

УДК 621.396.96

**ОБНАРУЖЕНИЕ СИГНАЛОВ СО СЛУЧАЙНЫМ
МОМЕНТОМ ПОЯВЛЕНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ
АЛГОРИТМА КУМУЛЯТИВНЫХ СУММ**

В. И. Воловач*, В. М. Артюшенко**

**Поволжский государственный университет сервиса*

***Московский государственный областной технологический университет*

Поступила в редакцию 02.09.2019 г.

Аннотация. Рассмотрен и проанализирован метод обнаружения сигналов со случайным моментом появления с использованием алгоритма кумулятивных сумм. На примере обнаружения сигнала на фоне негауссовской квазидетерминированной аддитивной помехи получены зависимости вероятностей ложного обнаружения от величины отношения сигнал/помеха при различных значениях величины порога обнаружения. Проанализирован алгоритм обнаружения сигнала на фоне импульсной помехи и флюктуационного негауссовского шума. Показано, что алгоритм кумулятивных сумм позволяет не только решать задачу по обнаружению сигнала в реальном масштабе времени, но и обладает достаточной простотой и конструктивизмом, что является одним из достоинств при решении практических задач.

Ключевые слова: алгоритм кумулятивных сумм, обнаружение сигналов со случайным моментом появления, негауссовская квазидетерминированная помеха, флюктуационный негауссовский шум, отражающий экран, обнаружение разладки.

ВВЕДЕНИЕ

В значительном числе научных публикаций [1–2 и др.], посвященных построению оптимальных приемников, прежде всего, рассматривается обработка сигналов при воздействии гауссовских помех с огибающей, описываемых райсовской плотностью распределения вероятностей (ПРВ) [3–8]. Вместе с тем, в практически значимых случаях интерес представляет анализ воздействия на сигнал помех с негауссовской ПРВ [9–14], причем достаточно широкое применение получил математический аппарат обнаружения разладки (скачкообразного изменения) случайного процесса η_τ на основе использования алгоритма кумулятивных сумм с отражающим экраном (АКС) [15–18], которые представляют собой модификацию алгоритма

Пейджа [19] и многократно применяемый модифицированный последовательный анализ Вальда. Это может быть, например, скалярный параметр ПРВ $W(y_h)$ наблюдения y_h , где h – номер временной выборки сигнала.

Отметим также, что если обрабатываемый сигнал имеет составляющую типа редких больших выбросов, то могут быть применены дальнейшие модификации АКС – алгоритмы Сегена – Сандерсона [20] либо Надлера – Роббинза [21].

Вопрос об обнаружении сигнала решается на основе наблюдения за последовательно поступающими на вход обнаружителя входными воздействиями. Поскольку при этом возрастает объем памяти, необходимый для запоминания всех поступивших к моменту h наблюдений, возникает естественный вопрос о поиске рекуррентных алгоритмов. Строятся такие алгоритмы на базе достаточных статистик, которые позволяют осуществить пе-

© Воловач В. И., Артюшенко В. М., 2019

ресчет предшествующих значений наблюдения с учетом вновь поступивших.

Обнаружение разладки строится на сравнении на $h+1$ -м шаге некоторой решающей статистики $s_{p,h+1}$ с фиксированными порогами

$$s_{p,h+1} = \left[s_{p,h} + \Delta s_{p,h+1} \right]_{U_{\text{ин}}}^+ \geq U_{\text{ин}};$$

где $U_{\text{ин}}, U_{\text{ин}}$ – соответственно, верхний и нижний порог обнаружения;

$$\Delta s_{p,h+1} = \ln \frac{W(y_{h+1} | \eta_2)}{W(y_{h+1} | \eta_1)}. \quad (1)$$

Порог $U_{\text{ин}}$ устанавливается по требуемой вероятности ложного обнаружения F и определяет вероятность пропуска разладки.

Если на h -м шаге $s_{p,h} > U_{\text{ин}}$, то считается, что разладка есть. В этом случае принимается гипотеза $H_1: \eta = \eta_2$. Если $s_{p,h} > -U_{\text{ин}}$, то считается, что разладки нет, и принимается гипотеза $H_0: \eta = \eta_1$.

Если же $-U_{\text{ин}} > s_{p,h} > U_{\text{ин}}$, производится следующее $(h+1)$ -е наблюдение. При этом так как нарушается предположение о принадлежности всей выборки $\{y_h\}$, $h=1, H$ одной из гипотез H_1 или H_0 , то на следующем шаге кумулятивная сумма обнуляется, то есть $s_{p,h+1} = 0$, что в (1) обозначается знаком (+).

Здесь и далее, черта сверху означает усреднение по множеству.

Цель работы состоит в анализе метода обнаружения сигналов со случайным моментом появления (разладки) на основе алгоритма кумулятивных сумм при воздействии на сигнал различного вида негауссовских помех.

Рассмотрим задачу обнаружения с применением АКС на конкретных примерах. Проанализируем результаты моделирования синтезированных алгоритмов.

1. Обнаружение сигнала на фоне негауссовской квазидетерминированной аддитивной помехи и флюктуационного шума.

Пусть наблюдается последовательность $\{y_h\}$, $h=1, H$

$$y_h = \eta_\tau s(\lambda_{c,h}, \mu_h) + n(\mu_h) + n_{\xi,h}, \quad (2)$$

где $\lambda_{c,h}$, μ_h – параметры полезного сигнала $s(\lambda_{c,h}, \mu_h)$ и помехи $n(\mu_h)$, представляющие собой дискретные однородные цепи Маркова с l и r состояниями, переходными $P_{\alpha\beta}$, $P_{\gamma\kappa}$ и начальными $P(\lambda_1)$ и $P(\mu_1)$ вероятностями.

Последовательности $\{\lambda_{c,h}\}$ и $\{\mu_h\}$ предполагаются статистически независимыми. Флюктуационный шум $\{n_{\xi,h}\}$ представляет собой коррелированный случайный процесс с известной условной ПРВ $W_{\text{ш}}(n_{\xi,h} | n_{\xi,h-1})$.

Относительно параметра η_τ рассматриваются две гипотезы:

$$\begin{aligned} H_0: \quad \eta_\tau = \eta_1 = 0, \quad 0 \leq h < H; \\ H_1: \quad \eta_\tau = 0, \quad 0 \leq h < \tau; \\ \eta_\tau = \eta_2 = 1, \quad \tau \leq h \leq \tau + T; \\ \eta_\tau = 0, \quad \tau + T < h \leq H, \end{aligned}$$

где T – длительность сигнала.

Решение о разладке принимается в момент времени h^* , удовлетворяющий условию

$$h^* = \inf \{h \geq 1: s_{p,h} \geq U_{\text{ин}}\},$$

где \inf – математический знак, означающий «точная верхняя граница» и «точная нижняя граница» – обобщение понятий максимума и минимума множества, соответственно.

Если ограничиться рассмотрением случая высокого отношения сигнал/помеха (ОСП) $\rho_{\text{осп}}^2$ и предположить, что длительность импульсного сигнала T такова, что $h^* = \tau + T$, то обнаружение импульса ограниченной длительности будет эквивалентно регистрации разладки случайного процесса (обнаружение переднего фронта импульса).

В результате задача обнаружения решается путем формирования кумулятивной суммы

$$s_{p,h+1} = \left\{ s_{p,h} + \ln I_{h+1} \left[y_{h+1}, W(n_{\xi,h}), W_h(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma) \right] \right\}_{h(t)}^+.$$

Знак (+) означает установку нуля кумулятивной суммы в моменты времени $h(t)$; $t=1, 2, \dots, h(t)$ – последовательные моменты времени, когда $s_{p,h+1} = 0$;

$$I_{h+1}(\cdot) = \frac{\sum_{\alpha,\beta}^l \sum_{\gamma,\kappa}^r W_{\text{ш.1}} P_{\alpha\beta} P_{\gamma\kappa} W_{1h}(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma)}{\sum_{\gamma,\kappa}^r W_{\text{ш.0}} P_{\gamma\kappa} W_{0h}(\mu^\gamma)},$$

где

$$W_{\text{ш.1}} = W_{\text{ш}} \left\{ y_{h+1} - s(\lambda_{c,h+1}^\alpha, \mu_{h+1}^\gamma) - n(\mu_{h+1}^\kappa) | y_h - s(\lambda_{c,h}^\alpha, \mu_h^\gamma) - n(\mu_h^\kappa) \right\}; \quad (3)$$

$$W_{\text{ш.0}} = W_{\text{ш}} \left\{ y_{h+1} - n(\mu_{h+1}^\kappa) | y_h - n(\mu_h^\kappa) \right\}.$$

Апостериорные совместные вероятности значений параметров сигнала и помехи $W_{1,h}(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma) = P(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma | y_{h(t)}^h)$ и одной помехи $W_{0,h}(\mu^\gamma) = P(\mu^\gamma | y_0^h)$ удовлетворяют рекуррентным уравнениям

$$W_{1,h+1}(\lambda_c^\alpha, \mu^\gamma) = \frac{W_{\pi,1} \sum_{\alpha,\gamma}^{l,r} W_{\pi,1} P_{\alpha\beta} P_{\gamma\gamma} W_{1h}(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma)}{\sum_{\alpha,\beta}^l \sum_{\gamma,\gamma}^r W_{\pi,1} P_{\alpha\beta} P_{\gamma\gamma} W_{1h}(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma)};$$

$$W_{0,h+1}(\mu^\gamma) = \frac{W_{\pi,0} \sum_{\gamma=1}^r P_{\gamma\gamma} W_{0h}(\mu^\gamma)}{\sum_{\gamma=1}^r \sum_{\gamma}^r W_{\pi,0} P_{\gamma\gamma} W_{0h}(\mu^\gamma)};$$

$\alpha, \beta = \overline{1, l}; \gamma, \gamma = \overline{1, r}$.

Можно видеть, что рекуррентный алгоритм формирования апостериорной ПРВ (АПРВ) позволяет не удерживать в памяти все ранее полученные сигналы y_1, y_2, \dots, y_h , поскольку они входят в уже сформированную на предыдущем шаге ПРВ $W_{1,h}(\lambda_c^\alpha, \mu^\gamma)$ и непосредственно в приведенные формулы не входят.

Этот алгоритм можно разбить на два алгоритма, выполняемых поэтапно. Проанализируем это на примере ПРВ $W_{0,h+1}(\mu^\gamma)$.

Можно показать, что на первом этапе ее определения осуществляется экстраполяция предыдущей АПРВ на величину шага T_0 к моменту очередного наблюдения

$$W_{0,h+1.э}(\mu^\gamma) = \sum_{\gamma=1}^r P_{\gamma\gamma} W_{0h}(\mu^\gamma).$$

На втором этапе осуществляется формирование новой АПРВ на основе экстраполированной $W_{0,h+1.э}(\mu^\gamma)$ и очередного наблюдения y_{h+1} . В результате

$$W_{0,h+1}(\mu^\gamma) = \frac{W_{\pi,0} W_{0,h+1.э}(\mu^\gamma)}{\sum_{\gamma=1}^r W_{\pi,0} W_{0h}(\mu^\gamma)}.$$

Последняя запись позволяет рассматривать экстраполированную ПРВ $W_{0,h+1.э}(\mu^\gamma)$. Аналогичные соотношения могут быть записаны для АПРВ $W_{1,h+1}(\lambda_c^\beta, \mu^\gamma)$.

Необходимо иметь ввиду, что в момент обнуления кумулятивных сумм $h(t)$ каждый раз необходимо формировать новые начальные ПРВ $W_{1,h(t)}(\lambda_{h(t)}^\beta, \mu_{h(t)}^\gamma)$.

Из приведенных алгоритмов следует случай помех с независимыми значениями. Для

этого в представленных формулах вместо условных ПРВ и рассчитываемых из (3) достаточно представить одномерные ПРВ:

$$W_{\pi,1} = W_{\pi} \left\{ y_{h+1} - s(\lambda_{c,h+1}^\alpha, \mu_{h+1}^\gamma) - n(\mu_{h+1}^\gamma) \right\};$$

$$W_{\pi,0} = W_{\pi} \left\{ y_{h+1} - n(\mu_{h+1}^\gamma) \right\}.$$

2. Обнаружение сигнала на фоне негауссовской квазидетерминированной аддитивной помехи, флюктуационного шума и импульсной помехи.

Пусть наблюдению доступна последовательность

$$y_h = Q_\tau + \mu_h + n_{\xi,h}, \quad (4)$$

где Q_τ – амплитуда сигнала, меняющаяся в неизвестный момент времени τ ; $n_{\xi,h}$ – флюктуационный шум с известной негауссовской ПРВ $W_{\pi} \{n_{\xi,h}\}$, параметры которой в момент разладки изменяются; μ_h – импульсная помеха, описываемая Марковской цепью с дискретным временем и конечным числом несовместимых состояний $\mu^{(1)}, \mu^{(2)}, \dots, \mu^{(l)}$. Случайные величины $\{\mu_h\}$ заданы матрицей переходных вероятностей $\|P\{\mu_{h+1} = \mu^{(\alpha)} | \mu_h = \mu^{(\beta)}\}\|$, $\alpha, \beta = \overline{1, l}$, вектором начальных вероятностей (p_1, p_2, \dots, p_l) и вектором начальных значений $[\mu_0^{(1)}, \mu_0^{(2)}, \dots, \mu_0^{(l)}]$.

Достаточно очевидно, что выражение (4) является частным случаем выражения (2) при $s(\cdot) = 1$ и $n(\mu) = \mu$. Относительно параметра Q_τ рассматриваются две гипотезы:

$$H_0: Q_\tau = Q_1, W_{\pi} \{n_{\xi}, \sigma_p^2 \neq 0\}, \quad h = \overline{1, H};$$

$$H_1: Q_\tau = Q_1, W_{\pi} \{n_{\xi}, \sigma_p^2 \neq 0\}, \quad h = \overline{1, \tau-1};$$

$$Q_\tau = Q_2, W_{\pi} \{n_{\xi}, \sigma_p^2 = 0\}, \quad h = \overline{\tau, H}.$$

где H – число испытаний.

Для рассматриваемого случая АКС запишем в виде

$$s_{h+1} = \left\{ s_h + \ln I_{h+1} \left[y_0^{h+1}, W(\mu_h | y_0^h), Q_\tau \right] \right\}^+, \quad (5)$$

где $\{\cdot\}^+ = \max\{0, \cdot\}$; $y_0^{h+1} = (y_1, \dots, y_{h+1})$ – вектор наблюдаемой реализации; $W(\mu_h | y_0^h)$ – апостериорная плотность распределения вероятностей (АПРВ) наблюдаемого марковского компонента μ_h ; $I_{h+1}[\cdot]$ – функция, характеризующая изменение отношения правдоподобия на $(h+1)$ -м шаге, определяемая из соотношения

$$I_{h+1}[\cdot] = \frac{\sum_{\mu_h, \mu_{h+1}}^l W_{n_\xi}(y_{h+1} | \mu_{h+1}, Q_\tau = Q_1) \times \sum_{\mu_h, \mu_{h+1}}^l W_{n_\xi}(y_{h+1} | \mu_{h+1}, Q_\tau = Q_0) \times \times W(\mu_h | y_0^h, Q_\tau = Q_1) P_{\alpha\beta}}{\sum_{\mu_h, \mu_{h+1}}^l W_{n_\xi}(y_{h+1} | \mu_{h+1}, Q_\tau = Q_0) \times \times W(\mu_h | y_0^h, Q_\tau = Q_0) P_{\alpha\beta}}, \quad (6)$$

где $W_{n.1} \{ \cdot \} = W_n \{ n_\xi, \sigma_p^2 = 0 \}$;
 $W_{n.2} \{ \cdot \} = W_n \{ n_\xi, \sigma_p^2 \neq 0 \}$.

Начальные АПРВ вычисляются следующим образом:

$$W \{ \mu_1 | y_1, Q_i \} = \frac{W_{n.2} \{ y_1 - \mu_1 - Q_i \} P_\alpha}{\sum_{\alpha=1,2}^l W_{n.1} \{ y_1 - \mu_1 - Q_i \} P_\alpha}, \quad \alpha = \overline{1, 2}.$$

В дальнейшем вычисления с использованием АКС выполняются аналогично рассмотренному выше случаю.

3. Результаты моделирования синтезируемых алгоритмов.

Пусть необходимо обнаружить изменение амплитуды импульсного сигнала Q_τ при действии комплекса помех, содержащих импульсную μ_h и флюктуационную $n_{\xi,h}$ составляющие с известными статистическими характеристиками. Наблюдаемая последовательность $\{y_h\}$, $h = \overline{1, H}$ имеет вид (4), а $n_{\xi,h}$ описывает квазидетерминированную помеху, представляющую собой аддитивную смесь синусоидальной составляющей $n_{\pi} = A_h \sin(\omega_{\pi,h} + \varphi_h)$ и белого гауссовского шума (БГШ) $n_{\sigma} \in N(0, \sigma_{n,\sigma}^2)$. Здесь A_h , $\omega_{\pi,h}$, φ_h – соответственно, амплитуда, круговая частота и фаза синусоидальной составляющей квазидетерминированной аддитивной помехи на шаге h ; $\sigma_{n,\sigma}^2$ – дисперсия БГШ.

Считаем, что одномерная ПРВ квазидетерминированной помехи – бимодальная, описываемая выражением:

$$W_n(n_\xi) = C \exp \{ pn_\xi^2 - gn_\xi^4 \},$$

где C – нормировочный коэффициент; p, g – параметры распределения.

Заметим, что такие помехи характерны при работе различных радиотехнических и информационно-измерительных систем, включая устройства ближнего действия [22–24 и др.].

При наблюдении реализации (4) оценим эффективности обнаружения случайного сигнала с применением АКС с помощью статистического моделирования алгоритма (5).

Считаем, что амплитуда импульсного сигнала Q может принимать два значения: $Q_1 = 0, 2$, $Q_2 = 0, 6$. Требуется обнаружить изменение амплитуды импульсного сигнала на интервале наблюдения, при этом полагаем: $Q = Q_1$ на $[0, \tau]$ и $Q = Q_2$ на $[\tau + 1, T]$.

Импульсная составляющая помехи μ описывается однородной марковской цепью с двумя состояниями, численные значения которых будут равны $\mu^{(1)} = +0, 5$; $\mu^{(2)} = -0, 5$, с равновероятными начальными состояниями P_α и матрицей переходных вероятностей $P_{\alpha\beta}$

$$\|P_{\alpha\beta}\| = \begin{vmatrix} 0, 2 & 0, 8 \\ 0, 4 & 0, 6 \end{vmatrix}.$$

Негауссовская помеха n_ξ моделировалась формирующим фильтром, описываемым стохастическим дифференциальным уравнением следующего вида [25]

$$\frac{dn_\xi}{dt} = \frac{pn_\xi - 2gn_\xi^3}{2\tau_{\text{кор}}(p - 2gn_0)} + [\tau_{\text{кор}}(p - 2gn_0)]^{-0,5} \xi(t), \quad (7)$$

где $\tau_{\text{кор}}$ – корреляционный интервал аддитивной помехи; $\xi(t) \in N(0, 1)$ – БГШ; $n_0 = M[n_\xi^4] / M[n_\xi^2]$.

При исследовании выборок $\{n_{\xi,h}\}$, $h = \overline{1, H}$, принималось, что они обладают нулевыми средними и одинаковыми дисперсиями. Для всех рассматриваемых реализаций $\{n_{\xi,h}\}$ выборочные значения коэффициента асимметрии k_a равнялись нулю, а коэффициент эксцесса k_s определялся путем подбора в СДУ (7) параметров p и g , которые изменялись от $(-0, 1)$ до $(-2, 9)$.

Результаты статистической обработки выборок негауссовской помехи $\{n_{\xi,h}\}$ представлены на рис. 1.

На рис. 2 представлены зависимости вероятностей ложного обнаружения F от величины порога разладки U_{π} для различных значений ОСП $\rho_{\text{осп}}^2$.

Из анализа приведенных зависимостей видно, что с ростом порога U_{π} вероятность

ложного обнаружения F уменьшается. Причем, чем больше значение величины ОСП, тем меньше величина вероятности F при одном и том же значении порога $U_{\text{п}}$.

На рис. 3 представлены кривые $F = f(\rho_{\text{осп}}^2)$ для разных значений величины порога $U_{\text{п}}$.

Представленные на рис. 3 зависимости построены для случая, когда функция правдоподобия $W_{\text{п}}(\cdot)$, входящая в выражение (6), негауссовская, а помехи – в первом случае гауссовская (штрихпунктирные линии), а во втором – негауссовская (сплошные линии) с коэффициентом эксцесса равным $k_3 = -2,9$.

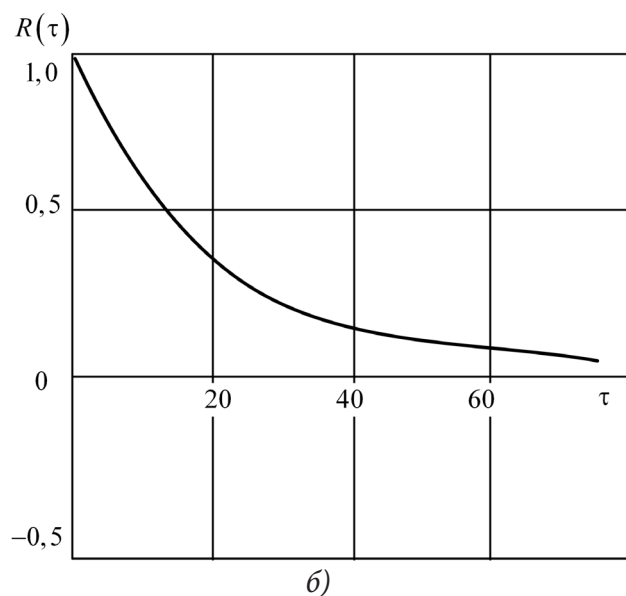
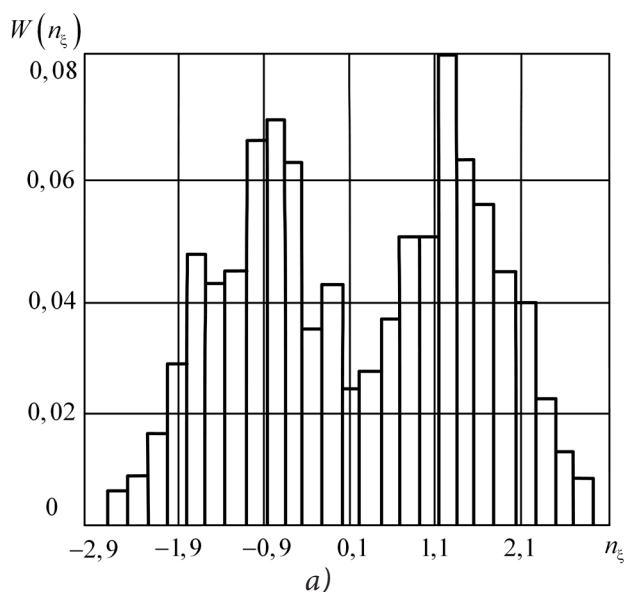


Рис. 1. Статистическая обработка выборок $\{n_{\xi,h}\}$: а – гистограмма; б – нормированная корреляционная функция $R(\tau)$

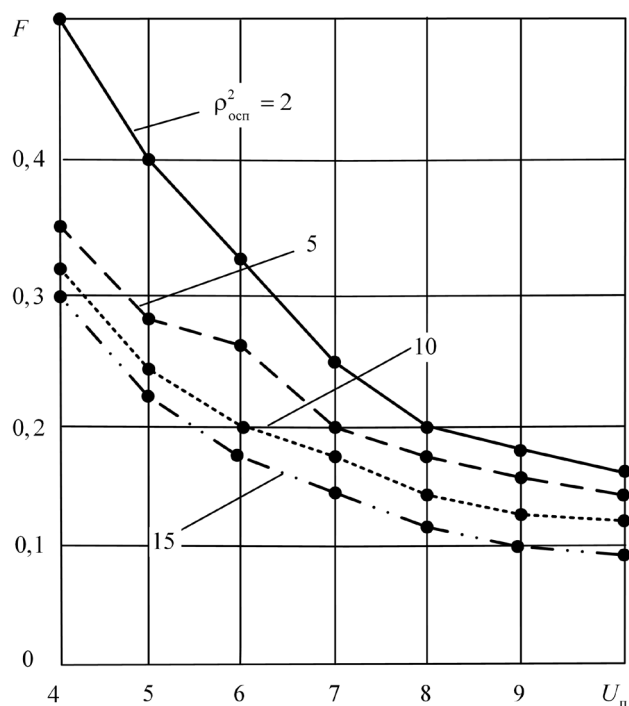


Рис. 2. Зависимости $F = f(U_{\text{п}})$ при различных значениях $\rho_{\text{осп}}^2$

Из представленных на рис. 3 зависимостей видно, что, если алгоритм кумулятивных сумм согласован с реальной ПРВ воздействующей на сигнал помехи, то это приводит к уменьшению вероятности ложного обнаружения, а значит к увеличению вероятности правильного обнаружения D . За счет учета априорной информации о ПРВ воздействующей помехи при малых значениях ОСП можно получить дополнительный выигрыш.

На рис. 4 приведены зависимости $D = f(\rho_{\text{осп}}^2)$.

При проведении моделирования в алгоритме кумулятивных сумм функция правдоподобия $W_{\text{п}}(\cdot)$ принималась согласованной с негауссовской аддитивной помехой, имеющей коэффициент эксцесса равным $k_3 = -2,9$, тогда как на входе обнаружителя в реальных условиях он изменялся в пределах от 0 до $(-2,9)$.

Как видно из представленных зависимостей (см. на рис. 4 сплошная линия), наибольшей вероятностью правильного обнаружения обладает случай согласованной помехи. С ростом величины k_3 (см. на рис. 4 пунктирные линии) значение величины D падает. В том случае, когда величина ОСП имеет относительно малую величину, рассогласова-

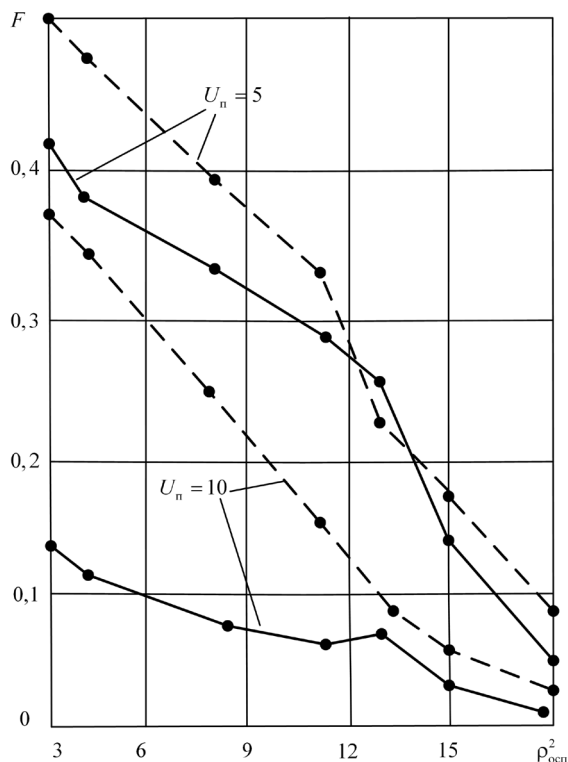


Рис. 3. Зависимости вероятностей ложного обнаружения от величины ОСП при различных значениях величины порога обнаружения

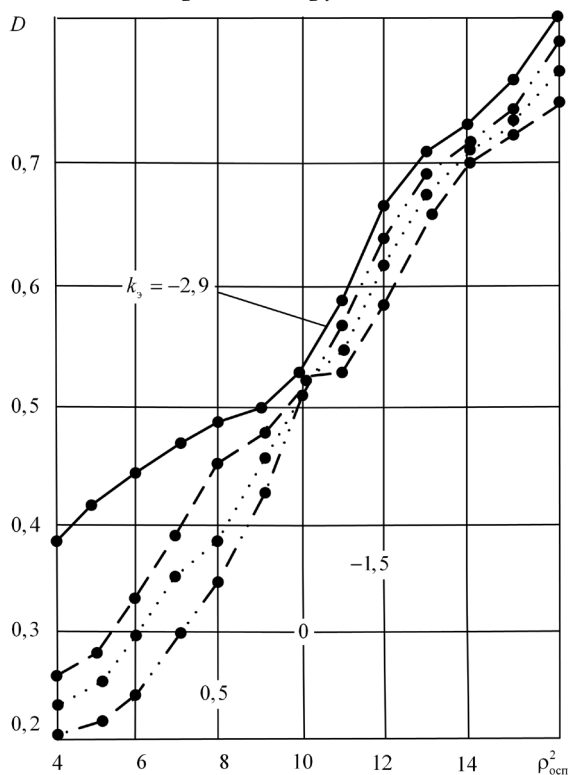


Рис. 4. Зависимости вероятностей правильного обнаружения от величины ОСП при различных значениях коэффициента эксцесса

ние ПРВ помех с алгоритмом кумулятивных сумм дает значительный проигрыш в вероятности правильного обнаружения. С увеличением величины ОСП кривые вероятностей D сближаются.

Заметим, что представленные результаты полностью совпадают с результатами и выводами, полученными в работах [26, 27].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, рассмотрен и проанализирован метод обнаружения сигналов со случайным моментом появления на основе использования алгоритма кумулятивных сумм.

Показано, что алгоритм кумулятивных сумм позволяет не только решать задачу по обнаружению сигнала в условиях воздействия негауссовских помех в реальном масштабе времени, но при этом еще обладает достаточной простотой и конструктивизмом, что так необходимо при практической реализации. Рассмотрены конкретные примеры обнаружения сигнала на фоне негауссовской квазидетерминированной аддитивной помехи, а также импульсной помехи и флюктуационного негауссовского шума.

Показано, что на вероятность правильного обнаружения сигнала влияет не только величина ОСП, но и рассогласование алгоритма кумулятивных сумм с реальной ПРВ воздействующей помехи.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Тихонов, В. И. Оптимальный прием сигналов / В. И. Тихонов. – Москва : Радио и связь, 1983. – 320 с.
2. Van Trees, H. L. Detection Estimation and Modulation Theory, 2nd Edition. Part I, Detection, Estimation, and Filtering Theory / H. L. van Trees, K. L. Bell, and Z. Tiany. – New York : Wiley & Sons, Inc., 2013. – 1176 p.
3. Родимов, А. П. Статистическая теория поляризационно-временной обработки сигналов и помех / А. П. Родимов, В. В. Поповских. – Москва : Радио и связь. 1984. – 272 с.
4. Ellingson, Steven W. Radio System Engineering / Steven W. Ellingson. – Cambridge : Cambridge University Press, 2016. – 716 p.

5. Трифонов, А. П. Оценка амплитуды сверхширокополосного квазирадиосигнала с неизвестными длительностью и начальной фазой / А. П. Трифонов, Ю. Э. Корчагин, К. Д. Титов // Успехи современной радиоэлектроники. – 2015. – № 11. – С. 4–13.
6. Azzari, Lucio. Gaussian-Cauch mixture modeling for robust signal-dependent noise estimation / Lucio Azzari, and Alessandro Foi // Proceedings 2014 IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP) (Florence, Italy, May 4–10, 2014). – Florence, 2014. – P. 2099–2104. DOI: <https://doi.org/10.1109/ICASSP.2014.6854626>
7. Ge, F.-X. Frequency Estimation of Sinusoidal Signals in Multiplicative and Additive Noise / F.-X. Ge, Q. Wan, L. Guo, and B. Sun // IEEE Journal of Oceanic Engineering. – Vol. 41. – Issue 4, Feb. 2016. – PP. 810–819. DOI: <https://doi.org/10.1109/JOE.2016.2516420>
8. Artyushenko, V. M. The effect of multiplicative noise on probability density function of signal and additive noise / V. M. Artyushenko and V. I. Volovach // Proceedings of 2018 Moscow Workshop on Electronic and Networking Technologies (MWENT) (National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia, March 14–16, 2018). – Moscow, 2018. – DOI: <https://doi.org/10.1109/MWENT.2018.8337270>
9. Duan, F. Non-Gaussian noise benefits for coherent detection of narrow band weak signal / F. Duan, F. Chapeau-Blondeau, and D. Abbott // Phys. Lett. – 2014. – A 378. – PP. 1820–1824. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.physleta.2014.04.061>
10. Zhang, Shuang. Control for nonlinear system with non-Gaussian noise / Shuang Zhang, Juan Chen, and Yakun Yu // Proceedings 2017 IEEE International Conference on Systems, Man, Cybernetics (SMC) (Banff, AB, Canada, Oct. 5–8, 2017). – Banff, 2017. – PP. 2099–2104. DOI: <https://doi.org/10.1109/SMC.2017.8122929>
11. Yang, J. Unknown stochastic signal detection via non-Gaussian noise modeling / J. Yang, Y. Cheng, H. Wang, Y. Li, and X. Hua // Proceedings 2015 IEEE International Conference on Signal Processing, Communications and Computing (ICSPCC) (Ningbo, China, Sept. 19–22, 2015). – Ningbo, 2015. – PP. 1–4. <http://doi.org/10.1109/ICSPCC.2015.7338861>
12. Артюшенко, В. М. Идентификация параметров распределения аддитивных и мультипликативных негауссовских помех / В. М. Артюшенко, В. И. Воловач // Автометрия. – 2017. – Т. 53. – № 3. – С. 36–43.
13. Воловач, В. И. Синтез алгоритмов нелинейной обработки информационных параметров сигнала при воздействии узкополосных помех с негауссовским характером распределения / В. И. Воловач, В. М. Артюшенко, Т. С. Аббасова // Вестник ВГУ. Серия: Системный анализ и информационные технологии. – 2018. – № 3. – С. 65–72.
14. Artyushenko, V. M. Estimation of Measurement Accuracy the Scalar Information Parameter of the Signal under non-Gaussian Multiplicative Noise with Independent Values / V. M. Artyushenko, V. I. Volovach, and V. N. Budilov // Proceedings of IEEE East-West Design & Test Symposium (EWDTS'2017) (Novi Sad, Serbia, Sept 29–Oct 2, 2017). – Kharkov: KNURE, 2017. – P. 355–358. DOI: <https://doi.org/10.1109/EWDTS.2017.8110112>
15. Жиглявский, А. А. Обнаружение разладки случайных процессов в задачах радиотехники / А. А. Жиглявский, А. Е. Красковский. – Ленинград : Изд-во Ленингр. ун-та, 1988. – 224 с.
16. Бродский, Б. Е. Сравнительный анализ некоторых непараметрических методов скорейшего обнаружения момента «разладки» случайной последовательности / Б. Е. Бродский, Б. С. Дарховский // Теория вероятностей и ее применения. – 1990. – Т. 35. – № 4. – С. 655–668.
17. Никифоров, И. В. Последовательное обнаружение изменения свойств временных рядов / И. В. Никифоров. – Москва : Наука, 1983. – 200 с.
18. Никифоров, И. В. Применение кумулятивных сумм для обнаружения изменения характеристик случайного процесса / И. В. Никифоров // Автоматика и телемеханика. – 1979. – № 2. – С. 48–58.
19. Page, E. B. Ordered hypotheses for multiple treatments: A significance test for linear ranks / E. B. Page // Journal of the American Statistical Association. – 1963. – Vol. 58. – No. 301. – P. 216–230. DOI: <https://doi.org/10.2307/2282965>

20. Segen J. Detecting Change In a Time-Series / J. Segen, A. C. Sanderson // *IEEE Transactions on Information Theory*. – 1980. – Vol. IT-26, № 2. – PP. 249–255.
21. Nadler, J. Some characteristics of page's two-sided procedure for detecting a change in a location parameter / J. Nadler, N. B. Robbins // *The Annals of Mathematical Statistics*. – 1971. – Vol. 42. – № 2. – PP. 231–238.
22. Артюшенко, В. М. Статистические характеристики сигналов и помех в радиотехнических устройствах ближнего действия / В. М. Артюшенко, В. И. Воловач, В. В. Иванов // *Известия высших учебных заведений. Приборостроение*. – 2014. – Т. 57, 7. – С. 46–50.
23. Artyushenko, V. M. Statistical Characteristics of Envelope Outliers Duration of non-Gaussian Information Processes / V. M. Artyushenko, V. I. Volovach // *Proceedings of IEEE East-West Design & Test Symposium (EWDTS' 2013) (Rostov-on-Don, Russia, September 27–30, 2013)*. – Kharkov: KNURE, 2013. – P. 137–140. DOI: <https://doi.org/10.1109/EWDTS.2013.6673139>
24. Артюшенко, В. М. Модели плотности распределения вероятности и статистические характеристики сигнала, отраженного от протяженного объекта / В. М. Артюшенко, В. И. Воловач // *Электротехнические и информационные системы и комплексы*. – 2018. – Т. 14. – № 2. – С. 79–88.
25. Тихонов, В. И. Нелинейные преобразования случайных процессов / В. И. Тихонов. – Москва : Радио и связь, 1986. – 296 с.
26. Wegman, E. W. Topics in Non-Gaussian Signal Processing / E. W. Wegman, S. C. Schwartz, J. B. Thomas. – New York : Springer, 1989. – 255 p.
27. Беляков, И. В. Обнаружение сигналов контроля состояния рельсовой линии в негауссовских помехах методом поиска разладки / И. В. Беляков // *Транспорт Урала*. – 2011. – № 4(31). – С. 26–28.

Воловач В. И. – д-р техн. наук, доцент, заведующий кафедрой информационного и электронного сервиса, Поволжский государственный университет сервиса, e-mail: volovach.vi@mail.ru

Артюшенко В. М. – д-р техн. наук, профессор, заведующий кафедрой информационных технологий и управляющих систем, Московский областной государственный технологический университет, e-mail: artuschenko@mail.ru

SIGNAL DETECTION WITH A RANDOM TIME MOMENT APPEARANCES WITH USE OF THE ALGORITHM CUMULATIVE SUMS

V. I. Volovach*, V. M. Artyushenko*

**Volga Region State University of Service*

***Moscow Regional State Technological University*

Annotation. The method of detecting signals with a random moment of occurrence using the cumulative sums algorithm is considered and analyzed. For example, the signal detection on the background of additive non-Gaussian noise quasi-determinant dependences of the probability of the false detection of the value of the ratio signal/noise, for different values of the threshold level of detection. Analyzed the detection algorithm of the signal at the impulse noise and background fluctuation non-Gaussian noise. It is shown that the cumulative sums algorithm allows not only to solve the problem of signal detection in real time, but also has sufficient simplicity and constructivism, which is one of the advantages in solving practical problems.

Keywords: algorithm of cumulative sums, detection of signals with random moment of appearance, non-Gaussian quasi-deterministic noise, fluctuation non-Gaussian noise, reflecting screen, detection of disorder.

Volovach V. I. – Doctor of Engineering Science, associate professor, head of the department of information and electronic service, Volga Region State University of Service, e-mail: volovach.vi@mail.ru

Artyushenko V. M. – Doctor of Engineering Science, professor, head of information technology and management systems department, Moscow Regional State Technological University, e-mail: artuschenko@mail.ru