

**О. В. Сытник**

*Институт радиофизики и электроники им. А. Я. Усикова НАН Украины,  
12, ул. Акад. Проскуры, Харьков, 61085, Украина  
E-mail: [ssvp11@ire.kharkov.ua](mailto:ssvp11@ire.kharkov.ua)*

## ШУМ И СИГНАЛ В РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СТАНЦИЯХ ОБНАРУЖЕНИЯ ЛЮДЕЙ ПОД ЗАВАЛАМИ

Для решения актуальной задачи синтеза аппаратно-программных средств оперативного обнаружения людей, пострадавших в техногенных или природных катастрофах, разработаны адекватные модели информационных сигналов и помех. Показано, что в области низких частот, где сосредоточены спектральные компоненты информационного сигнала, порожденного дыханием и сердцебиением, адекватной моделью флуктуационной помехи является модель фликкер-шума, построенная на основе рекуррентных уравнений оператора Перрона–Фробениуса. Исследованы спектральные характеристики помехи и информационного сигнала. Модель информационного сигнала построена на базе теории периодически коррелированных случайных процессов и верифицирована на экспериментальных данных. Предложен алгоритм накопления сигнала, использующий череспериодные выборки процесса. В качестве критерия для оценки длительности периода наблюдаемого сигнала выбрана зависимость его дисперсии от периода решетчатой функции, по которой осуществляются мгновенные выборки сигнала. Статистические характеристики процесса вычисляются на эквидистантной решетке, период которой равен периоду корреляции процесса. Предложен стохастический критерий для оценки периода корреляции. Теоретически доказано и экспериментально подтверждено свойство эргодичности процесса на эквидистантной решетке. В силу полимодальности критерия, оптимальной оценкой предложено считать аргумент максимума глобального экстремума этой функции. Результаты моделирования подтверждены экспериментальными данными. Ил. 7. Библиогр.: 14 назв.

**Ключевые слова:** радиолокационная станция, фликкер-шум, оператор Перрона – Фробениуса, стохастический критерий, алгоритм, череспериодные выборки, эргодический процесс.

Класс радиолокационных станций (РЛС) ближнего радиуса действия является одной из разновидностей приборов [1–4], использующихся для обнаружения живых людей за оптически непрозрачными преградами, такими как завалы зданий после землетрясений, слой снега после схода лавины и т. п.

Информационными признаками наличия цели (пострадавшего) в исследуемой области пространства является фазовая модуляция эхосигнала, обусловленная доплеровским эффектом при перемещении отдельных частей тела (движение конечностей, туловища, грудной клетки при дыхании, сердцебиении и т. п.) [5]. Очевидно, что в силу случайного характера движений человека характер информационного процесса также будет случайным. При этом к помехам, которые оказывают наибольшее влияние на правило принятия решения, относятся не только классические гауссовские флуктуационные процессы, но и низкочастотные шумы со спектральной плотностью, возрастающей по мере приближения к нулевым частотам [6–8]. В общем виде спектральная плотность таких шумов описывается соотношением вида  $S(f) = S_0 / f^\alpha$ , где  $S_0$  – спектральная плотность шума при  $f = 0$ , а  $\alpha$  – некоторый параметр, от величины которого зависят свойства шума при  $f \rightarrow 0$  [8]. Спектральные компоненты фликкер-шума в этом диапазоне частот имеют значительную амплитуду и после детектирования на нелинейном элементе попадают на аналогово-цифровой преобразователь (АЦП), порождая процесс с новыми свойствами, которые не учиты-

ваются при синтезе решающего правила. Как показано в работах [1, 5], основные компоненты информационного процесса, обусловленного дыханием и сердцебиением человека, находятся в диапазоне частот от 0,1 до 2 Гц, поэтому именно такой шум имеет наибольшее деструктивное действие на информационный сигнал.

Рассмотрим основные свойства такой помехи и информационного сигнала, а также методы их адекватного представления и влияние на характеристики алгоритмов для обнаружения живых людей под завалами.

**1. Алгоритм формирования фликкер-шума.** Фликкер-шумы изучаются уже на протяжении ста лет, поэтому различных моделей и алгоритмов их реализации существует достаточно много [8]. Один из эффективных методов формирования низкочастотных шумов базируется на основе оператора Перрона–Фробениуса [6, 7]. Этот оператор вводится в пространстве нормированных положительно определенных функций для вероятностного описания дискретных хаотических процессов. В общем виде модель такого флуктуационного процесса описывается рекуррентным уравнением

$$x_{n+1} = f(x_n, \gamma), \quad \{x_{n+1}, x_n\} \in R, \quad (1)$$

где  $f(x_n, \gamma)$  – нелинейная функция, описывающая характеристику преобразователя;  $\gamma$  – параметр, определяющий динамику процесса.

Несмотря на то, что соотношение (1) является простейшей детерминистической системой, совокупность отсчетов  $\{f(x, \gamma)\}_{n=0}^{\infty}$  может

демонстрировать весьма сложное и нерегулярное поведение. С помощью оператора Перрона–Фробениуса устанавливается связь между плотностями распределения вероятностей значений процесса, полученных с помощью рекуррентного соотношения (1):

$$W_{n+1}(x) - PW_n(x) = \int_{-\infty}^{\infty} W_n(t) \delta(x - f(t, \gamma)) dt, \quad (2)$$

где  $W_{n+1}(x), W_n(x)$  – плотности вероятностей соседних по времени отсчетов случайного процесса;  $P$  – оператор Перрона–Фробениуса;  $\delta(\cdot)$  – дельта-функция Дирака.

Представим нелинейную характеристику преобразователя в виде кусочно-линейной функции, которая имеет  $N$  линейных участков с разным углом наклона по отношению к оси ординат. На каждом из этих участков соответствующая линейная функция отображает свой интервал аргументов на отрезок  $[a, b]$ . Применительно к рассматриваемой РЛС интервал  $[a, b]$  – это диапазон входных напряжений, например двух младших разрядов АЦП. В общем виде для некоторого  $k$ -го линейного интервала при  $k = 1, 2, 3, \dots, N$  функция  $f(x)$  будет иметь вид  $f_k(x) = Nx - (k-1)$  – при положительном наклоне и  $f_k(x) = k - Nx$  – при отрицательном наклоне.

Введем параметр

$$m_k = \begin{cases} +1, & \text{положительный наклон ветви;} \\ -1, & \text{отрицательный наклон ветви.} \end{cases} \quad (3)$$

Тогда общее уравнение функции преобразования для любой  $k$ -й ветви из диапазона  $k = 1, 2, 3, \dots, N$  с учетом (3) будет иметь вид

$$f_k(x) = Nm_k x - m_k \left( k - \frac{1 + m_k}{2} \right). \quad (4)$$

Учитывая (4) и переходя к дискретному времени в (2), оператор Перрона–Фробениуса можно выразить в виде уравнения

$$PW(x) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N W \left( \frac{1}{N} \left( m_k x + \left( k - \frac{1 + m_k}{2} \right) \right) \right). \quad (5)$$

На рис. 1 показана реализация амплитудного спектра шума, сгенерированного алгоритмом (1) с учетом (5) при  $N = 5$ . Как видно из рис. 1 (флуктуационная кривая 4), при уменьшении частоты от 1 до 0,1 Гц наблюдается рост интенсивности спектральных компонент шума, как это имеет место в реальном приемнике сигналов РЛС. При этом получить реальные соотношения уровней спектральных компонент на частотах 0,1 и 1 Гц с помощью модели общего вида  $S(f) = S_0 / f^\alpha$  ни при каких значениях параметра  $\alpha$  не удастся. Так, кривая 1 получена при  $\alpha = 0,1$ ,

кривая 2 – при  $\alpha = 0,2$ , кривая 3 – при  $\alpha = 0,3$ , соответственно. Именно в этом диапазоне частот находятся спектральные компоненты информационного сигнала, обусловленные смещениями грудной клетки человека при дыхании [5].

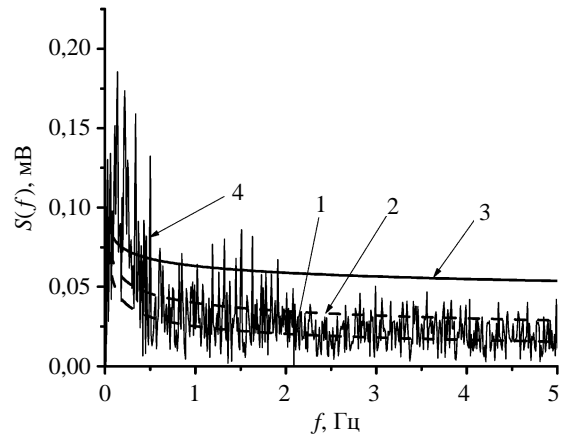


Рис. 1. Спектр шума, сгенерированного по (1) при  $N = 5$ , и его аппроксимация моделью вида  $S(f) = S_0 / f^\alpha$  при  $\alpha = 0,1$  (кривая 1),  $\alpha = 0,2$  (кривая 2),  $\alpha = 0,3$  (кривая 3)

Сопоставив рис. 1 (кривая 4) с результатами исследований, приведенных в [5], можно отметить, что спектральная линия дыхания практически совпадает с шумовыми выбросами (рис. 1). Очевидно, что при работе РЛС в реальных условиях, когда уровень сигнала из-за препятствия может быть снижен на десятки децибел, выделить информационную компоненту сигнала на фоне фликкер-шума путем некогерентного накопления оказывается весьма проблематичным.

**2. Информационный сигнал.** При синтезе алгоритмов обработки сигналов РЛС любого назначения не менее важным, чем оценка характеристик шума, является вопрос синтеза модели информационного сигнала. Для изучения свойств информационных процессов была проведена серия экспериментов по приему и обработке сигналов доплеровского радиолокатора, специально сконструированного для обнаружения живых людей за препятствиями [10].

Доплеровский локатор работал на несущей частоте 1,8 ГГц с квазинепрерывным фазокодоманипулированным (ФКМ) сигналом длиной  $N = (2^{16} - 1)$ . Длительность неповторяющейся последовательности (период последовательности) составляла  $T_p = N \tau \approx 0,3$  мс при  $\tau = 5,0$  нс, что соответствует разрешающей способности по дальности  $\delta R \approx 0,75$  м. Мощность излучения передатчика 100 мВт, чувствительность приемника – примерно минус 165 дБ/Вт. Расстояние от локатора до препятствия – 2 м. Расстояние от цели до препятствия – 0,5 м. Толщина препятствия

(облицованный в «полкирпича» напряженный железобетон с арматурной ячейкой 150 × 150 мм) ≈ 0,3 м.

Типовая реализация сигнала, поступающего с выхода РЛС на систему обработки, показана на рис. 2. Соотношение сигнал/шум 9,5 дБ.

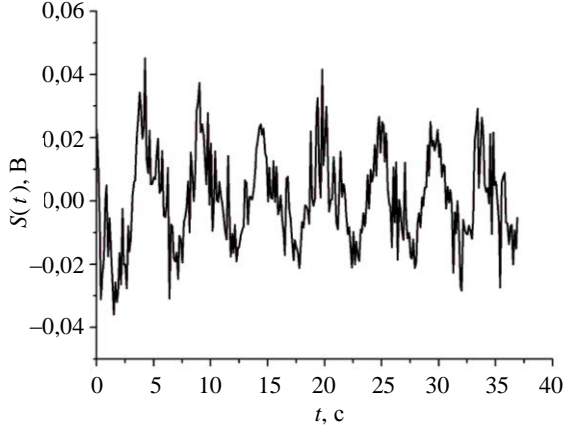


Рис. 2. Реализация сигнала РЛС

Длительность каждой из обрабатываемых реализаций составляла 50...60 с. Оцифровка сигнала велась с частотой 8 кГц по 16-ти разрядам, что обеспечивало сквозное согласование по динамическому диапазону примерно 90 дБ. Реализация сигнала, показанная на рис. 2, очищена от аномальных флуктуаций, связанных с перемещением человека, и сглажена медианным фильтром со скользящим окном в 1 001 отсчет, что соответствует интервалу 0,125 с. Непосредственные контактные измерения и анализ реализации сигнала (рис. 2) показывают, что средний по наблюдаемой записи период дыхания составляет  $T_s = 4,6$  с, причем частота дыхания и амплитуда сигнала плавно убывают от начала к концу реализации. Это обусловлено естественным процессом успокоения жизненных биоритмов человека после остановки движения.

Можно предположить, что в вероятностном смысле рассматриваемая реализация информационного процесса  $s(t)$  принадлежит классу периодически коррелированных процессов с конечной мощностью на интервале наблюдения. Согласно общей теории периодически коррелированных процессов, это такие процессы, математические ожидания и ковариационные функции которых удовлетворяют условиям [11–14]:

$$m(t + T_s) = E\{S(t, t + T_s)\} = m_s(t); \quad (6)$$

$$r(t + T_s, u + T_s) = r_s(t, u), \quad (7)$$

где  $E\{\bullet\}$  – символ операции усреднения.

В работе [13] утверждается, что спектральная плотность периодически коррелирован-

ного процесса будет содержать только гармоники, отстоящие одна от другой на частоты, кратные наиболее вероятной частоте первой гармоники информационного процесса. Тогда, учитывая (6) и (7), оценки ковариационной функции и математического ожидания процесса можно записать как функцию периода  $T_s$ :

$$\hat{r}(t + u, t) = \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{k=-N}^N S(t + u + kT_s) S^*(t + kT_s) = \quad (8)$$

$$= E\{S(t + u + kT_s) S^*(t + kT_s)\};$$

$$\hat{m}(t) = E\{S(t + kT_s)\}, \quad (9)$$

где символом  $*$  обозначена комплексно сопряженная величина.

В случае, если при любом  $t \in [0, T_s]$  эти оценки будут несмещенными, то исследуемый процесс можно отнести к классу эргодических периодически коррелированных случайных процессов. Здесь, как и в классической статистической радиотехнике, эргодичность понимается как инвариантность процедуры усреднения относительно времени и ансамбля реализаций. Однако следует учитывать тот факт, что процедура усреднения ведется не в непрерывном времени, а в точках (отсчетах), соответствующих шагу  $k$  некоторой эквидистантной решетки.

Вычислим теперь математическое ожидание процесса (9), с учетом свойства (8) его корреляционной функции, которое по определению есть

$$E\{\hat{m}(t)\} = \frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} E\{\hat{m}(t + kT_s)\} dt. \quad (10)$$

Разобьем числовую ось на отрезки  $[kT_s, (k+1)T_s]$ ,  $k \in Z$ , где  $Z$  – весь интервал наблюдения, и введем переменную  $g$ , имеющую размерность времени, таким образом, чтобы выполнялось условие  $kT_s + g = t$ . Тогда можно записать следующее выражение:

$$E\{\hat{m}(t)\} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^N \int_{kT_s}^{(k+1)T_s} \hat{m}(g) dg = \quad (11)$$

$$= E\left\{ \frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} \hat{m}(t + kT_s) dt \right\}.$$

Поменяв порядок процедур суммирования и интегрирования в (11), получаем непосредственно выражение (10). Следовательно, оценка математического ожидания является несмещенной. Для анализа ковариационной функции введем следующее обозначение, которое соответствует классическому определению ковариационной функции:

$$E\{S(t+u)S^*(t)\} = B(u).$$

Поскольку мы рассматриваем периодически коррелированный процесс, то на основании (10) можем записать

$$E\{S(t+u)S^*(t)\} = \frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} E\{S(t+u+kT_s)S^*(t+kT_s)\} dt.$$

Учитывая, что средняя ковариация есть  $B(u) = \frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} b(t,u) dt$ , тогда

$$\frac{1}{T_s} \int_0^{T_s} (b(t,u) - E\{S(t+u+kT_s)S^*(t+kT_s)\}) dt = 0. \quad (12)$$

Справедливость соотношений (11) и (12) дает основания утверждать, что рассматриваемый информационный процесс является эргодическим периодически коррелированным случайным процессом. Следовательно, алгоритмы и методы обработки сигналов в системах, предназначенных для обнаружения живых людей, необходимо строить, исходя из модели эргодического периодически коррелированного случайного процесса.

На практике значение периода  $T_s$  априорно неизвестно. Поэтому интерес представляет критерий, с помощью которого можно было бы на этапе обработки определить принадлежность наблюдаемого процесса к классу периодически коррелированных и оценить с некоторой наперед заданной вероятностью ошибки значения периода  $T_s$ . Как следует из экспериментальных данных, критерием может служить величина дисперсии (или среднееквадратическое значение) процесса, вычисленная по всей наблюдаемой реализации процесса как функция длительности шага эквидистантной решетки

$$\sigma(k) = \sqrt{\frac{k}{N} \sum_{i+k}^N m_s^2(i+k)}. \quad (13)$$

На рис. 3 показана зависимость среднееквадратического значения (13) от длительности шага решетки, построенная по экспериментальным данным.

Несмотря на то, что зависимость среднееквадратического значения процесса от длительности шага решетки является полимодальной функцией с максимумами в точках  $T = nT_s$ , где  $n = 1, 2, 3, \dots$ , глобальный максимум этой функции наблюдается при  $T = T_s$ ,  $n = 1$ . Эта особенность модели периодически коррелированного информационного процесса позволяет построить доста-

точно простой в реализации алгоритм накопления данных.

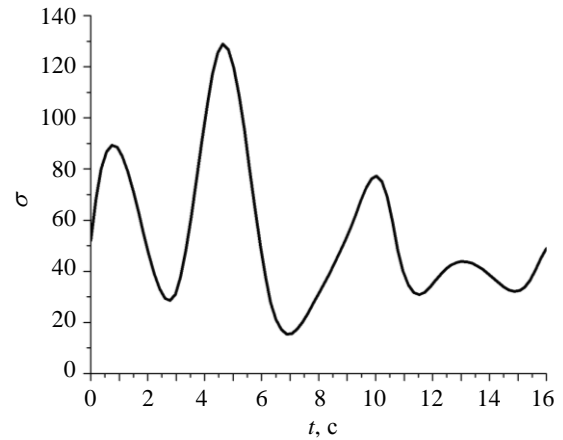


Рис. 3. График зависимости среднееквадратического значения процесса от длительности шага решетки

**3. Алгоритм накопления сигнала.** Алгоритм накопления данных, построенный в предположении о периодически коррелированном характере информационного процесса, может быть использован для верификации модели процесса. На рис. 4 показана схема выбора отсчетов сигнала реализации случайного процесса, наблюдаемого на выходе РЛС. Сигнал накапливается с учетом модели (11) и критерия (13).

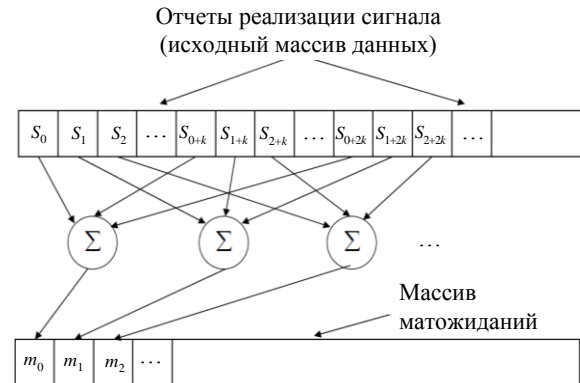


Рис. 4. Структура алгоритма вычисления математического ожидания периодически коррелированного процесса

Из исходного сигнала  $S(\Delta t)$  (где  $\Delta t$  – элементарный интервал на оси времени, обеспечивающий выборку отсчетов в соответствии с теоремой Котельникова) формируется набор отсчетов математических ожиданий, который представляет собой информационный процесс, порожденный движением грудной клетки при дыхании человека. Отсчеты сигнала представлены ансамблем решетчатых функций, заданных на эквидистантной решетке с интервалом отсчетов  $k$ . С целью верификации предложенной модели ин-

формационного процесса рассмотрим результаты работы алгоритма для случаев  $T \neq T_s$  и  $T = T_s = 4,6$  с. При  $T \neq T_s$  амплитуда процесса мала и его спектр обогащается высшими гармониками (рис. 5).

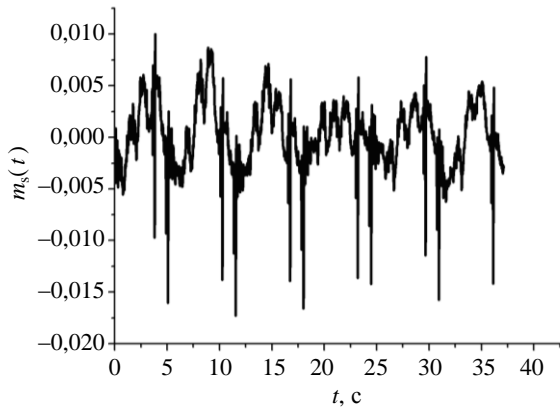


Рис. 5. Матожидание процесса  $S(t)$  при  $T \neq T_s$

При  $T = T_s$  амплитуда процесса возрастает и характер реализации приобретает явно выраженную периодичность (рис. 6).

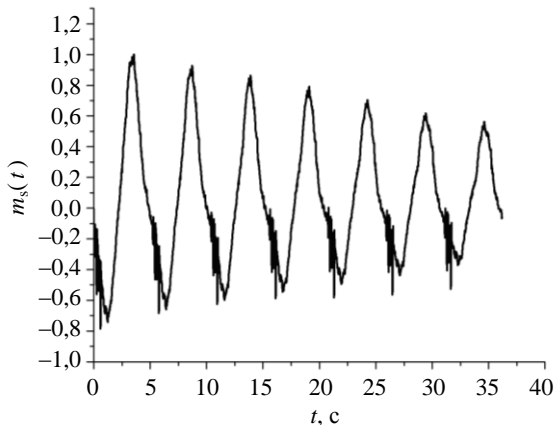


Рис. 6. Матожидание процесса  $S(t)$  при  $T = T_s = 4,6$  с

Спектральная плотность информационного процесса при совпадении периода решетчатой функции с истинным значением периода, т. е. при  $T = T_s$ , показана на рис. 7.

Здесь значения амплитуд спектральных компонент отложены в линейном масштабе, что позволяет наблюдать только две гармоники сигнала, обусловленные дыханием. В логарифмическом масштабе видны до пяти гармоник.

Сравнительный анализ экспериментальных данных и результатов обработки выходного сигнала РЛС, приведенных на рис. 5 и 6, позволяет с высокой вероятностью утверждать, что порожденный дыханием человека информационный

процесс на выходе когерентного доплеровского радиолокатора является периодически коррелированным случайным процессом. Остаточный отклик фликкер-шума в области нулевых частот может служить косвенным подтверждением адекватности модели шума, построенной на основе оператора Перрона–Фробениуса.

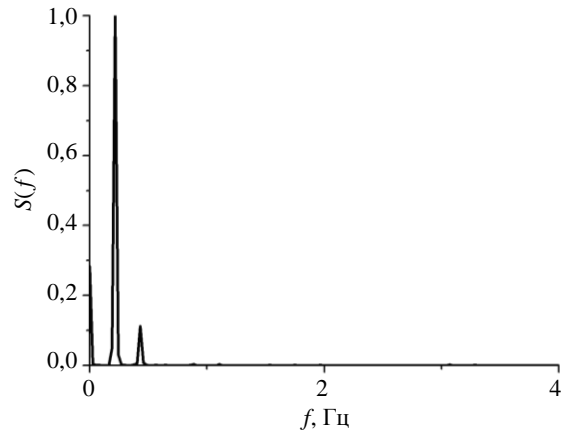


Рис. 7. Спектральная плотность процесса дыхания

**Выводы.** Таким образом, при синтезе алгоритмов обработки сигналов в доплеровских РЛС для обнаружения живых людей за оптически непрозрачными препятствиями модель флуктуационной помехи, которая маскирует спектральные компоненты информационного сигнала в области частот  $0,1 \dots 0,5$  Гц, может быть реализована рекуррентной процедурой на основе оператора Перрона–Фробениуса. Модель компактна и проста в реализации. Так, уже при  $N = 7$  (где  $N$  – порядок модели) спектральная плотность сгенерированного фликкер-шума практически не отличается от наблюдаемого процесса в реальном устройстве. Важно отметить, что в отличие от громоздких в вычислительном отношении фильтровых методов формирования реализаций модели помехи, модель на основе оператора Перрона–Фробениуса не дает «выбросов» в бесконечность на нулевой частоте. Это полностью соответствует ситуации в реальной РЛС, поскольку постоянная компонента, сигнал на нулевой частоте, полностью подавлен аппаратными средствами.

Сигнал, отраженный от грудной клетки при дыхании человека, адекватно описывается моделью периодически коррелированного процесса со случайным периодом  $T_s$ . Теоретически установлено и экспериментально подтверждено, что оценки матожидания и корреляционной функции этого процесса будут несмещенными, если накопление сигнала осуществляется путем суммирования череспериодных выборок. Алгоритм обработки сигналов в этом случае сводится

к получению реализации сигнала  $S(t)$ , вычислению матожидания  $m_s(k)$  при некотором начальном значении  $k$  и вычислению  $\sigma(k)$ . Процедуры вычислений  $m_s(k)$  и  $\sigma(k)$  повторяются при всех  $k \in Z$ . При наличии ярко выраженного глобального максимума функции  $\sigma(k)$  принимается решение об обнаружении человека и вычисляется оценка периода дыхания  $T_s = k \Delta t$ . Простота и эффективность такого алгоритма проверена экспериментально. В частности, в эксперименте были выделены не только основные спектральные компоненты сигнала, обусловленные дыханием человека, находящегося в спокойном состоянии, но и их гармоники. При формировании линейной спектрограммы четко видны две первые гармоники. Наличие высших гармоник основного сигнала обусловлено нелинейным характером процесса детектирования в аппаратуре.

#### Библиографический список

1. Sytnik O. V. Adaptive Radar Techniques for Human Breathing Detection. *Journal of Mechatronics*. 2015. Vol. 3, N 4. P. 1–6.
2. Бугаев А. С., Васильев И. А., Ивашев С. И., Разевиг В. В., Шейко А. П. Обнаружение и дистанционная диагностика состояния людей за препятствиями с помощью РЛС. *Радиотехника*. 2003. № 7. С. 42–47.
3. Щербиков Г. Н. Обнаружение объектов в укрывающих средах. Москва: Арбат-Информ, 1998. 15 с.
4. Бугаев А. С., Васильев И. А., Ивашев С. И., Чапурский В. В. Радиолокационные методы выделения сигналов дыхания и сердцебиения. *Радиотехника и электроника*. 2006. Т. 51, № 10. С. 1224–1239.
5. Вязьмитинов И. А., Мирошниченко Е. И., Сытник О. В. Статистические свойства спектральных оценок информационных сигналов при зондировании малоподвижных объектов. *Физические основы приборостроения*. 2012. Т. 1, № 4. С. 78–85.
6. Muraо K., Kohda T. Intermittancy with 1/f Power Spectrum in One-Dimensional Discrete Dynamical Systems. *Proc. of the International Symposium on Noise and Clutter Rejection in Radars and Image Sensors*. Japan, Tokyo, 1984. P. 94–99.
7. Аникин В. М., Ремизов А. С., Аркадакский С. С. Собственные функции и числа оператора Перрона–Фробениуса кусочно-линейных хаотических отображений. *Изв. вузов. Прикладная нелинейная динамика*. 2007. Т. 15, № 2. С. 62–75.
8. Малахов А. Н. Флуктуации в автоколебательных системах. Москва: Наука, 1967. 660 с.
9. Renyi A. Representation for Real Numbers and their Ergodic Properties. *Acta. Math. Acad. Sci. Hungar.* 1957. N 8. P. 474–493.
10. Sytnik O. V. Problems of Low Doppler Targets Identification. *Radar Science and Technology*. 2011. Vol. 9, N 6. – P. 387–398.
11. Woodward P. M. Probability and Information Theory with Applications to Radar. New York: Pergamon Press, 1953.
12. Wilson R., Richter J. Generation and Performans of Quadrature Phase Codes for Radar and Synchronization of Coherent and Differentially Coherent PSK. *IEEE Trans. Comm.* 1979. Vol. 27, N 9. P. 641–647.
13. Драган Я. П. Енергетична теорія лінійних моделей стохастичних сигналів. Львів: Центр стратегічних досліджень еко-біо-технічних систем, 1997. – 333 с.
14. Gardner W. A. Spectral Correlation of Modulated Signals. Part I. Analog Modulation. *IEEE Transactions on Communications*. 1987. Vol. 35, N 6. P. 584–594.

#### REFERENCES

1. SYTNIK, O. V., 2015. Adaptive Radar Techniques for Human Breathing Detection. *Journal of Mechatronics*. vol. 3, no. 4, pp. 1–6.
2. BUGAEV, A. S., VASIL'EV, I. A., IVASHEV, S. I., RAZEVIK, V. V., SHEJKO, A. P., 2003. Detection and Remote Diagnostic Human being state from the obstacles by Radar. *Radiotekhnika*. No. 7, pp. 42–47 (in Russian).
3. SHHERBAKOV, G. N., 1998. Objects Detection in Covered Medias. Moscow: Arbat-Inform (in Russian).
4. BUGAEV, A. S., VASIL'EV, I. A., IVASHOV, S. I., CHAPURSKIY, V. V., 2006. Radar Methods for Detection of Breathing and Heartbeat. *Radiotekhnika i jelektronika*. vol. 51, no. 10, pp.1224–1239 (in Russian).
5. VJAZ'MITINOV, I. A., MIROSHNICHENKO, E. I., SYTNIK, O. V., 2012. Statistical Properties of Spectral Estimates of Information Signals for Sounding of Slowly Moving Targets. *Fizicheskie osnovy priborostroenija*. vol. 1, no. 4, pp. 78–85 (in Russian).
6. MURAO, K., KOHDA, T., 1984. Intermittancy with 1/f Power Spectrum in One-Dimensional Discrete Dynamical Systems. *Proc. of the International Symposium on Noise and Clutter Rejection in Radars and Image Sensors*. Japan, Tokyo. pp. 94–99.
7. ANIKIN, V. M., REMIZOV, A. S., ARKADAKSKIY, S. S., 2007. Perron–Frobenius Operator Eigenvalues under Spline Performance. *Izvestija vuzov. Prikladnaja nelinejnaja dinamika*. vol. 15, no. 2, pp. 62–75 (in Russian).
8. MALAHOV, A. N., 1967. Fluctuations in Systems Oscillation. Moscow, USSR: Nauka (in Russian).
9. RENEYI, A., 1957. Representation for Real Numbers and their Ergodic Properties. *Acta. Math. Acad. Sci. Hungar.* No. 8, pp. 474–493.
10. SYTNIK, O. V., 2011. Problems of Low Doppler Targets Identification. *Radar Science and Technology*. vol. 9, no. 6, pp. 387–398.
11. WOODWARD, P. M. 1953. Probability and Information Theory with Applications to Radar. New York: Pergamon Press.
12. WILSON, R., RICHTER, J., 1979. Generation and Performans of Quadrature Phase Codes for Radar and Synchronization of Coherent and Differentially Coherent PSK. *IEEE Trans. Comm.* Sept., vol. 27, no. 9, pp. 641–647.
13. DRAG'AN, Ja. P., 1997. Energy Theory of Stochastic Models of Signals. L'viv, USSR: Centr strategichnyh doslidzhen' eko-bio-tehnichnyh system (in Ukrainian).
14. GARDNER, W. A., 1987. Spectral Correlation of Modulated Signals. Part I. Analog Modulation. *IEEE Transactions on Communications*. June, vol. 35, no.6, pp. 584–594.

Рукопись поступила 28.02.2017.

O. V. Sytnik

#### NOISE AND SIGNAL FOR RESCUERS RADAR

The adequate models of information signals and noise have been developed to solve the actual problem of the synthesis of hardware and software for operative detection of affected people in man-made or natural disasters. It is shown that at low frequencies, where are placed the spectral components of the information signal generated by breathing and heartbeat, an adequate model of the fluctuation noise is a flicker noise model built on the basis of recurrent equations of Perron–Frobenius operator. The spectral characteristics of the information signal and noise are

investigated. The information signal model is built on the theory of periodically correlated random processes and verified on experimental data. A signal processing algorithm has been proposed. The algorithm is based on a process of cross-sampling summing. A criterion to assess the duration of the period of the signal is proposed. The criterion is a function of the signal dispersion from the lattice function period. The ergodic property of the process on an equidistant grid is theoretically proved and experimentally confirmed. The optimal estimate of period duration is an argument of the global maximum of the polymodal criterion function. The simulation results are confirmed by the experimental data.

**Key words:** radar, flicker-noise, Perron–Frobenius operator, criterion, algorithm, cross-sampling summing, ergodic process.

О. В. Ситник

### ШУМ І СИГНАЛ В РАДІОЛОКАЦІЙНИХ СТАНЦІЯХ ВИЯВЛЕННЯ ЛЮДЕЙ ПІД ЗАВАЛАМИ

Для розв'язання актуальної задачі синтезу апаратно-програмних засобів оперативного виявлення людей, які постраждали в техногенних або природних катастрофах, розроблено адекватні моделі інформаційних сигналів і завад.

Показано, що в області низьких частот, де зосереджені спектральні компоненти інформаційного сигналу, породженого диханням і серцебиттям, адекватною моделлю флукуаційної завади є модель фліккер-шуму, яка побудована на основі рекурентних рівнянь оператора Перрона–Фробеніуса. Досліджено спектральні характеристики завад та інформаційного сигналу. Модель інформаційного сигналу побудовано на базі теорії періодично-корельованих випадкових процесів і верифіковано на експериментальних даних. Запропоновано алгоритм накопичення сигналу, який використовує черезперіодні вибірки процесу. В якості критерію для оцінки тривалості періоду сигналу обрано залежність дисперсії спостережуваного сигналу від періоду решітчастої функції, за якою здійснюються миттєві вибірки сигналу. Статистичні характеристики цього процесу обчислюються на еквідистантній решітці, період якої дорівнює періоду кореляції процесу. Запропоновано стохастичний критерій для оцінки періоду кореляції. Теоретично доведено і експериментально підтверджено властивість ергодичності процесу на еквідистантній решітці. Через полімодальність критерію оптимальною оцінкою запропоновано вважати аргумент максимуму глобального екстремуму цієї функції. Результати моделювання підтвержені експериментальними даними.

**Ключові слова:** радіолокаційна станція, фліккер-шум, оператор Перрона–Фробеніуса, стохастичний критерій, алгоритм, черезперіодні вибірки, ергодичний процес.