rho_i^{12} - a_{\rho_{i-1}}^{12})^2 - D_{\rho_i}^{12}}{i}, D_0^{12} = 0$$

$$a_{\rho_i}^{13} = a_{\rho_{i-1}}^{13} + \frac{(\rho_i^{13} - a_{\rho_{i-1}}^{13})}{i}, a_0^{13} = 0$$

$$D_{\rho_i}^{13} = D_{\rho_{i-1}}^{13} + \frac{(\rho_i^{13} - a_{\rho_{i-1}}^{13})^2 - D_{\rho_i}^{13}}{i}, D_0^{13} = 0.$$

Каждая из решающих статистик сравнивается с пороговыми значениями. В случае, когда значение  $S_i^{12}$  больше, чем значение  $\ln A$ , и значение  $S_i^{13}$  больше, чем значение  $\ln A$ , принимается гипотеза Н1, и алгоритм формирует сигнал об исправности контролируемого датчика.

В случае, когда значение  $S_i^{12}$  меньше, чем значение  $\ln B$ , и значение  $S_i^{13}$  меньше, чем значение  $\ln B$ , принимается гипотеза Н0, и алгоритм формирует сигнал об отказе контролируемого датчика. В остальных случаях наблюдения продолжают. Таким образом, контроль работоспособности ИНС № 1 осуществляется путем анализа взаимной корреляции измерений, производимых ИНС № 1, с измерениями, производимыми ИНС № 2 и ИНС № 1 с СНС.

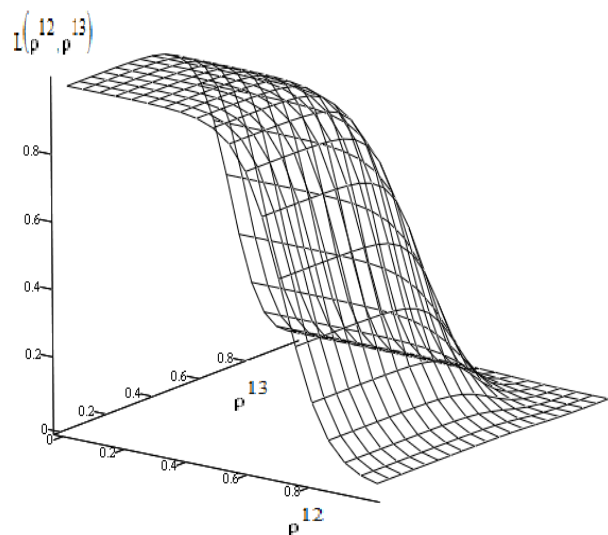


Рисунок 3 – Теоретическая оперативная характеристика алгоритма контроля трех навигационных датчиков

Характеристиками, определяющими качество алгоритма, являются оперативная характеристика и среднее число наблюдений. Теоретическая оперативная характеристика определяется выражением [3]:

$$L(\rho^{12}, \rho^{13}) = \frac{A^{1-2\lambda_{12}} - 1}{A^{1-2\lambda_{12}} - B^{1-2\lambda_{12}}} \cdot \frac{A^{1-2\lambda_{13}} - 1}{A^{1-2\lambda_{13}} - B^{1-2\lambda_{13}}}$$

$$\lambda_{12} = \frac{\rho^{12} - \rho_{H0}^{12}}{\rho_{H1}^{12} - \rho_{H0}^{12}} \quad \lambda_{13} = \frac{\rho^{13} - \rho_{H0}^{13}}{\rho_{H1}^{13} - \rho_{H0}^{13}}$$

График данной характеристики при значениях  $\alpha=0.05, \beta=0.05, \rho_{H0}^{12} = \rho_{H0}^{13} = 0.5, \rho_{H1}^{12} = \rho_{H1}^{13} = 0.9$  приведен на рисунке 3.

Теоретическая характеристика среднего числа наблюдений определяется выражениями:

$$E(\rho^{12}, \rho^{13}) = \frac{L(\rho^{12}) \cdot \ln B + [1 - L(\rho^{12})] \cdot \ln A}{\frac{1}{2\sigma_{\rho^{12}}^2} \cdot [2 \cdot (\rho_{H1}^{12} - \rho_{H0}^{12})\rho^{12} + (\rho_{H0}^{12})^2 - (\rho_{H1}^{12})^2]} \cdot \frac{L(\rho^{13}) \cdot \ln B + [1 - L(\rho^{13})] \cdot \ln A}{\frac{1}{2\sigma_{\rho^{13}}^2} \cdot [2 \cdot (\rho_{H1}^{13} - \rho_{H0}^{13})\rho^{13} + (\rho_{H0}^{13})^2 - (\rho_{H1}^{13})^2]}$$

График теоретической характеристики среднего числа наблюдений при тех же значениях приведен на рисунке 4.

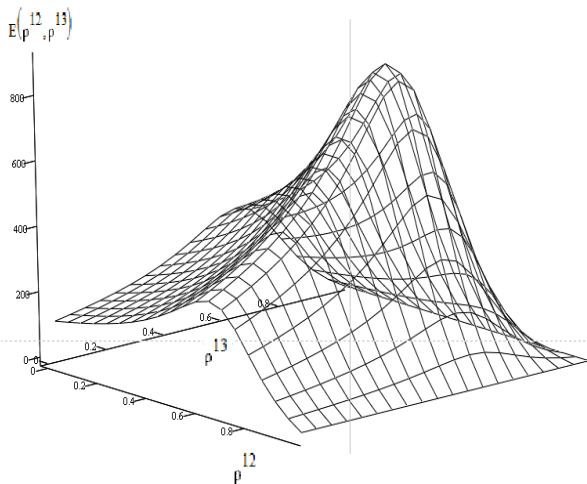


Рисунок 4 – Теоретическая характеристика среднего числа наблюдений алгоритма контроля трех навигационных датчиков

**Экспериментальные исследования.** Для экспериментальной оценки алгоритма была разработана программа, моделирующая движение летательного аппарата и измерения трех навигационных датчиков. Оценка работы алгоритма проводилась в диапазоне изменения коэффициента взаимной корреляции измерений от 0.5 до 0.9. При моделировании коэффициенты взаимной корреляции измерений ИНС № 1-ИНС № 2 и ИНС № 1-СНС изменялись одинаково.

Графики оперативной характеристики и характеристики среднего числа наблюдений, полученные экспериментально для случая  $\rho^{12} = \rho^{13}$ , приведены на рисунках 5 и 6 соответственно. Для сравнения также приведены графики теоре-

тических характеристик.

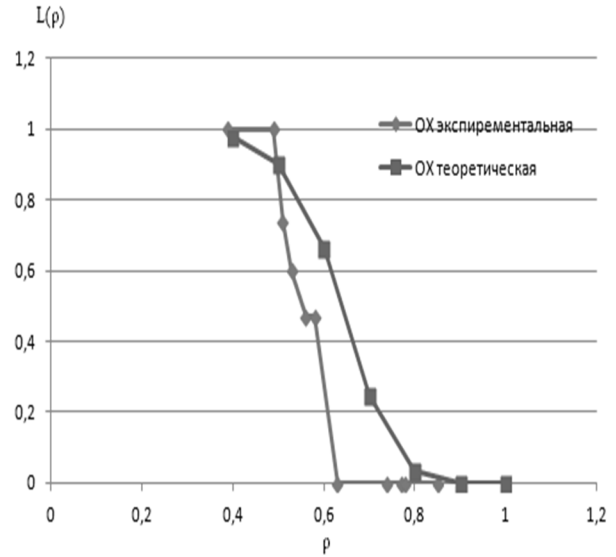


Рисунок 5 – Экспериментальная и теоретическая оперативные характеристики

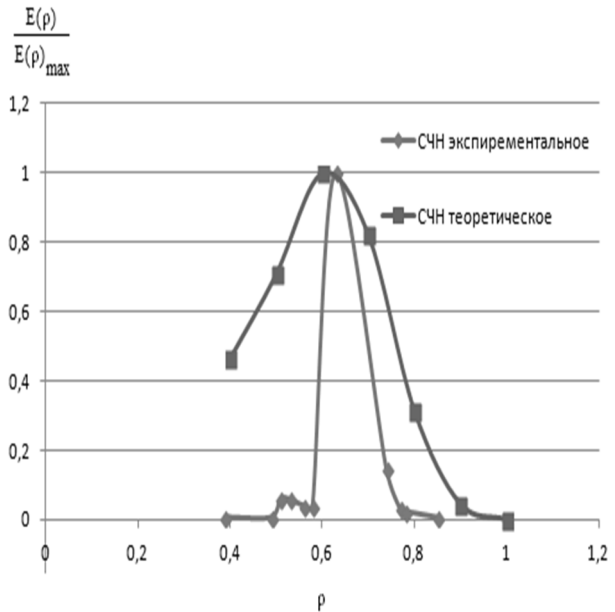


Рисунок 6 – Экспериментальная и теоретическая характеристики среднего числа наблюдений

**Выводы**

1. В статье проведен анализ возможности использования статистической взаимосвязи измеряемых навигационных параметров для контроля работоспособности навигационных датчиков.

2. Предложен алгоритм контроля работоспособности навигационных датчиков в многократно резервируемых бортовых системах, основанный на статистическом последовательном анализе коэффициентов взаимной корреляции измеряемых навигационных параметров.

3. В результате проведения математического моделирования были получены теоретические и экспериментальные характеристики предложен-



ного алгоритма (оперативные и среднего числа наблюдений).

#### **Библиографический список**

1. Ипполитов С.В., Кучевский В.Л., Юдин В.Т. Методы и средства объективного контроля: учеб. пособие. – Воронеж, ВАИУ, 2011 – 239 с.

2. Быстров С.Ю. Анализ возможности контроля бортовых навигационных датчиков по измеряемым

параметрам // Материалы докл. 10-й Междунар. молодёжной научно-технич. конф. «Современные проблемы радиотехники и телекоммуникаций РТ-2014». – Севастополь, СевНТУ, 2014.- 340 с.

3. Вальд А. Последовательный анализ / пер. с англ. под ред. Б.А. Севастьянова. – М.: Государственное изд-во физико-математической литературы, 1960. – 329 с.

УДК 621.391

**С.Н. Кириллов, Д.И. Лукьянов**

## **ИССЛЕДОВАНИЕ ВОЗМОЖНОСТИ ОЦЕНКИ ПСИХОЭМОЦИОНАЛЬНОГО СОСТОЯНИЯ ЧЕЛОВЕКА ПОСРЕДСТВОМ АНАЛИЗА РЕЧЕВОГО СИГНАЛА ПРИ ДЕЙСТВИИ АКУСТИЧЕСКИХ ПОМЕХ**

*Исследована возможность оценки психоэмоционального состояния человека посредством анализа речевого сигнала при действии акустических помех. Проведено исследование влияния широкополосной, узкополосной и импульсной помех на эмоциональную составляющую речевого сигнала. Обоснованы модели классификации психоэмоционального состояния человека на основе метода группового учета аргументов. Установлено, что широкополосная и импульсная помехи являются наиболее опасными и способны снизить вероятность классификации психоэмоционального состояния человека ниже 0,5.*

**Ключевые слова:** психоэмоциональное состояние человека, акустические помехи, широкополосная помеха, узкополосная помеха, импульсная помеха, метод группового учета аргументов.

**Введение.** Одним из каналов телекоммуникаций является речевое сообщение (РС), которое несет в себе большой объем информации. При этом, помимо прямого сообщения, голос человека способен передать и косвенную информацию, которая раскрывает детали и контекст основного содержания [1]. Если при непосредственном контакте такую информацию человек также способен получить посредством невербального общения, читая мимику и жесты, то в случае удаленного общения, например по телефонной связи, визуальный канал недоступен, а речь подвержена искажениям со стороны канала передачи данных.

В этой ситуации важно уметь классифицировать косвенную информацию, содержащуюся в речи, благодаря которой можно оценить психоэмоциональное состояние (ПЭС) человека, так как на основе ее можно сделать выводы о правдоподобности полученной информации или о влиянии на человека наркотических или иных средств. На сегодняшний день существует два

основных способа получения оценки ПЭС: посредством кожно-гальванической реакции или кардиограммы [2], а также путем оценки параметров РС. В работе рассматривается второй способ получения информации об эмоциях человека, так как он позволяет оценить ПЭС в ситуациях, где невозможно подключение датчиков, а также отсутствует непосредственный контакт.

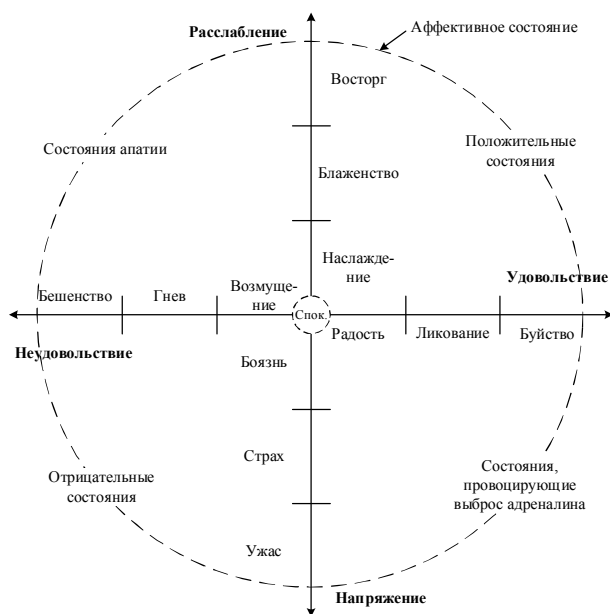
Наибольший вклад в развитие данной тематики внесли зарубежные ученые, такие как Шерер, Экман, Уилтинг, Крамер, Видраску, Ли и др. [3-6]. На сегодняшний день решены вопросы субъективной классификации эмоций на основании анализа путей их порождения: естественные, искусственные и спровоцированные [3]. При этом спровоцированные эмоции являются промежуточным вариантом, который сочетает в себе естественное проявление и возможность контроля ПЭС. Проведены исследования различий в восприятии актерских и естественных эмоций [4], которые доказали возможность применения тех и других с учетом поставленных целей. Так-

же до сих пор не решен вопрос о возможности распознавания ПЭС человека посредством компьютерного анализа [6].

**Цель работы** – исследование возможности оценки ПЭС человека посредством РС при действии акустических помех и определение их влияния на вероятность автоматической классификации ПЭС человека.

**Теоретическая часть.** Определение ПЭС человека осложняется тем, что на сегодняшний день не существует единого стандарта описания и оценки различных эмоций человека. В связи с этим в работе использована модель, построенная на основе модели В. Вундта (рисунок 1). Эта модель не имеет четкой градации по эмоциональным состояниям, но при этом является одной из основных моделей, признанных в психологии личности [1]. Такой выбор модели также обусловлен тем, что данная модель не имеет четкой привязки к известным ПЭС человека, а лишь дает векторы-оси эмоциональной плоскости, что затрудняет привязку областей плоскости к той или иной эмоции.

Плоскость, представленная на рисунке 1, позволяет более точно определить точку расположения эмоции на ней, а также показывает возможные пути перехода одного ПЭС человека в другое.



**Рисунок 1 – Используемая эмоциональная плоскость**

В качестве исследуемых состояний были выбраны следующие: 1 – спокойствие, 2 – радость, 3 – ликование, 4 – возмущение, 5 – гнев, 6 – страх, 7 – боязнь. Выбор этих эмоциональных состояний обусловлен более простой их идентификацией по РС, а также возможностью сравнения нескольких степеней ПЭС по одной шкале.

В качестве исследуемого материала выступали записи, сделанные при участии десяти дикторов (5 мужчин и 5 женщин) в возрасте от 20 до 32 лет, каждый из которых был записан по три раза для каждого эмоционального состояния. Особенностью исследуемого массива является то, что фразы были записаны на русском языке, который является родным для дикторов. При этом все эмоции провоцировались у дикторов посредством заранее создаваемой обстановки, а во время записи испытуемые не знали о ходе эксперимента, что сводило к минимуму возможность исказить результаты. Запись производилась на широкополосный диктофон с частотой дискретизации 48 кГц в режиме импульсно-кодовой модуляции (ИКМ) с разрядностью кодового слова – 24 бита. Качество полученных РС оценивалось шестью аудиторами.

При классификации ПЭС в реальных условиях часто могут присутствовать различные посторонние звуки, слышимые на фоне полезного звукового сигнала, которые представляют собой акустические помехи. При этом различают несколько типов помех: широкополосную (ШПП), узкополосную (УПП), низкочастотную (НЧП) и импульсную помехи (ИП). Исходя из того, что для эмоциональной речи критическая полоса лежит в диапазоне 0,3 – 6,5 кГц [7], рассматривать НЧП нецелесообразно.

**Экспериментальные исследования.** Для оценки влияния различных помех на психоэмоциональную составляющую РС шум накладывался на записи РС аддитивным путем, после чего оценивалось качество эмоций в полученных РС, а также точность оценки значимых параметров РС для классификации ПЭС. Ввиду того, что на сегодняшний день не существует единого стандарта по определению ПЭС человека, для оценки за основу был взят ГОСТ Р 50840-95 по оценке качества, разборчивости и узнаваемости РС.

Оценка качества эмоциональной составляющей РС при действии ШПП показала, что с увеличением уровня шума в РС ухудшается вероятность субъективной классификации эмоций. При этом слабо выраженные эмоции ошибочно определяются чаще, чем более ярко выраженные. В результате экспертной оценки эмоциональной составляющей РС средний показатель качества для слабо выраженных эмоций составил  $3,5 \pm 0,2$  балла, а для ярко выраженных эмоций –  $4,3 \pm 0,3$  балла.

На основании результатов предыдущих исследований [7...9] в качестве значимых параметров в работе использовались следующие: средняя энергия РС, коэффициенты линейного

предсказания (ЛП), рассчитанные ковариационным методом, и коэффициенты импульсной характеристики (ИХ) прямого фильтра.

Оценено изменение значимых параметров РС при классификации ПЭС человека в случае действия ШПП. Результаты исследования представлены в таблице 1, где  $\bar{E}_{dB}$  – средняя энергия РС,  $K_{im2}$  – второй коэффициент ИХ прямого фильтра,  $K_{im3}$  – третий коэффициент ИХ прямого фильтра,  $K_{im5}$  – пятый коэффициент ИХ прямого фильтра,  $K_{im6}$  – шестой коэффициент ИХ прямого фильтра,  $K_{im8}$  – восьмой коэффициент ИХ прямого фильтра,  $K_{ar13}$  – тринадцатый коэффициент ЛП.

**Таблица 1 – Изменение значимых характеристик РС при действии ШПП 10 дБ**

Эмоция	$\bar{E}_{dB}$ , %	$K_{im2}$ , %	$K_{im3}$ , %	$K_{im5}$ , %	$K_{im6}$ , %	$K_{im8}$ , %	$K_{ar13}$ , %
Спокойствие	0,50	-54	-59	-66	-71	-28	267
Радость	0,68	-60	-67	-82	-145	-69	-98
Ликование	0,12	-58	-66	-82	-80	-209	-97
Боязнь	0,05	-37	-37	-38	-41	-38	66
Страх	0,12	-49	-52	-55	-57	-57	385
Возмущение	0,24	-51	-57	-51	-55	-59	-7
Гнев	0,01	-58	-66	-77	-87	49	-140
Наслаждение	0,42	-45	-47	-49	-54	-46	86
Блаженство	0,41	-43	-49	-62	-76	-34	-45

Анализ таблицы 1 показывает, что изменение средней энергии РС близко к значениям погрешности вычисления (0,23 %), в результате чего влиянием ШПП на эту характеристику можно пренебречь. В то же время все коэффициенты ЛП и ИХ существенно изменяются под действием ШПП, что может увеличить число ошибок при классификации (погрешность 3,1 % и 5,6 % соответственно). Характерной особенностью является то, что большинство коэффициентов имеют отрицательный знак изменения зна-

чений.

При действии УПП на эмоциональные РС качество зашумленных сигналов оказалась выше, чем при действии ШПП. Исследовались помехи в диапазонах 500...700 Гц, 900...1100 Гц, 2000...3000 Гц и 5000...6000 Гц. Было показано, что наибольшую опасность представляет собой помеха в диапазоне 900...1100 Гц. При действии этой помехи среднее значение качества эмоциональной составляющей РС для слабо выраженных эмоций составило  $4,35 \pm 0,15$  балла, а для ярко выраженных –  $4,6 \pm 0,2$  балла.

При оценке значимых параметров РС получены результаты, представленные в таблице 2.

**Таблица 2 – Изменение значимых характеристик РС для классификации ПЭС при действии узкополосной помехи 10 дБ в диапазоне 900...1100 Гц**

Эмоция	$\bar{E}_{dB}$ , %	$K_{im2}$ , %	$K_{im3}$ , %	$K_{im5}$ , %	$K_{im6}$ , %	$K_{im8}$ , %	$K_{ar13}$ , %
Спокойствие	0,52	3	5	10	16	-74	-60
Радость	0,13	6	10	15	42	7	52
Ликование	0,24	0	0	0	0	0	0
Боязнь	0,46	8	16	19	28	16	99
Страх	0,59	2	2	4	5	5	178
Возмущение	0,25	0	0	0	0	0	0
Гнев	0,11	4	7	11	15	-28	34
Наслаждение	0,04	0	0	0	0	0	0
Блаженство	0,26	0	0	0	0	0	0

Анализ результатов, представленных в таблице 2, показывает, что средняя интенсивность при действии УПП так же, как и при действии ШПП, подвержена малым изменениям (погрешность 0,18 %). Среди коэффициентов ЛП и ИХ наибольшему изменению подвержен тринадцатый коэффициент ЛП (погрешность 4,8 %), в то время как коэффициенты ИХ изменяются слабо (погрешность 2,4 %). Кроме того, при некоторых ПЭС изменения значений коэффициентов ЛП и ИХ не происходит.

В случае действия ИП ухудшения слухового

восприятия эмоциональной составляющей речи не наблюдалось. Это можно объяснить хорошей фильтрацией слухового аппарата человека ИП.

При оценке значимых параметров РС получены результаты, представленные в таблице 3.

**Таблица 3 – Изменение значимых характеристик РС для классификации ПЭС при действии импульсной помехи 10 дБ**

Эмоция	$\bar{E}_{dB}$ , %	$K_{im2}$ , %	$K_{im3}$ , %	$K_{im5}$ , %	$K_{im6}$ , %	$K_{im8}$ , %	$K_{ar13}$ , %
Спокойствие	0,36	-73	-77	-84	-87	-63	249
Радость	0,73	-52	-59	-76	-162	-58	-93
Ликование	0,25	-51	-59	-78	-63	-204	-95
Боязнь	0,73	-85	-86	-89	-90	-88	-94
Страх	0,17	-54	-59	-62	-63	-64	326
Возмущение	0,52	-81	-84	-84	-87	-91	-74
Гнев	0,26	-61	-69	-79	-89	26	-144
Наслаждение	0,46	-78	-80	-84	-86	-84	-217
Блаженство	0,34	-73	-80	-90	-97	-86	-164

Анализ результатов, представленных в таблице 3, показывает, что, в отличие от слухового восприятия зашумленной речи, величины значимых коэффициентов ЛП и ИХ существенно изменяются под действием ИП (погрешность 3,7 % и 5,2 % соответственно). При этом характер изменений схож с изменениями при действии ШПП. Изменения средней энергии, как и в предыдущих случаях, пренебрежимо мало (погрешность 0,28 %).

В связи с существенным изменением значимых параметров эмоциональных РС при действии различных акустических помех целесообразно рассмотреть зависимость вероятности автоматической классификации ПЭС при различном отношении сигнал/шум (ОСШ).

Для оценки значимости исследуемых параметров РС предложено использовать метод группового учета аргументов (МГУА) [10], который использует рекурсивный селективный

отбор моделей, на основе которых строятся более сложные модели. МГУА целесообразно использовать в том случае, когда выборка содержит несколько элементов. Метод использует индуктивный подход, согласно которому последовательно порождаются модели возрастающей сложности до тех пор, пока не будет найден минимум некоторого критерия качества модели.

Исходный набор входных данных содержал все исследуемые ранее параметры РС [7...9], из которых в процессе использования МГУА исключались наименее значимые параметры для автоматической классификации ПЭС человека. В результате для плоскости, представленной на рисунке 1, получены две модели для каждой из осей:

$$Y_1 = A_0 + A_1 \cdot K_{im5}^2 + A_2 \cdot K_{im6} + A_3 \cdot K_{im8}, \quad (1)$$

где  $Y_1$  – модель для шкалы «удовольствие-неудовольствие»,  $A_0 = 0,0097$ ,  $A_1 = -0,0816$ ,  $A_2 = 0,3551$ ,  $A_3 = 0,0217$ .

$$Y_2 = A_0 + A_1 \cdot \bar{E}_{dB} + A_2 \cdot K_{ar13} \cdot \bar{E}_{dB} + A_3 \cdot t_s + A_4 \cdot t_s \cdot K_{ar13} + A_5 \cdot t_s^2 + A_6 \cdot K_{ar13} + A_7 \cdot K_{ar13} \cdot K_{im2} + A_8 \cdot K_{im2} \cdot K_{im3}, \quad (2)$$

где  $Y_2$  – модель для шкалы «расслабление-напряжение»,  $t_s$  – длительность озвученного участка.  $A_0 = -0,3197$ ,  $A_1 = -0,0470$ ,  $A_2 = 1,0857$ ,  $A_3 = 7,3206$ ,  $A_4 = 6,8380$ ,  $A_5 = -3,3400$ ,  $A_6 = -57,2758$ ,  $A_7 = -19,7213$ ,  $A_8 = 0,0691$ .

Представленные модели позволили классифицировать эмоции по шкале «удовольствие-неудовольствие» с вероятностью 0,93 и по шкале «расслабление-напряжение» – с вероятностью 0,83, при ОСШ  $q_{ex} > 40$  дБ.

Результаты исследования изменения вероятности классификации  $P$  при действии акустических помех  $q_{ex}$  представлены на рисунках 2...4, где 1 – зависимость для шкалы «удовольствие-неудовольствие», 2 – для шкалы «расслабление-напряжение».

Анализ зависимостей, представленных на рисунках 2...4, показывает, что для всех типов помех с увеличением уровня помехи уменьшается вероятность правильной автоматической классификации ПЭС. При этом импульсные помехи существенно влияют на вероятность автоматической классификации ПЭС человека, которая снижается ниже 0,5 при ОСШ менее 25 дБ для шкалы «удовольствие-неудовольствие».

При действии ШПП наибольшему воздей-

ствию подвержена модель для шкалы «расслабление-напряжение», в результате чего происходит существенное снижение точности классификации при ОСШ более 20 дБ. Модель для шкалы «удовольствие-неудовольствие» подвержена меньшему влиянию акустических помех и позволяет классифицировать эмоции с вероятностью более 0,5 при ОСШ более 15 дБ.

При действии УПП снижение вероятности классификации по шкале «расслабление-напряжение» незначительным и не превышает 0,05 при ОСШ более 10 дБ, по шкале «расслабление-напряжение» вероятность классификации при том же уровне шума составляет более 0,55.

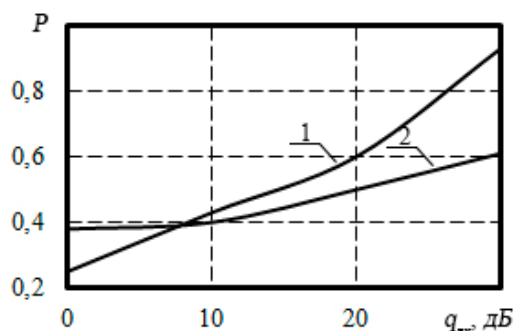


Рисунок 2 – Зависимость вероятности классификации ПЭС от ОСШ при действии ШПП

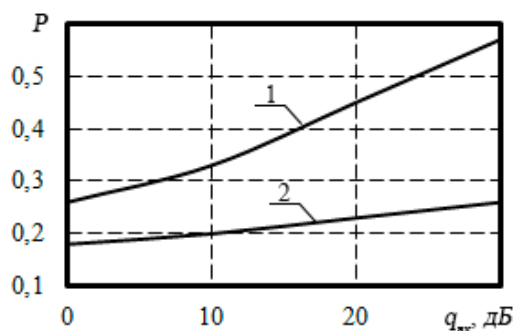


Рисунок 3 – Зависимость вероятности классификации ПЭС от ОСШ при действии ИП

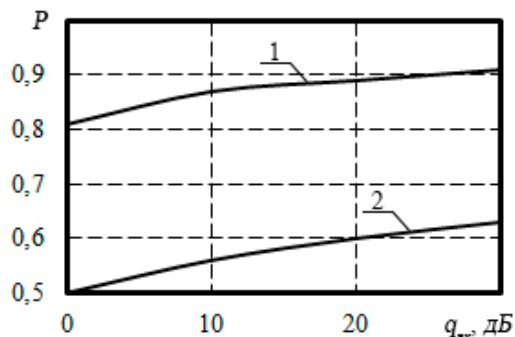


Рисунок 4 – Зависимость вероятности классификации ПЭС от ОСШ при действии УПП

**Выводы.** В результате исследований установлено, что при действии акустических помех наибольшее влияние на оценку ПЭС оказывают

импульсные и широкополосные помехи.

Обоснованы модели классификации ПЭС для рассматриваемой эмоциональной плоскости. Показано снижение вероятности автоматической классификации ПЭС человека при действии акустических помех. При этом наибольшую опасность представляют импульсные помехи, так как при ОСШ менее 25 дБ точность классификации по обеим шкалам падает ниже 0,5.

#### Библиографический список

1. Ильин Е. П. Эмоции и чувства. – СПб: Питер, 2001. – 752 с.

2. Варнавский А.Н. Определение параметров психоэмоциональной напряженности оператора во временной области // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2012. № 41. С. 53 – 59.

3. Scherer Klaus R. Vocal communication of emotion: A review of research paradigms, Speech communication 40 (2003) 227-256, Department of psychology, University of Geneva, Switzerland, 2003.

4. Wilting Janneke, Kraemer Emiel, Swerts Marc, Real vs. acted emotional speech, Communication and Cognition, Interspeech 2006-ICSLP, Tilburg University, The Netherlands, 2006.

5. Vidrascu Laurence, Devillers Laurence, Detection of real-life emotions in call centers, Interspeech 2005, Computer science department, France, 2005.

6. Lee C.M. Narayanan S. Pieraccini R. Recognition of negative emotions from the speech signal, Dept. of electrical engineering and IMSC, University of southern California, Los Angeles, Speechworks international, New York, USA, 2001.

7. Лукьянов Д.И. Определение значимых параметров речевого сообщения для выявления психоэмоционального состояния человека по шкале удовольствие-неудовольствие // Восемнадцатая всероссийская научно-техническая конференция студентов, молодых ученых и специалистов «Новые информационные технологии в научных исследованиях»: тез. докладов. – Рязань: Рязанский государственный радиотехнический университет, 2013. – С. 103-104.

8. Кириллов С.Н., Лукьянов Д.И. Исследование влияния эмоционального состояния человека на параметры речевого сигнала // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. 2014. № 48. С. 45 – 51.

9. Лукьянов Д.И. Оценка коэффициентов линейного предсказания речевого сигнала в зависимости от психоэмоционального состояния человека // Девятнадцатая всероссийская научно-техническая конференция студентов, молодых ученых и специалистов «Новые информационные технологии в научных исследованиях»: тез. докладов. – Рязань: РГРТУ, 2014. – С. 115-116.

10. Ивахненко А.Г. Долгосрочное прогнозирование и управление сложными системами. – К.: Техника, 1975. – 312 с.

УДК 004.5

**О.О. Басов****ОЦЕНКА ЛОЖНОСТИ ПЕРЕДАВАЕМОЙ ИНФОРМАЦИИ  
ПО ДИНАМИКЕ ПАРАМЕТРОВ НЕВЕРБАЛЬНОГО  
ПОВЕДЕНИЯ АБОНЕНТА**

*Установлены общие тенденции в динамике параметров невербального поведения абонентов инфокоммуникационных систем, на основе которых предложен способ оценки ложности информации, передаваемой в процессе коммуникативного акта посредством таких систем. Показан выигрыш в удельной себестоимости полимодальных инфокоммуникационных систем по отношению к традиционным инфокоммуникациям с аддитивным наращиванием модальностей. Сделан вывод о возможности реализации функции оценки ложности передаваемой информации в режиме реального времени – в процессе межличностной коммуникации абонентов.*

**Ключевые слова:** полимодальная инфокоммуникационная система, ложность, невербальное поведение, целостность информации, удельная себестоимость.

**Введение.** Изменение условий жизнедеятельности и постоянно растущие нагрузки на психическую деятельность абонентов систем связи делают процессы их общения все более напряженными. При этом наряду с обменом информацией для достижения цели коммуникативного акта должны учитываться особенности личности абонента, его настроение, физиологическое и психоэмоциональное состояния. Для учета данных состояний следует рассматривать все стороны общения: коммуникативную (обмен информацией), интерактивную (обмен действиями) и перцептивную (познание друг друга партнерами по общению). Однако эти стороны общения проявляются полноценно только при непосредственном (личном) контакте корреспондентов. При их взаимодействии через технические средства коммуникации учет психоэмоционального состояния абонента крайне затруднителен. Так, традиционные телекоммуникационные системы, выполняя свои функции получения, обработки, передачи и восстановления информации, реализуют только коммуникативную сторону общения.

В процессе своего экстенсивного развития на пути реализации мультисервисности телекоммуникационные системы эволюционировали в инфокоммуникационные. Последние способны в некоторой степени обеспечить интерактивную сторону общения. В этой связи в последние годы наблюдается тенденция обезличивания отдельных инфокоммуникационных услуг – абонент ча-

сто запрашивает один вид сервиса под названием "соединение с сетью". Эта услуга подразумевает возможность получения им доступного или наиболее удобного способа взаимодействия, определяемого в соответствии со своими индивидуальными предпочтениями и физическими ограничениями, а также свойствами окружающей среды, в которой происходит коммуникация [1].

Во время традиционной межличностной коммуникации корреспонденты почти всегда взаимодействуют многомодально, используя вербальные и невербальные каналы. Применение имеющихся и ожидаемых решений задач обработки сигналов различных модальностей при синтезе полимодальных инфокоммуникационных систем (ПИКС) обеспечит все стороны общения, а их дальнейшая интеллектуализация позволит приблизить инфокоммуникационное взаимодействие абонентов к традиционному межличностному общению [2].

Интеллектуальность (совмещение передачи и обработки информации на различных уровнях представления) ПИКС должна закладываться на ранних этапах их жизненного цикла и одной из функций реализовывать возможность определения достоверности (истинности/ ложности) передаваемой информации. Несмотря на постоянную потребность в установлении объективной истины, на настоящий момент не существует надежных способов реализации указанной функции (услуги).

**Целью работы** является разработка способа

оценки ложности передаваемой во время коммуникативного акта информации по динамике параметров невербального поведения абонента.

**Постановка задачи.** Предположим, что наряду с обменом сообщениями абонентов при коммуникативном взаимодействии интересует их истинность (ложность). Достоверное восприятие принятых абонентом сообщений за счет учета смысла (с показателем  $x_1$ ) и оценки истинности (с показателем  $x_2$ ) сообщения в данном случае обеспечивает полноту передаваемой информации [3]. Тогда ее целостность [4] можно определить как:

$$C^{\text{инф}} = \frac{1}{2}(x_1 D_1 + x_2 D_2), \quad (1)$$

где  $D_1$  и  $D_2$  – достоверность определения смысла и истинности передаваемых сообщений соответственно.

Будем считать, что при осуществлении сеанса видеосвязи абоненты способны полностью определить смысл передаваемых сообщений ( $x_1 = 1$  при  $D_1 = 1$ ), но не имеют специальной подготовки для определения истинности передаваемой информации ( $x_2 = 0$ ). Тогда целостность передаваемой информации (1) будет равна  $C^{\text{инф}} = 0,5$ , а удельная себестоимость [3] соответствующей бимодальной инфокоммуникационной системы:

$$\zeta_1^{\text{инф}} = \frac{Pr^{\text{инф}} \cdot B^{\text{инф}} \cdot C^{\text{инф}}}{C_{\text{пр}}^{\text{инф}}} = \frac{Pr^{\text{инф}}}{2 \cdot t_{\text{обр}} \cdot C_{\text{пр}}^{\text{инф}}}, \quad (2)$$

где  $Pr^{\text{инф}}$  – производительность источника информации;  $B^{\text{инф}} = 1/t_{\text{обр}}$  – быстродействие устройства обработки информации (абонентского терминала ПИКС);  $t_{\text{обр}}$  – время ввода/вывода и обработки полимодальной информации;  $C_{\text{пр}}^{\text{инф}}$  – приведенные затраты на ввод и обработку информации (построение и эксплуатацию абонентского терминала).

Для определения ложности в таких системах необходимо применение дополнительных аппаратно-программных средств (например, полиграфа) [5-8]. Использование последних неизбежно приведет к увеличению времени обработки  $t_{\text{обр}}$  входных сигналов и/или увеличению затрат  $C_{\text{пр}}^{\text{инф}}$  на их реализацию, а в итоге – к уменьшению удельной себестоимости инфокоммуникационных систем с аддитивным наращиванием модальностей  $\zeta_2^{\text{инф}} < \zeta_1^{\text{инф}}$ .

При полимодальном представлении информации возможна оценка ложности сообщаемой информации по динамике параметров невербального поведения абонента ( $x_2^{\text{ов}} = 1$ ), представляющей собой одно из наиболее перспективных направлений в области теоретической и прикладной психологии. Перспективность этого направления доказана результатами многих научных исследований [5-16], а реализация подразумевает наличие методического обеспечения выявления и подтверждения наиболее информативных параметров и способа реагирования типичного для того или иного индивида.

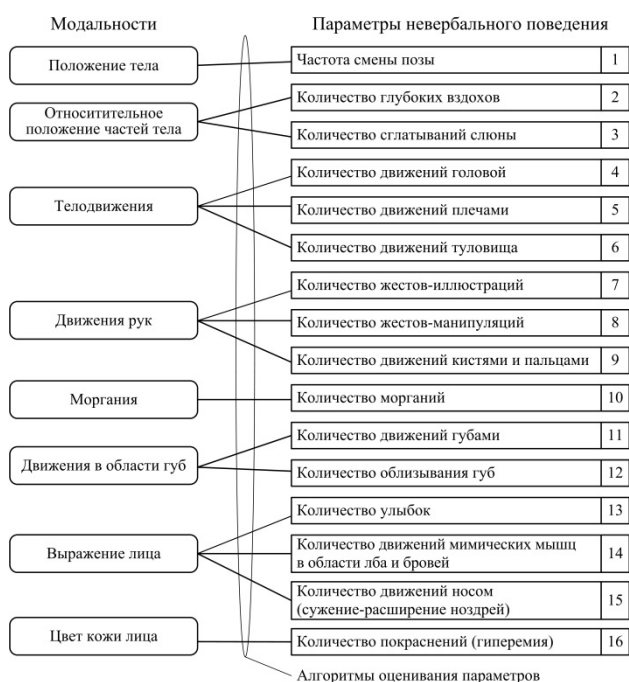
**Способ оценки ложности передаваемой информации по динамике параметров невербального поведения абонента.** Сущность предлагаемого способа заключается в следующем (рисунок 1) [17, 18].



**Рисунок 1 – Алгоритм оценки ложности передаваемой информации по динамике параметров невербального поведения абонента**

Предварительно изучив личность абонента (абонентов) на основе анализа различных источников информации (материалы личных дел, служебные характеристики, листки по учету кадрового состава и т.д.), оценивается возможность осуществления исследования на основе структурированного интервью. Разрабатывается его программа с последующей реализацией и оценкой результатов непосредственно во время процедуры, а также проведением математической обработки результатов специалистом (экспертом) с применением любых достоверных способов обработки информации или без них.

Документирование процедуры структурированного интервью осуществляется на основе аудиовидеозаписи. Структура интервью складывается из фрагментов (тестов), которые стандартизированы по категориям используемых блоков вопросов различного характера (нейтральные и контрольные). Нейтральные вопросы не касаются проверяемой темы, контрольные – отражают обсуждение проблем социально неодобряемого поведения. Для анализа невербального поведения используются 16 показателей (рисунок 2).



**Рисунок 2 – Параметры невербального поведения абонента, используемые для определения ложности, передаваемой им информации**

При этом подразумеваются два основных варианта обработки полученных результатов:

1) на основе количества реакций в абсолютных единицах, зафиксированных в протоколе, который заполняется непосредственно во время структурированного интервью. Этот

подход позволяет рассчитать среднее количество реакций по каждому параметру невербального поведения в минуту применительно к тому или иному блоку вопросов и провести сравнение реакций между блоками;

2) на основе не только количества реакций, но и их выраженности непосредственно во время проведения интервью, для чего используется система баллов (максимальный балл отражает наибольшую выраженность реагирования с учетом тенденции).

Оба способа являются обязательными, если для сбора невербальных признаков поведения абонента применяются технические устройства и проводится машинная обработка результатов исследования. Тенденция в реагировании определяется на основе сопоставления показателей нейтральной темы с показателями контрольного блока вопросов. Если реакция на контрольные вопросы превышает показатель нейтральной темы, реакцией считается повышение показателя в проверочном блоке вопросов над контрольными вопросами. Если реакция в контрольном блоке вопросов меньше, чем в нейтральном блоке, то наоборот.

Структурированное интервью, как правило, проводится в процессе подготовки и проведения скрининговых проверок при приеме на работу, назначении на вышестоящие должности, определении профессиональной пригодности испытуемых. После таких проверок полученные результаты могут накапливаться и соответствующим образом обрабатываться для выявления характерной для исследуемого человека тенденции изменений по каждому параметру и/или группе параметров невербального поведения.

Непосредственно в процессе коммуникативного акта (сеанса связи, разговора) посредством ПИКС регистрируются параметры невербального поведения (рисунок 2) интересующего абонента (абонентов). После чего делается вывод о ложности (истинности) передаваемой в процессе указанного акта информации путем сравнения полученной реакции (значений параметров невербального поведения) с реакцией (тенденцией изменений по каждому параметру и/или группе параметров невербального поведения), зарегистрированной в процессе структурированного интервью.

Предварительный анализ невербального поведения производится непосредственно в процессе коммуникативного взаимодействия абонентов, окончательный – делается на основе последующей математической обработки полученной аудиовидеозаписи.



**Анализ динамики параметров невербального поведения абонента.** Выделены следующие общие тенденции в динамике параметров невербального поведения испытуемых в ситуации произнесения ими ложной информации по сравнению с ситуацией произнесения истинной информации:

а) уменьшение количества движений головой (83,3% случаев в среднем на 25,8%);

б) уменьшение количества движений ногами и стопами (66,70% случаев в среднем на 34,08%);

в) увеличение количества улыбок (58,3% случаев в среднем на 114,47%);

г) увеличение количества движений носом (расширение/сужение ноздрей) (58,3% случаев в среднем на 195,89%);

д) увеличение количества сглатываний (58,3% случаев в среднем на 90,86%);

е) увеличение количества морганий (50% случаев в среднем на 2,29%).

В остальных случаях направление динамики анализируемых параметров невербального поведения носит индивидуальных характер и может изменяться как в сторону увеличения, так и в сторону уменьшения.

Факторный анализ, отражающий оценку общности для каждой переменной по квадрату коэффициента множественной корреляции данной переменной с остальными переменными, позволил выделить три фактора на основе иерархического метода объединения полученных данных (таблица 1).

**Таблица 1 – Результаты факторного анализа**

	Номер параметра	Значение		Номер параметра	Значение
Фактор 1	13	0,99	Фактор 2	10	0,75
	8	0,99		5	0,75
	1	0,99		4	0,62
	2	0,98		14	0,58
	3	0,93	Фактор 3	7	0,83
	16	0,9		9	0,79
	6	0,88		11	0,63
	15	0,82			
12	0,79				

Примечание: Номера параметров введены на рисунке 2

Распределения показателей внутри выделенных факторов характеризуются устойчивостью и сохраняются на всех этапах структурированного интервью. Перечисленные факторы отражают исключительно невербальное поведение и рассматриваются как основные, что не исключает включения в способ ряда дополнительных параметров с выделением на их основе дополнительных факторов.

В качестве дополнительных факторов могут

использоваться и иные параметры, например, связанные с оценкой параметрических показателей, отражающих изменения речи, электрическую активность сердца, головного мозга, других органов и систем человека. Основным критерием их дополнительного включения является изменение их параметров в рамках канонов психофизиологии, что позволяет сделать вывод о ложности передаваемой исследуемым лицом информации.

**Экспериментальные исследования разработанного способа оценки ложности передаваемой информации.** О состоятельности предлагаемой функции ПИКС позволяют судить результаты исследования, в ходе которого устанавливалась ложность сведений, сообщенных абонентом № 2 абоненту № 1.

Предварительно была исследована аудиовидеозапись структурированного интервью, полученная в процессе проведения скрининговой проверки абонента № 2 при его трудоустройстве. Исследование базировалось на основе реализаций нейтрального фрагмента беседы, за которым следовали контрольные вопросы. Темы данной беседы были подобраны с учетом индивидуальных особенностей личности абонента № 2 и не были связаны с его последующей деятельностью. В результате такого исследования были выявлены характерные для исследуемого абонента тенденции изменений по каждому параметру и/или группе параметров невербального поведения.

После этого было проведено исследование записи сеанса видеоконференцсвязи, которое было ориентировано на выявление ложности (истинности) сведений, сообщенных абонентом № 2 (длительность около 47 с).

Выводы о ложности сообщенной информации производились на основе сопоставления параметров невербального поведения по вопросам контрольного блока структурированного интервью и при передаче сообщений абонентом № 2 (таблица 2).

Из анализа результатов исследования видно, что при произнесении ложной информации для абонента № 2 характерна следующая динамика параметров невербального поведения по первой группе признаков:

- 1) увеличение количества облизывания губ;
- 2) увеличение количества покраснений;
- 3) сокращение количества морганий;
- 4) увеличение количества глубоких вдохов.

По второй группе при произнесении ложной информации для абонента № 2 характерна следующая динамика параметров невербального поведения:

- 1) сокращение количества движений ми-

мических мышц в области лба и бровей;

2) увеличение количества движений губами.

По третьей группе отмечаются следующие изменения параметров невербального поведения абонента № 2:

1) увеличение количества движений туловищем;

2) сокращение количества жестов-манипуляций;

3) сокращение количества движений кистями и пальцами;

4) учащение смены позы.

**Таблица 2 – Усредненные показатели оценки невербального поведения абонента**

Параметры	Блоки вопросов структурированного интервью		Передача сообщений от абонента № 2
	Нейтральный	Контрольный	
1	<b>0,1</b>	<b>0,3</b>	<b>0,42</b>
2	<b>0,43</b>	<b>0,12</b>	<b>0,3</b>
3	2,41	2,84	2,1
4	10,8	7,72	10,4
5	6,32	6,89	7,2
6	<b>0</b>	<b>1,2</b>	<b>1,6</b>
7	7,43	9,18	4,5
8	<b>1,21</b>	<b>0,9</b>	<b>0</b>
9	<b>11,3</b>	<b>8,4</b>	<b>5,1</b>
10	<b>5,61</b>	<b>4,62</b>	<b>3,7</b>
11	<b>1,56</b>	<b>2,14</b>	<b>2,4</b>
12	<b>0</b>	<b>1,2</b>	<b>1,7</b>
13	0	0	0
14	<b>4,23</b>	<b>2,23</b>	<b>1,8</b>
15	1,73	0,93	1,5
16	<b>0</b>	<b>0,1</b>	<b>0,4</b>

Примечания: 1. В ячейках представлено среднее количество реакций по каждому параметру невербального поведения в минуту.

2. Жирным шрифтом выделены наиболее информативные показатели, указывающие на ложность передаваемой абонентом № 2 информации.

Устойчивое направление изменений анализируемых параметров в процессе коммуникативного взаимодействия по сравнению с реакцией на вопросы нейтрального и контрольного блоков в ходе структурированного интервью указывает на неискренность абонента № 2 при разговоре с абонентом № 1.

Аналогичный результат был получен при автоматической обработке записи акта коммуникативного взаимодействия двух указанных абонентов (сеанса видеоконференцсвязи) известными техническими и алгоритмическими средствами, но при иных (связанных с инструментальной погрешностью) значениях пара-

метров невербального поведения.

**Выводы.** При достоверности определения истинности  $D_2$  передаваемых сообщений, определяемой указанной инструментальной погрешностью, удельная себестоимость соответствующей ПИКС

$$\zeta_3^{\text{ИНФ}} = \frac{Pr^{\text{ИНФ}} \cdot (1 + D_2)}{2 \cdot t_{\text{ОБР}} \cdot C_{\text{пр}}^{\text{ИНФ}}}$$

будет выше аналогичного показателя (2) бимодальной инфокоммуникационной системы (при  $x_1 = x_2 = 1$ ).

Полученный результат свидетельствует о повышении удельной себестоимости ПИКС по отношению к инфокоммуникационным системам с аддитивным наращиванием модальностей и позволяет реализовывать предлагаемую функцию оценки ложности передаваемой информации в режиме реального времени – в процессе межличностной коммуникации абонентов ПИКС.

#### **Библиографический список**

1. Басов О.О. Предпосылки создания полимодальных инфокоммуникационных систем // Сборник материалов Международной научно-практической конференции «Неделя науки СПбГПУ». СПб.: Санкт-Петербургский государственный политехнический университет, 2012. С. 5-6.
2. Басов О.О., Саитов И.А. Основные каналы межличностной коммуникации и их проекция на инфокоммуникационные системы // Труды СПИИРАН. 2013. Вып. 7(30). С. 122-140.
3. Басов О.О., Саитов И.А. Качество функционирования и эффективность полимодальных инфокоммуникационных систем // Труды СПИИРАН. 2014. Вып. 1 (32). С. 152-170.
4. ГОСТ РВ 51987-2002. Информационная технология. Комплекс стандартов на автоматизированные системы типовые требования и показатели качества функционирования информационных систем. Общие положения. М.: Госстандарт России, 2001.
5. Фрай О. Детекция лжи и обмана; пер. с англ. СПб.: Прайм-Еврознак, 2005. 320 с.
6. Фрай О. Ложь. Три способа выявления. Как читать мысли лжеца, как обмануть детектор лжи. СПб.: ПраймЕВРОЗНАК, 2006. 284 с.
7. Экман П. Психология эмоций. Я знаю, что ты чувствуешь; 2-е изд.; пер. с англ. СПб.: Питер, 2010. 334 с.
8. Экман П., Фризен У. Узнай лжеца по выражению лица; пер. с англ. СПб.: Питер, 2010. 272 с.
9. Бутовская М.Л. Язык тела: природа и культура (эволюционные и кросс-культурные основы невербальной коммуникации человека). М.: Научный мир, 2004. 440 с.
10. Меграбян А. Психодиагностика невербального поведения. СПб.: Речь, 2001. 256 с.
11. Ниренберг Дж., Калеро Г. Читать человека как

книгу. М., 1990. 236 с.

12. *Пиз А.* Язык телодвижений. Новгород: Ан Кью, 1992. 183 с.

13. *Ackerl K., Atzmuller M., Grammer K.* The Scent of Fear // *Neuroendocrinology Letters*. 2002. Vol. 23. P. 79-84.

14. *Ekman P., Friesen W.V.* The repertoire of non-verbal behavior: categories, origins, usage and coding // *Semiotica*. 1969. No. 1. P. 49-98.

15. *Ekman P., Friesen W.V.* *Unmasking the Face*. NJ.: Prentice-Hall, INC., Englewood Cliffs, 1975.

16. *Emmers T.M., Dindia K.* The effect of relational stage and intimacy on touch: an extension of Guerrero and Andersen // *Personal Relationships*. 1995. No. 2. P. 225-236.

17. *Басов О.О., Саитов И.А.* Способ определения

ложности передаваемой информации по динамике параметров невербального поведения человека // Патент № 2506048 Рос. Федерация; патентообладатель Гос. казенное образовательное учреждение высш. проф. образования Академия ФСО России. Заявка № 2012145655/14; заявл. 25.10.2012, опубл. 10.02.2014. Бюл. № 4. 12 с.

18. *Басов О.О., Ягунов В.А.* Определение истинности передаваемой информации в полимодальных инфокоммуникационных системах // Сборник материалов 5-й Межвузовской научно-практической конференции курсантов и студентов «Проблемы и перспективы совершенствования охраны Государственной границы». Калининград: Калининградский пограничный институт ФСБ России, 2012. С 123-125.