УДК 621.391.8

А. П. Лось
Научно-исследовательский институт кораблестроения и вооружения ВМФ (Санкт-Петербург)
А. К. Розов
Военно-морская академия (Санкт-Петербург)

Способ некогерентного обнаружения повторяющихся сигналов

На основе теории оптимальных правил остановки наблюдений разработаны алгоритмы обнаружения повторяющихся сигналов. Получены аналитические выражения для вероятностей правильного обнаружения и ложной тревоги при обнаружении сигнала в отдельной пачке и обнаружении пачки с сигналом среди остальных пачек без сигнала. На ряде примеров проведена оценка эффективности предлагаемых процедур принятия решения об обнаружении сигналов для непрерывного и дискретного времени.

Обнаружение сигналов, некогерентное накопление, апостериорное распределение, остановка наблюдений

При работе радиолокационных и гидролокационных станций для обнаружения слабых сигналов в настоящее время широко используются некогерентные методы накопления, основанные на сложении нескольких отраженных сигналов [1].

В отличие от известных методов некогерентного накопления предлагается использовать специальную форму накопления информации, основанную на уточнении апостериорного распределения временно́го положения сигнала по результатам предыдущего цикла наблюдений. Это позволяет при обнаружении сигнала в каждом последующем цикле использовать информацию, полученную на предыдущих циклах.

Эффективность процедуры повторных наблюдений можно оценить вероятностями обнаружения и ложной тревоги, которые находятся аналитически или в результате статистического моделирования.

Предположим, что имеется возможность ряда повторных наблюдений, в которых полезный сигнал уровня r появляется с одной и той же задержкой θ.

Появление сигнала в i-м цикле наблюдений представим процессом для дискретных моментов времени $l=1, \ldots, L$:

$$\chi_l^{(i)}=\begin{cases}0, & l<\theta;\\ r, & l=\theta;\\ 0, & l>\theta,\end{cases}$$

где L – отсчет, по которому заканчивается наблюдение.

Наблюдаемый процесс $\eta_l^{(i)}$ представим суммой полезного сигнала $\chi_l^{(i)}$ и помехи:

$$\eta_l^{(i)}=\chi_l^{(i)}+\sqrt{c_2}\,x_l^{(i)},$$

где c_2 – эффективное значение помехи; $x_l^{(i)} \sim N(0,1)$ – нормально распределенная случайная величина с нулевым средним и единичной дисперсией.

Учет априорных данных, полученных на предыдущих циклах обнаружения, позволяет накапливать информацию о появлении сигнала и благодаря этому обнаруживать более слабые сигналы. Учет наблюдений, проведенных на $(i-1)$-м цикле, может быть представлен в виде апостериорного распределения наблюдаемого процесса $\eta_l^{(i)}$ сигнала на момент θ [2]:

$$p^{(i-1)}\left(\theta \middle| \eta_i^{(l)}\right)=\begin{cases}\varphi_\theta^{(i-1)}\dfrac{1-\pi_l^{(i-1)}}{p^{(i-1)}(\theta>l)}p^{(i-1)}(\theta), & \theta\le l;\\ \dfrac{1-\pi_l^{(i-1)}}{p^{(i-1)}(\theta>l)}p^{(i-1)}(\theta), & \theta>l,\end{cases}$$

где $\varphi_\theta^{(i-1)}$ – отношение правдоподобия [3], [4];

$\pi_l^{(i-1)}=P^{(i-1)}\left(\theta\le l \middle| \eta_l^{(i)}\right)$, $\eta_l^{(i)}=(\eta_1, \eta_2, \ldots, \eta_l)$ – апостериорное распределение.

Если априори $p^{(i)}(\theta)$ неизвестно, распределение можно принять равномерным, а затем корректировать его с учетом поступления необнаруженных сигналов на более ранних циклах наблюдения.

В случае отсутствия сигнала распределение $p^{(i-1)}\left(\theta \middle| \eta_l^{(1)}\right)$ будет, как правило, мало отличаться от равномерного. Если же на предыдущем цикле сигнал присутствовал, $p^{(i-1)}\left(\theta \middle| \eta_l^{(1)}\right)$ изменится по сравнению с ним и будет иметь бóльшие значения при l, ближних или равных θ – действительному моменту появления сигнала. В последующих циклах такая деформация будет приобретать все более выраженный характер. В результате могут быть реализованы преимущества байесовского подхода к обнаружению сигнала.

Процедура принятия решений основана на запоминании значений $\varphi_\theta^{(i-1)}$ и $\pi_l^{(i-1)}$, что приводит к довольно громоздкой процедуре пересчета при переходе от предыдущего цикла к последующему. Поэтому целесообразно изменить форму учета наблюдений и выбрать такой функционал, который бы зависел от меньшего числа параметров и участвовал в процедуре принятия решений о наличии сигнала.

Граница области остановки на каждом цикле должна быть своя, поскольку она зависит от меняющегося в процессе наблюдений (при возрастании i) апостериорного распределения $p^{(i-1)}\left(\theta \middle| \eta_l^{(1)}\right)$. В ряде случаев с некоторым приближением граница области может быть принята близкой к единице, оставаясь такой для всех циклов.

Процедура принятия решений должна быть организована так, чтобы наблюдения в циклах проводились независимо.

Покажем на примере, как могут быть определены реализации

$$\pi_l^{(-)(i)} = P\left(\theta < l \middle| \eta_l^{(i)}\right);$$

$$\pi_l^{(0)(i)} = P\left(\theta = l \middle| \eta_l^{(i)}\right) \text{ и}$$

$$\pi_l^{(+)(i)} = P\left(\theta > l \middle| \eta_l^{(i)}\right).$$

Введем обозначения:

Цикл $i = 1$:

$$p_l^{(1)} = \frac{1}{L};\quad P^{(1)}(\theta > l) = \frac{L-l}{L};$$

$$P^{(1)}(\theta > l+1) = \frac{L-(l+1)}{L}.$$

Циклы $i > 1$:

$$p_l^{(i)} = \frac{\pi_l^{(0)(i-1)}}{\sum_{k=1}^{L} \pi_k^{(0)(i-1)}};$$

$$P^{(i)}(\theta > l) = \frac{\sum_{k=l+1}^{L} \pi_k^{(0)(i-1)}}{\sum_{k=1}^{L} \pi_k^{(0)(i-1)}};$$

$$P^{(i)}(\theta > l+1) = \frac{\sum_{k=l+2}^{L} \pi_k^{(0)(i-1)}}{\sum_{k=1}^{L} \pi_k^{(0)(i-1)}}.$$

Значения апостериорных вероятностей определяются рекуррентными соотношениями [5]:

$$\pi_{l+1}^{(-)(i)} = \frac{P^{(i)}(\theta > l)\left[\pi_l^{(-)(i)} + \pi_l^{(0)(i)}\right]}{p_{l+1}^{(i)}\pi_l^{(-)(i)}\left(\varphi_{k+1}^{(i)} - 1\right) + P^{(i)}(\theta > l)};$$

$$\pi_{l+1}^{(0)(i)} = \frac{p_{l+1}^{(i)}\pi_l^{(+)(i)}\varphi_{l+1}^{(i)}}{p_{l+1}^{(i)}\pi_l^{(-)(i)}\left(\varphi_{l+1}^{(i)} - 1\right) + P^{(i)}(\theta > l)};$$

$$\pi_{l+1}^{(+)(i)} = \frac{P^{(i)}(\theta > l+1)\pi_l^{(+)(i)}}{p_{l+1}^{(i)}\pi_l^{(-)(i)}\left(\varphi_{l+1}^{(i)} - 1\right) + P^{(i)}(\theta > l)},$$

где

$$\pi_1^{(-)(i)} = 0;\quad \pi_1^{(0)(i)} = \frac{p_1^{(i)}\varphi_1^{(i)}}{p_1^{(i)}\left[\varphi_1^{(i)} - 1\right] + 1};$$

$$\pi_1^{(+)(i)} = \frac{P^{(i)}(\theta > 1)}{p_1^{(i)}\left[\varphi_1^{(i)} - 1\right] + 1};\quad \varphi_{l+1}^{(i)} = e^{\psi_{l+1}^{(i)}},$$

причем

$$\psi_{l+1}^{(i)} = \left(\frac{r}{c_2}\right)\eta_{l+1}^{(i)} - \left(\frac{r^2}{2c_2}\right).$$

Приняв $r = 0{,}5$; $c_2 = 1$; $L = 10$; $\theta = 5$, получим реализацию, представленную в табл. 1.

Оценим вероятность обнаружения сигнала в отдельно взятой пачке, содержащей сигнал, и вероятность обнаружения пачки с сигналом среди остальных пачек без сигнала.

Обнаружение сигнала в пачке. Определение эффективности использования повторяющихся циклов для обнаружения сигнала возможно с помощью статистического моделирования. Для это-

Таблица 1

i	l									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	$\pi_l^{(0)(i)}$									
1	0.045	0.105	0.058	0.066	0.108	0.089	0.099	0.218	0.123	0.091
5	0.024	0.050	0.048	0.048	0.234	0.084	0.059	0.177	0.242	0.028
10	0.025	0.029	0.136	0.026	0.737	0.019	0.010	0.032	0.065	0.008
15	0.020	0.045	0.005	0.013	0.882	0.001	0.027	0.019	0.008	0.001
20	0.017	0.017	0.002	0.019	0.925	0.003	0.025	0.001	0.001	0.000

го сначала разыгрывается момент воздействия сигнала в первом цикле, после чего с помощью рекуррентных соотношений вычисляется реализация $\pi_l^{(0)(i)}$, $l=1, 2, \ldots, 20$. Этой реализации придается смысл априорного распределения для моделирования реализации $\pi_l^{(0)(2)}$, соответствующей второму циклу. Эта процедура продолжается до цикла i, на котором в момент достижения статистикой $\Omega_l^{(i)} = \pi_l^{(-)(i)} + 2\pi_l^{(0)(i)}$ границы, равной единице, фиксируется, чему соответствует этот момент – ложной тревоге, обнаружению или пропуску воздействия сигнала.

Описанная процедура повторяется при другом розыгрыше положения сигнала, и снова фиксируется, какой из моментов достижения границы является ложной тревогой, обнаружением или пропуском. Количество розыгрышей момента воздействия сигнала составляло 10^3.

После этого по отношению количества ложных тревог, обнаружений и пропусков к общему числу опытов вычисляются вероятности ложной тревоги $P_{\text{л.т}}$, обнаружения $P_{\text{обн}}$ и пропуска $P_{\text{пр}}$.

Перечисленные вероятности для значений $r=1$; $c_2=1$; $L=20$ представлены в табл. 2. В нее также включены значения вероятности $P_{\text{л.т}}^{(0)}$ принятия решения о наличии сигнала без накопления, если в действительности он отсутствовал.

Принятие решения о сигнале в i-м цикле обнаружения означает, что все предшествующие ему циклы использовались только для формирования значений $\pi_l^{(0)}$ и лишь в i-м цикле с помощью $\Omega_l^{(i)}$ выполняется процедура обнаружения и определяется, является ли решение ложным, правильным или произошел пропуск.

Таблица 2

i	$P_{\text{л.т}}$	$P_{\text{обн}}$	$P_{\text{пр}}$	$P_{\text{л.т}}^{(0)}$
1	0.240	0.060	0.700	0.057
10	0.175	0.365	0.460	0.060
20	0.137	0.612	0.251	0.062
30	0.105	0.727	0.168	0.046
40	0.063	0.868	0.069	0.050

Как следует из табл. 2, достаточно малое значение вероятности обнаружения в первом цикле $P_{\text{обн}} = 0.06$ может быть увеличено до 0.612 при 20 циклах обнаружения и до 0.868 при 40 циклах. Необходимо отметить, что эти результаты относятся к дискретному времени и указанным параметрам сигнала, строго постоянным на протяжении всех 20 циклов обнаружения.

При переходе к непрерывному времени полученные результаты заметно изменяются.

Обнаружение пачки с сигналом среди пачек без сигнала. Обнаружение такой пачки равносильно установлению нарушения стационарности наблюдаемого процесса. Отрицательную роль в этом процессе играют преждевременные ложные решения. Эта роль может характеризоваться вероятностью наступления хотя бы одного преждевременного решения.

Формулировка "хотя бы одного" предполагает, во-первых, неединственность ложных решений и, во-вторых, того, что первое ложное решение не исключает появления повторных. В результате для определения значений необходимо использовать теорему о сложении вероятностей.

Напомним, что совместными событиями A и B называются события, появление одного из которых не исключает появления другого. Вероятность совокупности таких событий определяется как [6]

$$P(A+B) = P(A) + P(B) - P(AB),$$

где $P(A)$, $P(B)$ – вероятности наступления событий A и B соответственно; $P(AB)$ – вероятность совместного наступления событий A и B.

Можно показать, что в случае произвольного числа совместных событий справедливо соотношение

$$P(A_1 + \ldots + A_n) = 1 - P(\overline{A_1}, \ldots, \overline{A_n}),$$

где $\overline{A_1}, \ldots, \overline{A_n}$ – события, обратные событиям $A_1, \ldots, A_n$.

Если ошибочное решение может быть принято с вероятностью α, то вероятность ложного обнаружения хотя бы одного нарушения стационарности составляет $1-(1-\alpha)^m$, где m – количество наблюдений.

При действительном нарушении стационарности в момент n вероятность обнаружить хотя бы одно такое нарушение раньше этого момента определяется соотношением $1-(1-\alpha)^{n-1}$.

Если нарушение стационарности имеется и может произойти в любой момент и с одинаковой вероятностью, то вероятность ложно обнаружить его раньше, чем оно произошло в действительности, составит:

$$P_{\text{л.т}_m} = \frac{1}{m}\sum_{n=1}^{m}\left[1-(1-\alpha)^{n-1}\right]. \qquad (1)$$

Поскольку отсутствие ложных обнаружений на интервале $[1,\ n-1]$ и правильное обнаружение в момент n с вероятностью β могут считаться независимыми событиями, вероятность их наступления определяется правилом умножения вероятностей: $(1-\alpha)^{n-1}(1-\beta)$.

В условиях, когда нарушение стационарности может происходить в любой момент времени с одинаковой вероятностью, вероятность правильного обнаружения его в момент, когда оно в действительности имеется, составит:

$$P_{\text{обн}_m} = \frac{1}{m}\sum_{n=1}^{m}\left[(1-\alpha)^{n-1}(1-\beta)\right]. \qquad (2)$$

Аналогичным образом составляется и соотношение, определяющее вероятность пропуска:

$$P_{\text{пр}_m} = \frac{1}{m}\sum_{n=1}^{m}\left[(1-\alpha)^{n-1}\beta\right]. \qquad (3)$$

Вероятности ложной тревоги, обнаружения и пропуска составляют полную группу событий, поэтому их сумма равна 1.

Как уже отмечалось, нарушение стационарности в рассматриваемом случае означает появление пачки с сигналом. Формулы (1)–(3) со значениями $\alpha = P^{(0)}_{\text{л.т}}$ и $\beta = 1 - P_{\text{обн}}$ были использованы для расчета $P_{\text{л.т}_m}$, $P_{\text{обн}_m}$ и $P_{\text{пр}_m}$ при $m = 10$ и 20 (табл. 3).

Таблица 3

m	$P_{\text{л.т}_m}$	$P_{\text{обн}_m}$	$P_{\text{пр}_m}$
10	0.197	0.699	0.104
20	0.358	0.558	0.084

Случай непрерывного времени. В этом случае появление сигнала может быть представлено процессом:

$$\chi^{(1)}_{t_k} = \begin{cases} 0,\ t_k < \theta; \\ \theta t_k,\ \theta \le t_k \le \theta + h; \\ 0,\ t_k > \theta + h, \end{cases}$$

где h – продолжительность сигнала.

Наблюдение может быть представлено суммой $\chi^{(1)}_{t_k}$ и помех:

$$\eta^{(i)}_{t_{k+1}} - \eta^{(i)}_{t_k} = \chi^{(i)}_{t_k}\Delta + \sqrt{c_{2\Delta}}\, x^{(i)}_{t_{k+1}},$$

где t_k – текущее время в момент k-го наблюдения; $x^{(i)}_{t_{k+1}} \sim N(0,\ 1)$; Δ – шаг, с которым решается уравнение.

При рассмотрении обнаружения на дискретном времени показано, что повторяемость сигнала в циклах может быть использована для обнаружения слабых сигналов. Такая возможность, естественно, остается и в случае непрерывного времени.

При этом также вместо нахождения апостериорного распределения момента появления сигнала на $(i-1)$-м цикле используются зафиксированные на предыдущем цикле текущие значения апостериорных вероятностей $\pi^{(0)(i)}_{t_k}$, что позволяет сократить требования к памяти вычислителя, а для сохранения постоянного значения границы области остановки используется статистика

$$\Omega^{(i)}_{t_k} = \pi^{(-)(i)}_{t_k} + 2\pi^{(0)(i)}_{t_k}.$$

Введем обозначения:

Цикл $i = 1$:

$$p^{(1)}(t_k) = f^{(1)}(\theta = t_k) = \frac{1}{T};$$

$$p^{(1)}(t_k - h) = f^{(1)}(\theta = t_k - 1) = \frac{1}{T};$$

$$P^{(1)}(\theta > t_k) = \frac{T - t_k}{T},$$

где $f(\theta)$ – плотность вероятности случайной величины θ; T – интервал наблюдения, на котором равномерно распределен момент появления сигнала.

Циклы $i > 1$:

$$p^{(i)}_{t_k} = \frac{\pi^{(0)(i-1)}_{t_k}}{\sum\limits_{k=1}^{t/\Delta}\pi^{(0)(i-1)}_{t_k}}; \quad p^{(i)}_{t_k - h} = \frac{\pi^{(0)(i-1)}_{t_k}}{\sum\limits_{k=1}^{t/\Delta}\pi^{(0)(i-1)}_{t_k}};$$

$$P^{(i)}\left(\theta > t_k\right) = \frac{\sum\limits_{e=k+1}^{t/\Delta} \pi_{t_e}^{(0)(i-1)}}{\sum\limits_{k=1}^{t/\Delta} \pi_{t_k}^{(0)(i-1)}}.$$

Апостериорные вероятности

$$\pi_{t_k}^{(-)(i)} = P\left(\theta < t_k - h \middle| \eta_{t_k}^{(0)}\right);$$

$$\pi_{t_k}^{(0)(i)} = P\left(t_k - h \le \theta \le t_k \middle| \eta_{t_k}^{(0)}\right);$$

$$\pi_{t_k}^{(+)(i)} = P\left(\theta > t_k \middle| \eta_{t_k}^{(0)}\right)$$

определяются следующим образом [4]:

$$\pi_{t_{k+1}}^{(-)(i)} =$$

$$= \begin{cases} 0,\ t_k < h; \\ \pi_{t_k}^{(-)(i)} + \dfrac{p_{t_k-h}^{(i)}}{P^{(i)}\left(\theta > t_k\right)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \varphi_{t_{k-h}}^{t_k(i)} \Delta - \\ -\dfrac{1}{c_2} m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(-)(i)} \pi_{t_k}^{(0)(i)} \times \\ \times \left[\eta_{t_k+1}^{(i)} - \eta_{t_k}^{(i)} - m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \Delta\right],\ t_k \ge h; \end{cases}$$

$$\pi_{t_{k+1}}^{(-)(i)} =$$

$$= \begin{cases} \pi_{t_k}^{(0)(i)} + \dfrac{p_{t_k}^{(i)}}{P^{(i)}\left(\theta > t_k\right)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \Delta + \\ +\dfrac{1}{c_2} m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \times \\ \times \left[\eta_{t_k+1}^{(1)} - \eta_{t_k}^{(i)} - m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \Delta\right],\ t_k < h; \\ \pi_{t_k}^{(0)(i)} + \dfrac{p_{t_k}^{(i)} - p_{t_k-h}^{(i)} \varphi_{t_k-h}^{t_k(i)}}{P^{(i)}\left(\theta > t_k\right)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \Delta + \\ +\dfrac{1}{c_2} m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \left[1 - \pi_{t_k}^{(0)(i)}\right] \times \\ \times \left[\eta_{t_k+1}^{(1)} - \eta_{t_k}^{(i)} - m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \Delta\right],\ t_k < h; \end{cases}$$

$$\pi_{t_{k+1}}^{(+)(i)} = \pi_{t_k}^{(+)(i)} + \frac{p_{t_k}^{(i)}}{P^{(i)}\left(\theta > t_k\right)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \Delta -$$

$$-\frac{1}{c_2} m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \pi_{t_k}^{(+)(i)} \times$$

$$\times \left[\eta_{t_k+1}^{(1)} - \eta_{t_k}^{(i)} - m_\theta^{(i)}\left(t_k\right) \pi_{t_k}^{(0)(i)} \Delta\right],$$

где $\pi_0^{(-)(i)} = \pi_0^{(0)(i)} = 0$; $\pi_0^{(+)(i)} = 1$; $m^{(i)}\left(t_k\right)$ находится в результате решения уравнений Калмана–Бьюси [7]; $\varphi_{t_k-h}^{t_k(i)}$ – отношение правдоподобия.

Отношение правдоподобия определяется следующим образом:

$$\varphi_{t_k-h}^{t_k(i)} = e^{\psi_{t_k-h}^{t_k(i)}},$$

где

$$\psi_{t_k-h}^{t_k(i)} = \psi_{t_k-h}^{(t_{k+1}-h)(i)} + \ldots + \psi_{t_k-1}^{t_k(i)},$$

причем

$$\psi_{t_k-h}^{t_k(i)} = \frac{1}{c_2} m_\theta^{(i)}\left(t_k\right)\left(\eta_{t_{k+1}}^{(i)} - \eta_{t_k}^{(i)}\right) - \frac{1}{c_2} m_\theta^{(2i)}\left(t_k\right)\Delta.$$

Вероятности обнаружения вычисляются аналогично случаю дискретного времени с учетом продолжительности действия сигнала h:

$$P_{\text{л.т}} = \frac{1}{H}\sum_{i=1} I\left(\nu^i < \theta\right);$$

$$P_{\text{обн}} = \frac{1}{H}\sum_{i=1} I\left(\theta \le \nu^i \le \theta + h\right);$$

$$P_{\text{пр}} = \frac{1}{H}\sum_{i=1} I\left(\nu^i > \theta + h\right),$$

где H – число опытов,

$$I\left(\varsigma\right) = \begin{cases} 1,\ \varsigma = \text{true}; \\ 0,\ \varsigma = \text{false}. \end{cases}$$

Вероятность ошибочного принятия пачки без сигнала за пачку с сигналом вычисляется как

$$P_{\text{л.т}}^{(0)} = \frac{1}{H}\sum_{i=1} I\left(\Omega_{t_k}^{(i)} \ge 1\right).$$

Вероятность обнаружения пачки с сигналом в последовательности пачек без сигнала вычисляется по тем же формулам, как и в варианте дискретного времени.

Случай непрерывного времени был бы достаточно близок к условиям обнаружения сигнала в локационных станциях в предположении, что начало действия пачки согласовано с переключением направленности их действия. В действующих локаторах наблюдается плавное смещение направленности и поэтому начало обработки пачки не будет совпадать с действительным ее началом. По этой причине в процедуре обнаружения будет участвовать несколько меньшая ее часть. Последнее мало скажется на вероятности $P_{\text{л.т}_m}$, но приведет к некоторому увеличению β и соответственно к понижению $P_{\text{обн}_m}$.

Возможность практического использования зависит от технических характеристик цифрового вычислителя – от способа запоминания реализации $\pi_{t_k}^{(0)(i)}$, $i=\overline{1,\,L}$, за время длительности цикла.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Сколник М. Справочник по радиолокации: в 4 т. / пер. с англ. М.: Сов. радио, 1976. Т. 1. 456 с.

2. Розов А. К. Оптимальные статистические решения. СПб.: Политехника, 2015. 247 с.

3. Ширяев А. Н. Статистический последовательный анализ. М.: Наука, 1976. 272 с.

4. Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н. Статистика случайных процессов. М.: Наука, 1974. 696 с.

5. Лось А. П., Розов А. К., Царапкин А. Н. Оптимальное правило обнаружения сигналов, возникающих в случайные моменты времени // Изв. вузов. России. Радиоэлектроника. 2014. Вып. 5. С. 21–28.

6. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. М.: Физматгиз, 1962. 564 с.

7. Kalman R. T., Bucy R. New results in linear filtering and prediction theory // Trans. of ASME: J. of Basic Eng. 1961. Vol. 83D, № 3. P. 95–108.

A. P. Los'

Scientific and Research Institute of Shipbuilding and Armament of the RF Navy (Saint Petersburg)

A. K. Rozov

RF Naval Academy (Saint Petersburg)

Method of Non-Coherent Detection of Repeated Signals

Algorithms to detect of repeated signals based on the theory of optimal rules of observation stopping are developed. Analytical expressions for probabilities of correct detection and false alarm are obtained when the signal is detected in a separate bundle and detected packets of signal among the other packs without the signal. The effectiveness of the proposed procedures for making decisions about the detection of signals in continuous and discrete time is evaluated on a number of examples.

Signal detection, non-coherent accumulation, the a posteriori distribution, observations stopping

Статья поступила в редакцию 10 декабря 2015 г.

УДК 535.2:621.391.26

С. А. Баруздин

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина)

Перестраиваемый согласованный фильтр светового диапазона

Проведено моделирование работы фотонного процессора в режиме согласованной фильтрации. В основе моделирования лежат оптические уравнения Блоха. С использованием аппарата переходных матриц состояния системы определены комплексные огибающие двух- и трехимпульсного эха. Показано, что в двухимпульсном режиме возбуждения форма эха соответствует импульсной характеристике фильтра. В трехимпульсном режиме стимулированное эхо соответствует выходному сигналу согласованного фильтра. Изменяя форму сигналов возбуждения можно перестраивать фильтр, согласовывая его с различными по форме и параметрам сигналами.

Фотонное эхо, согласованный фильтр, электронная перестройка, импульсы возбуждения, форма эха

Использование светового диапазона электромагнитных волн позволяет существенно увеличить скорость передачи данных, организовывать большое количество каналов передачи информации, так как ширина светового диапазона примерно в 10 000 раз шире радиодиапазона. При этом возникает необходимость разработки методов обработки сигналов светового диапазона, в том числе когерентной обработки.