

УДК 621.396.96

В.И. Тисленко

Квазиоптимальный адаптивный алгоритм фильтрации координат подвижного источника радиоизлучения при однопозиционном пеленговании на морских загоризонтных трассах

Приведено экспериментальное обоснование статистической модели пассивных угломерных измерений в условиях приема сигналов УКВ подвижного источника радиоизлучения на загоризонтных морских трассах протяженностью до 300–500 км. Показано, что последовательность отсчетов пеленга на источник, работающий в режиме сканирования диаграммы направленности антенны, является неравноточной. Она случайно «засорена» аномальными ошибками. Для предложенной модели на основе известного в марковской теории нелинейной фильтрации принципа разделения представлен многоканальный адаптивный к неизвестным скорости и курсу движения объекта алгоритм оценки текущих координат и параметров движения источника излучения. Показана работоспособность алгоритма с учетом случайной «засоренности» оценок текущего пеленга аномальными ошибками при наличии случайных пропусков, получены оценки для относительной среднеквадратической ошибки текущей дальности.

Ключевые слова: пассивный пеленгатор, загоризонтный прием, оценка координат, аномальные ошибки, адаптивный алгоритм, оценка координат и параметров движения.

DOI: 10.21293/1818-0442-2024-27-3-7-16

Пассивные радиоэлектронные комплексы (ПРЭК) являются основой эффективной организации и ведения действий кораблей и соединений на море. Задачи совершенствования этих средств в плане улучшения их тактико-технических характеристик и, прежде всего, оперативности, точности определения координат и дальности действия представляют интерес для специалистов по разработке этого типа радиосистем [1].

Распространение электромагнитного излучения с длиной волны $\lambda = (3-70)$ см за радиогоризонт существенно расширяет возможности корабельных ПРЭК обзора надводной обстановки и целеуказания. Энергетические характеристики современных РЛС и ПРЭК в диапазоне УКВ позволяют обнаружить источники радиоизлучения (ИРИ) на дальности до 300–450 км, а в ряде случаев и более [2, 3]. Физические процессы, происходящие при распространении радиоволн (РРВ) на морских трассах, характеризуются тем, что электрические параметры тропосферы (диэлектрическая проницаемость, индекс коэффициента преломления) являются случайными функциями пространственных координат и времени. Это приводит к пространственно-частотно-временным случайным искажениям параметров электромагнитного поля в месте расположения корабля – носителя ПРЭК [2, 4]. Вследствие многолучевого характера РРВ разрушается пространственно-временная когерентность поля. В угломерных системах амплитудного и фазового типов возникает внешняя, обусловленная трассой погрешность при измерении координат ИРИ и параметров их движения. В современных ПРЭК ее величина является определяющей [5].

Достижение максимальной точности и оперативности решения задачи пассивного целеуказания возможно на основе оптимизации и адаптации алгоритмов оценки координат с учетом статистических

свойств сигналов, зависящих от состояния канала РРВ. Применение современной цифровой техники позволяет реализовать сложные в вычислительном отношении алгоритмы обработки данных, основанные, в частности, на марковской теории нелинейной фильтрации [6–8].

В работе показано, что последовательность монопольных оценок пеленга, формируемая пассивным угломером при приеме сигналов подвижного ИРИ, работающего в режиме сканирования диаграммы направленности антенны (ДНА), является статистически неоднородной даже на интервалах нескольких периодов сканирования ДНА ИРИ. Она состоит из условно нормальных (точных) и аномальных («грубых») оценок пеленга, следующих в случайном порядке. Предложена статистическая модель последовательности случайно «засоренных» наблюдений пеленга и выполнен синтез квазиоптимального алгоритма оценки координат и параметров движения подвижного ИРИ для пассивной однопозиционной угломерной системы. Показана работоспособность алгоритма.

Экспериментальное обоснование статистической модели наблюдений пеленга

В ТУСУРе в период с 1970 по 1990 г. проводились экспериментальные исследования статистических характеристик вариаций параметров поля в месте приема в различных районах Тихого океана и Черного моря на трассах протяженностью до 500 км [2, 3].

На рис. 1 показан гиростабилизированный пост с антенной системой, который был установлен на научно-исследовательском судне «Академик Ширшов». Экспериментальная приемная система использовалась для изучения статистических характеристик амплитуд и фаз импульсных сигналов при приеме сигналов береговых РЛС в см диапазоне волн на дальностях до 500 км.

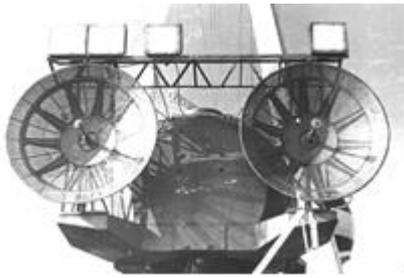


Рис. 1. Антенная система экспериментальной приемной установки

Экспериментальные величины временных интервалов корреляции быстрых вариаций амплитуд, фаз сигналов и угловых ошибок в минутных интервалах наблюдений составляют: (0,08–0,3) с для $\lambda = 3$ см; (0,2–0,7) с для $\lambda = 10$ см; (1–5) с для $\lambda = 35$ –50 см и (3–10) с для $\lambda = 150$ –200 см [2, 3].

Экспериментально показано [2], что интенсивность вариаций параметров поля в месте приема зависит от ориентации оси ДНА ИРИ относительно линии «приемник – излучатель». Физическая причина этого явления связана, в частности, с угловым смещением центра тропосферного объема рассеяния при отвороте максимума ДНА ИРИ от линии визирования. При этом уменьшается величина параметра когерентности (отношение уровней регулярной и случайной компонент поля в месте приема). При этом возникает угловая расстройка, равная разности среднего угла прихода рассеянной компоненты поля и прямой (регулярной) [2].

В итоге при приеме излучения РЛС со сканирующей ДНА разность фаз импульсных сигналов на выходе разнесенных поперек трассы приемных антенн изменяется в течение времени облучения [5, 9].

Таким образом, можно допустить, что в реальных условиях работы ПРЭК последовательные моноимпульсные оценки пеленга, формируемые угломерной системой, оказываются не равноточными.

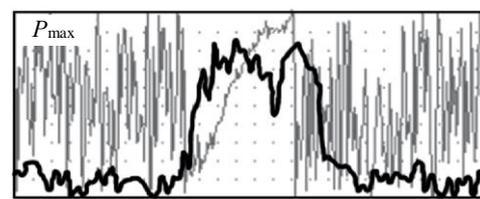
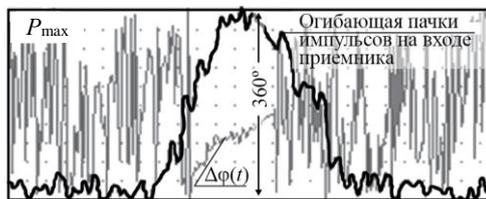


Рис. 3. Огибающие моноимпульсных вариаций уровня сигнала (черная линия) и разности фаз сигналов (серая линия) на интервале времени облучения – «мгновенные диаграммы»

Для проверки нуль-гипотезы о случайной «зазорности» выборочных значений разности фаз $\Delta\varphi_m$ совокупность пачек и, соответственно, значений $\Delta\varphi_m$ была разбита на два класса (группы). В первый класс были отнесены измерения $\Delta\varphi_{m1}$, принадлежащие тем пачкам, в которых на интервале времени облучения при линейной аппроксимации вариаций $\Delta\varphi(t)$ модуль скорости изменения разности фаз $|\Delta\dot{\varphi}| \leq 2$ (град/мс). Во второй класс – все остальные. Критерий разделения множества наблю-

Они принадлежат разным генеральным множествам даже на коротких интервалах времени. Достоверность этого утверждения показана в следующем эксперименте.

На рис. 2 приведена 2-часовая запись моноимпульсных отсчетов разности фаз $\Delta\varphi_m(t)$ сигналов на выходе, разнесенных по пространству на 2,92 м параболических антенн (см. рис. 1). Разность фаз $\Delta\varphi_m$ сигналов фиксировалась вблизи максимума огибающей пачки импульсов, принятых за время облучения. Запись получена при движении носителя со скоростью 14–15 узлов. Сеанс измерений проведен 14 августа 1982 г. по РЛС ($\lambda = 10$ см), период сканирования ДНА $\Delta T = 10$ с, расположенной в г. Йокосука (Япония), на дальности $D = 450$ км.

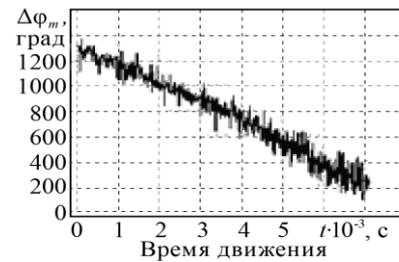


Рис. 2. Вариации разности фаз $\Delta\varphi_m(t)$

В сеансе измерений фазометр фиксировал изменение разности фаз $\Delta\varphi_m$ по каждому импульсу в пачке. Для обработки был выбран интервал из 335 отсчетов, в пределах которого корабельные надстройки не затеняли приемные антенны. На рис. 3 показаны осциллограммы «мгновенных диаграмм» моноимпульсных изменений уровня и разности фаз при приеме сигналов ИРИ со сканирующей ДНА. Видно, что моноимпульсные отсчеты разности фаз $\Delta\varphi(t)$ имеют линейный тренд в пределах главного лепестка ДНА ИРИ. При этом вертикальный размер графиков соответствует 360° по разности фаз.

дений на два класса в определенной мере произволен.

На рис. 4 показана гистограмма распределения вероятностей $P(\Delta\dot{\varphi})$ величины производной $\Delta\dot{\varphi}$.

На рис. 5 показаны гистограммы условных распределений вероятности $P(\Delta\varphi_m)$ (%) величин $\Delta\varphi_{m1}$ и $\Delta\varphi_{m2}$ для двух классов (слева первый класс). Сплошной линией показаны кривые, соответствующие гауссовским ПРВ. Оценка стандартного отклонения $\sigma_{\Delta\varphi}$ составила: для первого класса –

33° ($N_1 = 73$ отсчета), для второго – 53° ($N_2 = 262$ отсчета).

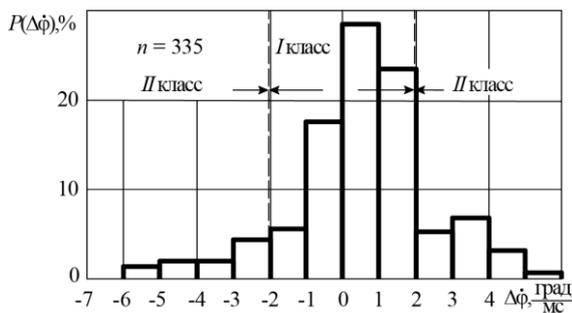


Рис. 4. Гистограмма распределения вероятностей $P(\Delta\phi)$ вариаций $\Delta\phi(t)$ в сеансе из 335 отсчетов

Проверка нуль-гипотезы о принадлежности двух выборок одной генеральной совокупности выполнялась с помощью непараметрического критерия

Зигеля–Тьюки [10]. В отличие от обычно используемого в таких случаях F-критерия данный критерий обладает меньшей чувствительностью к отклонениям от нормального распределения. Расчет статистики критерия предполагает упорядочение по рангам объединенной выборки из $(N_1+N_2) = 335$ отсчетов. При этом наименьшее значение получает ранг 1, два наибольших значения получают ранги 2 и 3, ранги 4 и 5 получают следующие наименьшие значения, 6 и 7 – следующие наибольшие и т.д.

Затем для каждой выборки были определены суммы ранговых чисел R_1 (сумма рангов меньшей выборки) и R_2 : $R_1 = 14597$ и $R_2 = 41683$. В качестве статистики критерия принимается величина [10]

$$z = z_0 + (1/10N_1 - 1/10N_2)(z_0^3 - 3z_0),$$

где $z_0 = \frac{2R_1 - N_1(N_1 + N_2 + 1) + 1}{\sqrt{N_1(N_1 + N_2 + 1)(N_2/3)}}$.

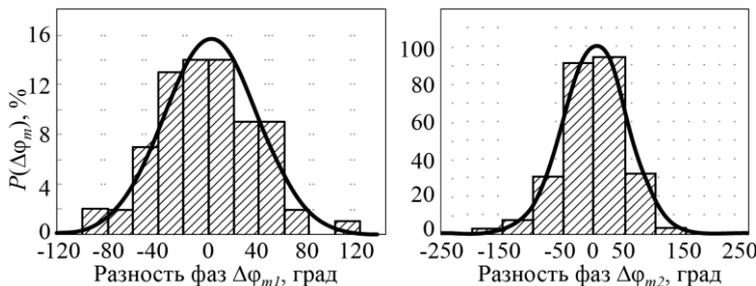


Рис. 5. Гистограммы условных распределений вероятностей $P(\Delta\phi_m)$ для двух классов

Вычисляя, получаем $z_0 = 2945$ и $z = 2,961$. Статистика критерия при справедливости нуль-гипотезы имеет стандартное нормальное распределение [10]. Для доверительной вероятности $P_d = 0,95$ имеем пороговое значение статистики критерия $z_{\text{п}} = 1,65$ [10]. В итоге при 5% уровне значимости нуль-гипотеза отвергается, т.е. принимаем гипотезу о значимом различии дисперсий в двух классах. Аналогичные результаты получены еще в 2 сеансах (511 и 513); для них, соответственно, $z = 2,836$ и $z = 2,69$. Таким образом, можно полагать, что канал РРВ на интервале наблюдения «находится» в двух состояниях, которым можно условно сопоставить два значения дискретной случайной величины: +1 (для 1-го класса) и –1 (для 2-го класса). Дискретная последовательность $v(k)$ смены состояний канала показана на рис. 6. Уровень «засоренности» наблюдений аномальными отсчетами составил 78%.

Изучение корреляционных свойств случайного дискретного процесса $v(k)$ с двумя состояниями, соответствующими указанным выше классам, показало, что это процесс типа «белого шума». Действительно, при величине интервала пространственной корреляции быстрых вариаций амплитуд, фаз, моментов прихода сигналов и ошибок пеленгования в пределах $(10-100)\lambda$ этот пространственный интервал в диапазоне $\lambda = (3-35)$ см меньше, чем реальное

расстояние, которое проходит подвижный пеленгатор при скорости порядка 20 узлов за время периода сканирования ΔT ДНА ИРИ. В данном эксперименте это 10 с. Другими словами, есть и физические предпосылки считать дискретную последовательность $v(k)$ процессом типа «белого шума».

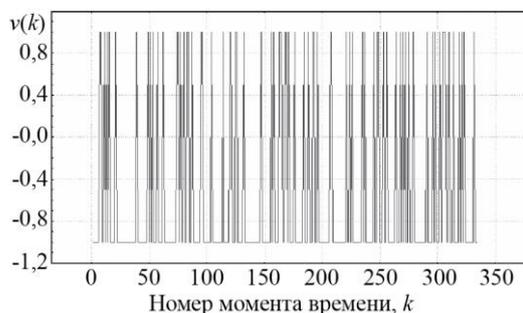


Рис. 6. Временная реализация дискретной последовательности $v(k)$

Математическая модель задачи фильтрации координат и параметров движения ИРИ со сканирующей ДНА

На рис. 7 на плоскости показано взаимное расположение носителя угломерной системы (сенсор S) и подвижного ИРИ (точка C). Рассмотрим задачу фильтрации координат одиночного ИРИ, скорость V_c и курс β_c движения которого неизвестны и по-

стоянны на интервале наблюдения порядка нескольких минут. Это допустимо для объектов с большим водоизмещением:

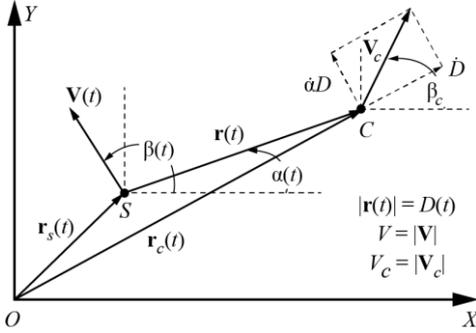


Рис. 7. Геометрия взаимного движения сенсора S (угломерная система) и ИРИ (точка C)

На рис. 7 $\mathbf{r}_s(t)$ и $\mathbf{r}_c(t)$ есть радиус-векторы подвижных объектов. Соответственно, вектор линии визирования ИРИ есть $\mathbf{r}_c(t) - \mathbf{r}_s(t) = \mathbf{r}(t)$ и его модуль $|\mathbf{r}(t)| = D(t)$ определяет текущую дальность.

С учетом изложенных выше свойств измерений пеленга на реальных морских трассах определим статистическую модель наблюдений моноимпульсного угломера при приеме сигналов ИРИ со сканирующей ДНА следующим соотношением:

$$z(k) = \gamma(k) [\alpha(k) + v(k) \cdot n(k)] \quad (1)$$

где k – дискретное время, кратное периоду сканирования ДНА ИРИ; $\gamma(k)$ – последовательность независимых случайных величин с двумя значениями: 0 (пропуск отсчета) и 1 (наличие отсчета); $\alpha(k)$ – текущий истинный пеленг; $n(k)$ – случайная гауссовская «белая» последовательность с математическим ожиданием и дисперсией, равными: $M[n(k)] = 0$, $M[n^2(k)] = 1$. Последовательность $v(k)$ независимых случайных величин, принимает два значения: σ_n – текущая оценка пеленга имеет нормальную величину среднеквадратической ошибки (СКО) и σ_a – отсчет является «грубым» – аномальным. Вероятность появления нормального отсчета p_n , аномального $p_a = (1 - p_n)$.

Следует отметить, что традиционно в алгоритмах фильтрации координат исключают значения текущих наблюдений (отметок) пеленга, которые значимо «отклоняются» от сопровождаемой траектории. Очевидно, что в условиях дефицита сигналов ИРИ, что характерно для условий работы ПРЭК, это ведет к потере данных и не является оптимальным.

В рамках марковской теории нелинейной фильтрации [11–13] при указанных выше ограничениях динамика взаимного перемещения сенсора и ИРИ определена заданием системы (2) нелинейных дифференциальных уравнений для вектора состояния $\mathbf{x}(t)$ с координатами $x_1(t) = D(t)$, $x_2(t) = \alpha(t)$. Введем

вектор управления $\mathbf{u}^T(t) = [V(t), \beta(t)]$ и вектор неизвестных параметров модели $\boldsymbol{\pi}$, состоящий из 3-х компонент: V_c , β_c и дальности $D(0)$. В скалярной форме уравнения для компонент вектора состояния имеют вид

$$\begin{aligned} \dot{x}_1(t) &\triangleq \dot{D}(t) = V_c \cos(\alpha(t) - \beta_c) - \\ &- V(t) \cos(\alpha(t) - \beta(t)) = f_1[\mathbf{x}(t); \mathbf{u}(t), \boldsymbol{\pi}]; \\ \dot{x}_2(t) &\triangleq \dot{\alpha}(t) = \frac{1}{D(t)} \times \\ &\times [V(t) \sin(\alpha(t) - \beta(t)) - V_c \sin(\alpha(t) - \beta_c)] = \\ &= f_2[\mathbf{x}(t); \mathbf{u}(t), \boldsymbol{\pi}]. \end{aligned} \quad (2)$$

В дискретном времени, обозначив $x_k \equiv x(t_k)$, соотношениям (2) (при использовании алгоритма Эйлера) соответствует система нелинейных разностных уравнений вида

$$\mathbf{x}_k = \mathbf{x}_{k-1} + \mathbf{f}[\mathbf{x}_{k-1}; \mathbf{u}_{k-1}, \boldsymbol{\pi}] \cdot \Delta t, \quad \text{где } k = 1, \dots, N \quad (3)$$

со случайными (по ансамблю возможных траекторий взаимного расположения носителя и ИРИ) начальными условиями $\mathbf{x}_0^T = [D_0 \quad \alpha_0]$; интервал дискретизации $\Delta t = \Delta T$.

Статистические характеристики вектора \mathbf{x}_0 определены заданием математических ожиданий и дисперсий соответствующих компонент вектора. Уравнения (1), (3) определяют постановку задачи фильтрации текущих координат в рамках марковской теории нелинейной фильтрации [11–13]. Известно, что текущая байесовская оценка состояния $\hat{\mathbf{x}}_k$ по критерию минимума СКО определена в виде условного среднего по апостериорной плотности вероятностей (АПРВ) $W[\mathbf{x}_k / \mathbf{Z}_k, \boldsymbol{\pi}]$, где вектор $\mathbf{Z}_k = [z(1), \dots, z(k)]^T$.

При наличии случайных и постоянных во времени неизвестных параметров $\boldsymbol{\pi}$ применяют адаптивные алгоритмы [14, 15]. При этом возможны два подхода: расширение вектора состояния путем его пополнения вектором параметров $\boldsymbol{\pi}$ или построение алгоритма обработки на основе принципа разделения [14]. В работе используется этот последний вариант, и адаптивный алгоритм реализуется в виде условно оптимальных парциальных фильтров, «настроенных» на конечное (заданное) множество значений $\boldsymbol{\pi}_i \in \Omega_{\boldsymbol{\pi}}$; $i = 1, \dots, m$, где $\Omega_{\boldsymbol{\pi}}$ – непрерывное параметрическое множество.

Квазиоптимальный алгоритм фильтрации координат и параметров движения ИРИ со сканирующей ДНА

Решение задачи фильтрации координат и параметров движения ИРИ с использованием только угломерных данных изучается не в одном десятке работ, в частности [16–23]. Особенность ее в том, что она относится к классу задач для ненаблюдаемых динамических систем. Это структурное свойство системы и физически оно означает, что в общем

случае определить текущую дальность $D(k)$ до подвижного ИРИ из одного подвижного пункта при задании только угломерных данных невозможно. В [17, 21] этот вопрос рассмотрен строго, и определены требования к траектории измерителя. Показано, что носитель должен выполнять маневр – изменять свой вектор скорости на интервале наблюдения $(0; T)$, т. е. необходим режим работы с управлением наблюдениями.

Особенность задачи также в том, что она является нелинейной. В этом случае возможны квазиоптимальные решения [7, 11], поскольку точное решение не может быть определено. Решение задачи оценки координат подвижного ИРИ по угломерным данным с учетом особенностей приема сигналов ИРИ на загоризонтных трассах, т. е. при наличии случайных аномальных наблюдений и пропусков данных, в известных публикациях не представлено. Отметим также, что в большей части работ при наличии неизвестных параметров модели адаптив-

ная обработка предполагает расширение вектора состояния. При этом вектор неизвестных параметров содержит скорость и курс ИРИ и не содержит начальную дальность.

В работе решение задачи фильтрации выполняется в полярной системе координат, и структура фильтра следует из принципа разделения, используемого при построении адаптивных алгоритмов [14, 15]. Причем учитывается наличие пропусков и «засоренность» наблюдений пеленга аномальными ошибками, что характерно для условий работы ПРЭК на загоризонтных морских трассах.

Как отмечено выше, адаптивный фильтр содержит множество условно оптимальных парциальных каналов, настроенных на различные значения неизвестных параметров $\pi_i \in \Omega_\pi$; $i=1, \dots, m$, где Ω_π – множество априорных значений параметров и m – число каналов. Структура фильтра для скалярных наблюдений $z(k)$ показана на рис. 8.

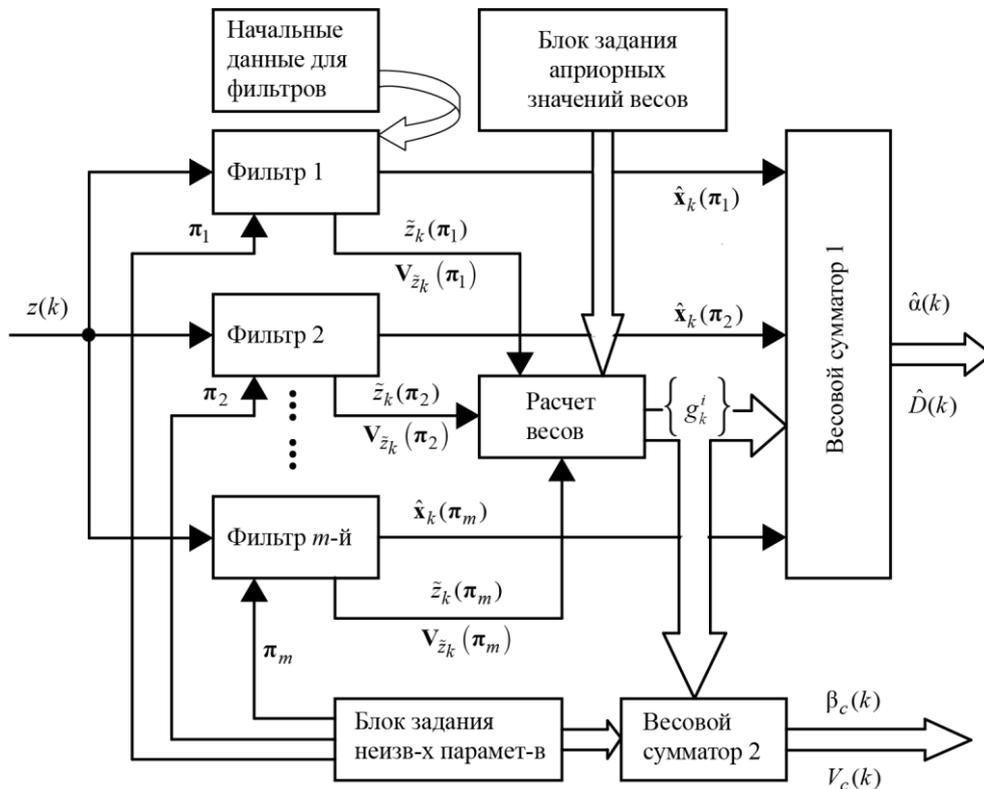


Рис. 8. Общая структура оптимального адаптивного фильтра

Поясним структуру фильтра и приведем основные соотношения, которые следуют из [14, 15]. В каждом i -м парциальном канале реализуется условная рекурсивная байесовская оценка $\hat{x}_k(\pi_i)$ в виде условного среднего по АПРВ $W[\mathbf{x}_k / \mathbf{Z}_k, \pi]$. При этом предполагается, что АПРВ допускает гауссовскую аппроксимацию. Текущая оценка использует информацию, содержащуюся в векторе наблюдений $\mathbf{Z}_k = [z(1), \dots, z(k)]$.

В соответствии с правилами вычисления условных и совместных ПРВ для апостериорной АПРВ текущего состояния справедливо соотношение

$$W[\mathbf{x}_k / \mathbf{Z}_k] = \int_{\Omega_\pi} W[\mathbf{x}_k / \mathbf{Z}_k, \pi] \cdot W[\pi / \mathbf{Z}_k] d\pi. \quad (4)$$

Заменив несчетное множество Ω_π конечной совокупностью точек π_i , для АПРВ неизвестных параметров в формуле (4) справедливо представление в виде конечной суммы

$$W(\boldsymbol{\pi} / \mathbf{Z}_k) \approx \sum_{i=1}^m g_k^i \cdot \delta(\boldsymbol{\pi} - \boldsymbol{\pi}_i), \quad (5)$$

где $\delta(\boldsymbol{\pi} - \boldsymbol{\pi}_i)$ – дельта-функция; $g_k^i \triangleq P(\boldsymbol{\pi}_i / \mathbf{Z}_k)$ – апостериорная вероятность i -го значения параметров $\boldsymbol{\pi}_i$ на k -м шаге. Совокупность векторов $\{\boldsymbol{\pi}_i\}$, на которые «настроены» парциальные фильтры, формируется в блоке задания неизвестных параметров (см. рис. 8). Количество фильтров m зависит от уровня априорной параметрической неопределенности и возможных вычислительных ресурсов системы. Формирование текущих оценок состояния $\hat{\mathbf{x}}_k(\boldsymbol{\pi}_i)$, т.е. дальности $\hat{D}_i(k)$ и пеленга $\hat{\alpha}_i(k)$, выполнено в работе по схеме алгоритма расширенного фильтра Калмана (РФК) [11], который в силу предположения о гауссовости АПРВ реализует квазиоптимальную оценку состояния.

В итоге, согласно (4), (5), оценка состояния $\hat{\mathbf{x}}_k$ на выходе многоканального адаптивного фильтра определена как весовая сумма текущих оценок $\hat{\mathbf{x}}_k(\boldsymbol{\pi}_i)$, которые формируют парциальные фильтры, в виде

$$\hat{\mathbf{x}}_k = \sum_{i=1}^m \hat{\mathbf{x}}_k(\boldsymbol{\pi}_i) \cdot g_k^i. \quad (6)$$

Ковариационная матрица оценки (6) определена соотношением [14]

$$\mathbf{V}_k = \sum_{i=1}^m \left[\mathbf{V}_k(\boldsymbol{\pi}_i) + (\hat{\mathbf{x}}_k - \hat{\mathbf{x}}_k(\boldsymbol{\pi}_i))(\hat{\mathbf{x}}_k - \hat{\mathbf{x}}_k(\boldsymbol{\pi}_i))^T \right] \cdot g_k^i, \quad (7)$$

где $\mathbf{V}_k(\boldsymbol{\pi}_i)$ – ковариационная матрица оценки состояния на выходе i -го парциального фильтра, которая вычисляется в соответствии с алгоритмом РФК [11].

Функция правдоподобия параметров для последовательности независимых наблюдений (1) имеет вид

$$W(\mathbf{Z}_k / \boldsymbol{\pi}_i) = \prod_{j=1}^k W(z_j / \boldsymbol{\pi}_i).$$

В этом случае на основе формулы Байеса с учетом (5) справедливо рекурсивное соотношение для расчета весовых коэффициентов [14]

$$P(\boldsymbol{\pi}_i / \mathbf{Z}_k) \equiv g_k^i = \frac{g_{k-1}^i \cdot W(z_k / \mathbf{Z}_{k-1}, \boldsymbol{\pi}_i)}{\sum_{i=1}^m g_{k-1}^i \cdot W(z_k / \mathbf{Z}_{k-1}, \boldsymbol{\pi}_i)}, \quad (8)$$

где $W(z_k / \mathbf{Z}_{k-1}, \boldsymbol{\pi}_i)$ – условная ПРВ текущего наблюдения z_k при заданном векторе \mathbf{Z}_{k-1} всех прошлых наблюдений до момента k . По существу, эта гауссовская ПРВ определена ПРВ ошибки (невязки) предсказания (9) наблюдений в условно оптимальном фильтре, который «настроен» на i -е значение вектора неизвестных параметров. Начальные значения g_0^i в (8) поступают из блока задания начальных весов (см. рис. 8). При этом возможен учет априорной информации о скорости, курсе ИРИ

и начальной дальности. В случае ее отсутствия коэффициенты $g_0^i = 1/m$.

Невязка $\tilde{z}_k(\boldsymbol{\pi}_i)$ в i -м фильтре

$$\tilde{z}_k(\boldsymbol{\pi}_i) = [z_k - \hat{z}_k^-(\boldsymbol{\pi}_i)] \triangleq q_k^i, \quad (9)$$

$$\hat{z}_k^-(\boldsymbol{\pi}_i) = \mathbf{H} \cdot \hat{\mathbf{x}}_k^-(\boldsymbol{\pi}_i),$$

где $\hat{z}_k^-(\boldsymbol{\pi}_i)$ – предсказание (экстраполяция на один шаг) текущего наблюдения в i -м фильтре; $\hat{\mathbf{x}}_k^-(\boldsymbol{\pi}_i)$ – оценка предсказания (на один шаг) состояния; матрица наблюдения $\mathbf{H} = [0 \ 1]$ определяет связь наблюдений (1) и вектора состояния (2).

В итоге оценка неизвестного вектора параметров $\boldsymbol{\pi}$ формируется на выходе сумматора 2 (см. рис. 8) как весовая сумма значений $\boldsymbol{\pi}_i$ с коэффициентами (8) в виде

$$\hat{\boldsymbol{\pi}}_k = \sum_{i=1}^m \boldsymbol{\pi}_i \cdot g_k^i. \quad (10)$$

Выше отмечено, что в данной работе в парциальных фильтрах реализуется квазиоптимальный алгоритм РФК. Он предполагает представление нелинейных функций в (2) в виде линейной части ряда Тейлора с вычислением производных в точке оценки вектора состояния $\hat{\mathbf{x}}_i(k-1)$ и последующим применением соотношений для традиционного линейного фильтра Калмана [5].

Кратко поясним, следуя [24], алгоритм обработки в каждом i -м из m фильтров, которые формируют оценки $\hat{\mathbf{x}}_i(k)$ с учетом наличия случайных аномальных ошибок и пропусков. Квазиоптимальный алгоритм получен в предположении, что для i -го фильтра условная плотность распределения вероятностей $W_i(\mathbf{x}(k) / z(1), \dots, z(k-1))$ является гауссовской с вектором средних $\hat{\mathbf{x}}_i(k/k-1)$ и ковариационной матрицей $\mathbf{P}_i(k/k-1)$, которые вычисляются по соотношениям для РФК [11]. При этом текущая оценка вектора состояния на выходе i -го парциального фильтра определена соотношением

$$\hat{\mathbf{x}}_i(k) = \hat{\mathbf{x}}_i(k/k-1) + \{p_{ni}(k)\mathbf{K}_{ni}(k) + [1 - p_{ni}(k)]\mathbf{K}_{ai}(k)\}q_k^i, \quad (11)$$

где $\hat{\mathbf{x}}_i(k/k-1)$ – экстраполированное на один шаг значение оценки вектора состояния; $\mathbf{K}_{ni}(k)$ и $\mathbf{K}_{ai}(k)$ – матричные коэффициенты усиления i -го парциального фильтра, которые вычисляются в предположении нормальной и аномальной вариаций ошибки в канале наблюдения; $p_{ni}(k)$ – расчетное значение вероятности того, что в k -й момент времени при заданном векторе наблюдений \mathbf{Z}_1^k текущее наблюдение пеленга (1) является нормальным; q_k^i – обновляющий процесс (9) («невязка» наблюдений) на k -м шаге в i -м фильтре.

Матрица ковариаций текущих оценок $\hat{\mathbf{x}}_i(k)$ на выходе i -го фильтра приводится к виду [24]

$$\begin{aligned} \mathbf{P}_i(k/k) = & \mathbf{P}_i(k/k-1) - p_{ni}(k)\mathbf{K}_{i\Delta}(k)\mathbf{H}\mathbf{P}_i(k/k-1) + \\ & + p_{ni}(k) \times p_{ai}(k) \times (q_k^i)^2 \times \\ & \times \mathbf{K}_{i\Delta}(k)\mathbf{K}_{i\Delta}^T(k) - \mathbf{K}_{ai}(k)\mathbf{H}\mathbf{P}_i(k/k-1), \end{aligned} \quad (12)$$

где $\mathbf{K}_{\Delta i}(k) = \mathbf{K}_{ni}(k) - \mathbf{K}_{ai}(k)$; $\mathbf{H} = [0 \ 1]$ – матрица наблюдений; $\mathbf{P}_i(k/k-1)$ – ковариационная матрица текущей экстраполированной оценки состояния в i -м фильтре.

Вероятность $p_{ni}(k)$, что текущий отсчет $z(k)$, возможно, является нормальным, вычисляется с учетом расчетных значений ПРВ невязок $W_a(q_k^i)$ и $W_n(q_k^i)$ в i -ом фильтре по формуле

$$p_{ni}(k) = p_n W_n(q_k^i) \left[p_n W_n(q_k^i) + p_a W_a(q_k^i) \right]^{-1}, \quad (13)$$

где $W_n(\bullet)$, $W_a(\bullet)$ – гауссовские ПРВ процесса невязки q_k^i (9) в предположении нормальной и аномальной величин СКО ошибок пеленга в последовательности наблюдений (1).

Результаты моделирования

Численное моделирование адаптивного алгоритма обработки выполнено методом прямого вероятностного моделирования при статистическом усреднении по ансамблю из 1 000 реализаций при следующих исходных данных. Число парциальных каналов по начальной дальности $m_D = 6$: $D_0 = (50-300)$ км с интервалом 50 км; по скорости $m_{V_c} = 4$: $V_c = (0-45)$ км/ч с интервалом 15 км/ч; по курсу цели $m_{\beta} = 8$ равномерно в полном секторе углов. Скорость носителя $V = 80$ км/ч, $\beta(0) = 0^\circ$, $\alpha(0) = 90^\circ$. Время наблюдения $T = 15$ мин, период поступления данных $\Delta T = 10$ с. С момента времени $k = 35$ в течение 15 тактов носитель выполняет маневр с изменением курса движения на 180° . Данный вид маневра близок к оптимальному, поскольку, согласно (1), обеспечивает наибольшую скорость изменения пеленга. На интервале выполнения маневра угловые данные не поступают. При этом в качестве текущих оценок состояния используются их экстраполированные значения. Все расчеты выполнены для СКО $\sigma_n = 1^\circ$. На графиках показаны зависимости величины $\delta(k) = (\sigma_{\hat{D}(k)} / D_k)$, %, которая определяет зависимость текущей относительной СКО (ОСКО) оценки дальности от дискретного времени k .

На рис. 9 для случая отсутствия пропусков и аномальных ошибок показаны две группы кривых: $A1, B1, C1$ и $A2, B2, C2$. Условия расчета для этих групп различаются только начальным значением курса носителя: для первой группы $\beta(0) = 180^\circ$, для второй – $\beta(0) = 0^\circ$. Скорость и курс движения ИРИ: $V_c = 40$ км/ч и $\beta_c = 180^\circ$. При расчете ОСКО дальности статистическое усреднение выполнялось как по

ансамблю ошибок пеленгования, так и по значениям истинной начальной дальности D_0 . Величина D_0 принимала равновероятные значения в заданных интервалах: $D_0 \in [50 \div 80)$ для кривых, обозначенных «А»; для кривых «В» – $D_0 \in [80 \div 150)$ и $D_0 \in [150 \div 200]$ – для кривых «С». Видно, что сходимость оценок происходит после начала движения носителя с противоположным курсом (на шаге $k = 50$). Для всех вариантов расчета $\delta(k) < 10\%$.

СКО нормального отсчета пеленга $\sigma_n = 1^\circ$, аномальные отсчеты (при их наличии) имеют СКО $\sigma_a = 2^\circ$ при уровне «засоренности» $p_a = 0,6$. Статистическое усреднение при моделировании выполнено по 1 000 реализациям случайных факторов.

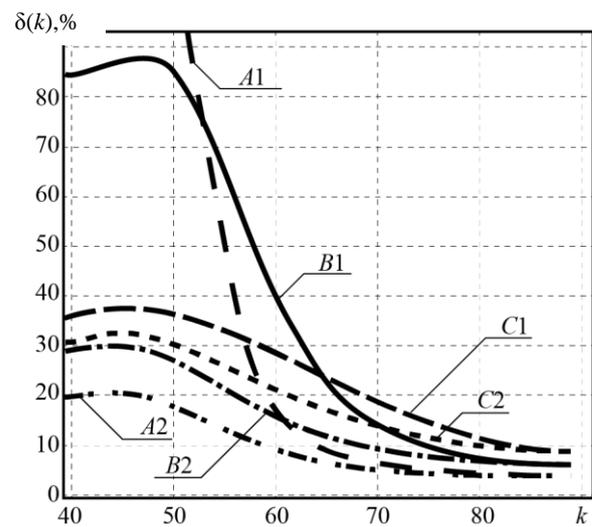


Рис. 9. Зависимость ОСКО оценки дальности от номера отсчета при отсутствии аномальных ошибок

Отметим, что установившееся значение ОСКО текущей дальности не зависит от начального значения курса носителя. Однако, если на первом галсе движение носителя и ИРИ выполняется в противоположных направлениях, то в переходном режиме работы алгоритма (на втором галсе) ОСКО дальности значительно меньше. При сравнении кривых $B1$ и $B2$ $D_0 \in [80 \div 150)$ при $k = 60$ (10-я минута), снижение ОСКО составляет 2,8 раза (с 40 до 15%).

Результаты, приведенные на рис. 10, показывают работу адаптивного алгоритма с прежней структурой фильтра. Для всех кривых на рис. 10 вероятность пропуска 15% и $D_0 \in (150; 200)$. Кривая 1 соответствует случаю отсутствия «засоренности» наблюдений. Для кривых 2–4 величина СКО $\sigma_a = 2^\circ$ и вероятность $p_a = 0,6$. При этом для кривой 2 расчет выполнен в предположении, что алгоритм ориентирован на обработку аномальных отсчетов; кривая 4 рассчитана в предположении, что алгоритм «не предполагает» наличие в наблюдениях аномальных отсчетов. Для всех кривых кроме 3-й, скорость и курс ИРИ: $V_c = 40$ км/ч и $\beta_c = 180^\circ$.

Кривая 3 рассчитана при усреднении по множеству значений $\beta_c \in [150^\circ; 210^\circ]$.

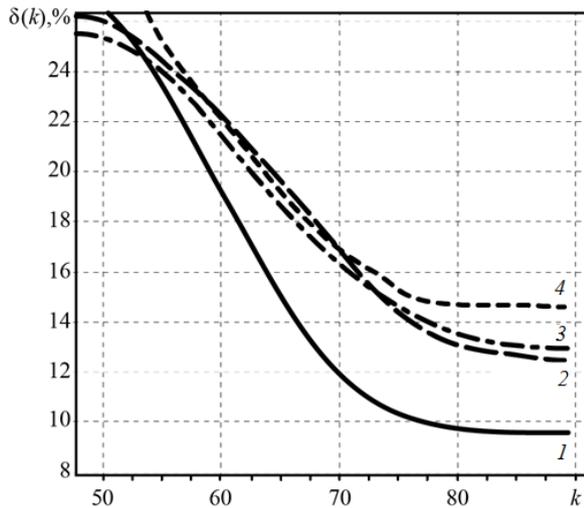


Рис. 10. Зависимость ОСКО оценки дальности от номера отсчета

Сравнение кривых 1 и 4 показывает, что наличие «засоренности» оценок пеленга с параметрами, указанными выше, увеличивает ОСКО дальности в 1,6 раза, если алгоритм не ориентирован на их обработку. Применение адаптивного алгоритма (кривая 2) дает увеличение ОСКО дальности в 1,38 раза. Таким образом, увеличение относительного значения ОСКО дальности при неучёте «засоренности» наблюдений составляет 16% (кривые 4 и 2 при $k = 90$). Следует отметить, что на более близких дистанциях, когда угломерные наблюдения более информативны, преимущество алгоритма, учитывающего наличие аномальных отсчетов, возрастает.

Расчеты, проведенные в более широком диапазоне значений исходных данных, показали, что относительный выигрыш адаптивного алгоритма фильтрации по ОСКО дальности достигает 25% даже при 30% «засоренности» наблюдений пеленга. При этом на дистанциях (50–80) км выигрыш более выражен, что обусловлено влиянием на больших дальностях иных факторов, в частности, погрешностей за счет ошибок по скорости и курсу ИРИ.

Заключение

Статистическая обработка данных эксперимента на морской загоризонтной трассе по измерению пеленга на ИРИ с борта подвижного пассивного угломера при приеме сигналов импульсной РЛС, работающей в режиме сканирования ДНА, подтверждает, что последовательность моноимпульсных отсчетов пеленга является неравноточной. Она может рассматриваться как некоррелированная последовательность случайно смешанных нормальных (точных) и аномальных (грубых) отсчетов оценок пеленга. В эксперименте уровень «засоренности» наблюдений составил 78% при соотношении СКО грубых и точных отсчетов $(\sigma_a / \sigma_n) = 1,6$.

Для условий работы пассивного угломера на морских загоризонтных трассах предложен и исследован

квазиоптимальный фильтр, который реализует фильтрацию текущих координат ИРИ с адаптацией к неизвестным параметрам его движения с учетом «засоренности» и пропуска наблюдений пеленга.

Показана работоспособность алгоритма. В условиях заданных параметров задачи наличие аномальных отсчетов с уровнем «засоренности» 60% при $(\sigma_a / \sigma_n) = 2$ приводит к увеличению ОСКО дальности в 1,6 раза, когда фильтр не ориентирован на наличие грубых отсчетов. Квазиоптимальный алгоритм, ориентированный на обработку «засоренных» наблюдений, дает увеличение ОСКО в 1,38 раза.

В случае возможности выбора курса носителя следует выполнять первый галс в направлении, противоположном направлению движения ИРИ. При этом в переходном режиме ОСКО дальности уменьшается. Установившееся значение ОСКО дальности не зависит от выбора начального курса носителя.

Автор выражает глубокую признательность своим коллегам по работе в НИИ РТС ТУСУРа, совместно с которыми выполнялись на протяжении многих лет трудоемкие экспериментальные исследования характеристик радиосигналов на морских полигонах и судах, а также студенту А. Чаусенко, усилиями которого было разработано программное обеспечение для моделирования алгоритмов на ЭВМ.

Литература

1. Интегрированные системы управления ракетным оружием корабля / Г.А. Коржавин, В.А. Никольцев, Ю.Ф. Подоплекин, И.В. Симановский, С.Н. Шаров; под ред. Г.В. Анцева // Проблемы интеллектуального и военного транспорта, ОАО «Научно-производственное предприятие «Радар ммс». – СПб.: Логос, 2005. – Вып. № 6. – С. 294–300.
2. Шарыгин Г.С. Статистическая структура поля УКВ за горизонтом. – М.: Радио и связь, 1983. – 139 с.
3. Радиоклиматический тропосферный атлас Тихого океана / под ред. Г.С. Шарыгина. – Томск: Том. гос. ун-т систем управления и радиоэлектроники, 2000. – 171 с.
4. Акулиничев Ю.П. Теория и методы диагностики многолучевости для повышения помехоустойчивости систем радиолокации и дистанционного зондирования тропосферы: дис. ... д-ра техн. наук: 05.12.2004 / ТУСУР. – Томск, 2002. – 298 с.
5. Бабушкин Л.Н. Адаптация систем пассивной радиолокации к условиям тропосферного распространения УКВ над морем. – Томск: Изд. ИОА СО РАН, 2004. – 240 с.
6. Тисленко В.И. Оптимальная фильтрация координат подвижных источников излучения в бортовой пассивной РЛС // Труды 2-й Всерос. НТК по проблемам создания перспективной авионики, 15–17 апреля 2003 г. – Томск: ТУСУР, 2003. – С. 277–281.
7. Логинов В.П. Приближенные алгоритмы нелинейной фильтрации. – Ч. I: Обзор // Зарубежная радиоэлектроника. – 1975. – № 2. – С. 28–48.
8. Гриценко Н.С. Адаптивное оценивание / Н.С. Гриценко, В.П. Логинов, К.К. Севостьянов // Зарубежная радиоэлектроника. – 1983. – № 7, ч. I: Обзор. – С. 3–27.
9. Distortion of Patterns of Transmitting and Receiving Antennas over Beyond-the Horizon Paths / Yu.P. Akulinichev,

A. A. Mescheryakov, L.N. Babushkin, M.V. Krutikov, V.I. Tislenko // «Wave propagation and remote sensing». Proceedings of the 7th URSI Commission F. Open Symposium, 20–24 Nov. – Ahmedabad: India, 1995. – P. 137–142.

10. Закс Л. Статистическое оценивание / пер. с нем.; под ред. Ю.П. Адлера и В.Г. Горского. – М.: Статистика, 1976. – 598 с.

11. Сейдж Э. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении / Э. Сейдж, Дж. Мелс: пер. с англ.; под ред. Б.Р. Левина. – М.: Связь, 1976. – 496 с.

12. Ярлыков М.С. Применение марковской теории нелинейной фильтрации в радиотехнике. – М.: Сов. радио, 1980. – 358 с.

13. Тихонов В.И. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем / В.И. Тихонов, В.Н. Харисов – М.: Радио и связь, 1991. – 608 с.

14. Лайниотис Д.Г. Разделение – единый метод построения адаптивных систем // ТИИЭР. – 1976. – Т. 64, № 8. – С. 8–27.

15. Саридис Дж. Самоорганизующиеся стохастические системы управления. – М.: Наука, 1980. – 401 с.

16. Lindgren A.G. Position and Velocity Estimation via Bearing Observations / A.G. Lindgren, K.F. Gong // IEEE Trans. On AES. – 1978. – Vol. 14, July. – P. 564–577.

17. Le Cadre J.P. Discrete-time Observability and Estimability Analysis for Bearings-Only Target Motion Analysis / J.P. Le Cadre, C. Jauffret // IEEE Trans. on AES. – 1997. – Vol. 33, No. 1. – P. 178–201.

18. Nardone S.C. Fundamental properties and performance of conventional bearing-only target motion analysis / S.C. Nardone, A.G. Lindgreen, K.F. Gong // IEEE Trans. on Autom. Control. – 1984. – Vol. 29, No. 9. – P. 775–787.

19. Farina A. Target tracking with bearings – Only measurements. Signal Processing // Elsevier. – 1999. – Vol. 78, No. 1. – P. 61–78.

20. Sindhu B. Bearing only Target Tracking using Single and Multisensor / B. Sindhu, J. Valarmathi, S. Christopher / Journal of Engineering Science and Technology. A Review. – 2019. – Vol. 12, No. 1. – P. 50–65.

21. Nardone S.C. Observability Criteria for Bearing – only Tracking / S.C. Nardone, V.J. Aidala // IEEE Trans. On AES. – 1981. – Vol. 17, No. 2. – P. 162–166.

22. Дрогалин В.В. Определение координат и параметров движения источников радиоизлучений по угломерным данным в однопозиционных бортовых радиолокационных системах / В.В. Дрогалин, П.И. Дудник, А.И. Канашенков // Зарубежная радиоэлектроника. – 2002. – № 3. – С. 64–94.

23. Spingarn K. Passive Position Location Estimation Using the Extended Kalman Filter // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1987. – Vol. AES-23. – P. 558–567.

24. Гришин Ю.П. Динамические системы, устойчивые к отказам / Ю.П. Гришин, Ю.М. Казаринов. – М.: Радио и связь, 1985. – 176 с.

Тисленко Владимир Ильич

Д-р техн. наук, проф. каф. радиотехнических систем
Томского государственного университета
систем управления и радиоэлектроники (ТУСУР)

гл. науч. сотр. НИИ РТС ТУСУРа

Ленина пр-т, 40, г. Томск, Россия, 634050

ORCID: 0000-0001-8851-1873

Тел. +7 (382-2) 41-36-84

Эл. почта: wolar1491@yandex.ru

Tislenko V.I.

Quasi-optimal adaptive algorithm for filtering the coordinates of a moving source of radio emission during single-position passive direction finding on sea over-the-horizon paths

The work provides an experimental substantiation of the statistical model of passive bearing only measurements in conditions of receiving UHF signals from a mobile source of radio emission on over-the-horizon sea paths with a length of up to 300–500 km. It is shown that the sequence of bearing readings to a source operating in the scanning mode of the antenna pattern is unequally accurate. It is accidentally «clogged» with anomalous errors. For the proposed model, based on the separation principle known in the Markov theory of nonlinear filtering, a multi-channel algorithm for estimating the current coordinates and parameters of the radiation source's movement is presented, that is adaptive to the unknown speed and heading of the object's movement. The performance of the algorithm is shown taking into account the random contamination of current bearing estimates with anomalous errors in the presence of random omissions, and estimates for the relative mean square error of the current range are obtained.

Keywords: passive direction finder, over-the-horizon reception, coordinate estimation, anomalous errors, adaptive algorithm, estimation of coordinates and motion parameters.

DOI: 10.21293/1818-0442-2024-27-3-7-16

References

1. Korzhavin G.A., Nikoltsev V.A., Podoplekin Yu.F., Simanovsky I.V., Sharov S.N. Integrated ship missile control systems. *Problems of Intellectual and Military Transport*, vol. Ed. G.V. Antseva, OJSC Scientific and Production Enterprise Radar MMS. SP-b, Logos, 2005, No. 6, pp. 294–300. (In Russ.).

2. Sharygin G.S. *Statistical structure of the VHF field beyond the horizon*. Moscow, Radio and Communication, 1983, 139 p. (In Russ.).

3. *Radioclimatic tropospheric atlas of the Pacific Ocean*. Ed. G.S. Sharygin. Tomsk, Tomsk State University of Control Systems and Radioelectronics, 2000, 171 p. (In Russ.).

4. Akulinichev Yu.P. Theory and methods of multipath diagnostics for increasing the noise immunity of radar systems and remote sensing of the troposphere: Dissertation for Doctor of Science in Engineering title: 05.12.04. Tomsk, Tomsk State University of Control Systems and Radioelectronics, 2002, 298 p. (In Russ.).

5. Babushkin L.N. *Adaptation of passive radar systems to the conditions of tropospheric VHF propagation over the sea*. Tomsk, Ed. by V.E. Zuev Institute of Atmospheric Optics of Siberian Branch of the Russian Academy of Science, 2004, 240 p. (In Russ.).

6. Tislenko V.I. Optimal filtering of coordinates of moving radiation sources in an on-board passive radar // *Proceedings of the 2nd All-Russian Scientific Conference. STC on the Problems of Creating Advanced Avionics, April 15–17, 2003*. Tomsk: Tomsk State University of Control Systems and Radioelectronics, pp. 277–281. (In Russ.).

7. Loginov V.P. Approximate nonlinear filtering algorithms. Part I (Review) // *Foreign Radio Electronics*, 1975, no. 2, pp. 28–48. (In Russ.).

8. Gritsenko N.S., Loginov V.P., Sevostyanov K.K. Adaptive assessment. Part I (Review) // *Foreign Radio Electronics*, 1983, no. 7, pp. 3–27. (In Russ.).

9. Akulinichev Yu. P., Mescheryakov A.A., Babushkin L.N., Krutikov M.V., Tislenko V.I. Distortion of Patterns of

Trans-mitting and Receiving Antennas over Beyond-the-Horizon Paths // «Wave propagation and remote sensing». *Proceedings of the 7th URSI Commission F. Open Symposium*. Ahmedabad, India, 20–24 Nov., 1995, pp. 137–142.

10. Zacks L. Statistical assessment. *Translated from German under the Editorship of Yu.P. Adler and V.G. Gorsky*. Moscow, Statistics, 1976, 598 p. (In Russ.).

11. Sage E., Mels J. *Estimation theory and its application in communications and management*. Translation from English edited by B.R. Levin. Moscow, Communication, 1976, 496 p. (In Russ.).

12. Yarlykov M.S. *Application of Markov theory of non-linear filtering in radio engineering*. Moscow, Soviet Radio, 1980, 358 p. (In Russ.).

13. Tikhonov V.I., Kharisov V.N. *Statistical analysis and synthesis of radio engineering devices and systems*. Moscow, Radio and Communications, 1991, 608 p. (In Russ.).

14. Lainiotis D.G. Division – a unified method for building adaptive systems. *TIEER*, 1976, vol. 64, no. 8, pp. 8–27.

15. Saridis J. *Self-organizing stochastic control systems*. Moscow, Nauka, 1980, 401 p. (In Russ.).

16. Lindgren A.G. Gong K.F. Position and Velocity Estimation via Bearing Observations // *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 1978, vol. 14, July, pp. 564–577.

17. Le Cadre J.P., Jauffret C. Discrete-time Observability and Estimability Analysis for Bearings-Only Target Motion Analysis. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 1997, vol. 33, no. 1, pp. 178–201.

18. Nardone S.C., Lindgreen A.G. Gong K.F. Fundamental properties and performance of conventional bearing-only target motion analysis. *IEEE Transactions on Automated Control*, 1984, vol. 29, no. 9, pp. 775–787.

19. Farina A. Target tracking with bearings – Only measurements. *Signal Processing, Elsevier*, 1999, vol. 78, no. 1, pp. 61–78.

20. Sindhu B., Valarmathi J., Christopher S. Bearing only Target Tracking using Single and Multisensor: A Review. *Journal of Engineering Science and Technology Review*. 2019, vol. 12, no. 1, pp. 50–65.

21. Nardone S. C., Aidala V. J. Observability Criteria for Bearing – only Tracking. *Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1981, vol. 17, no. 2, pp. 162–166.

22. Drogalin V.V., Dudnik P.I., Kanashchenkov A.I. Determination of coordinates and movement parameters of radio emission sources using angular data in single-position airborne radar systems. *Foreign Radio Electronics*, 2002, no. 3, pp. 64–94. (In Russ.).

23. Spingarn K. Passive Position Location Estimation Using the Extended Kalman Filter. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1987, vol. AES-23, pp. 558–567.

24. Grishin Yu.P., Kazarinov Yu.M. *Dynamic systems that are resilient to failures*. Moscow, Radio and Communications, 1985. 176 p. (In Russ.).

Vladimir I. Tislenko

Doctor of Science in Engineering, Professor,
Department Radio Engineering Systems,
Tomsk State University of Control Systems
and Radioelectronics (TUSUR)
40, Lenin prospect, Tomsk, Russia, 634050
ORCID: 0000-0001-8851-1873
Phone: +7 (382-2) 41-36-84
Email: wolar1491@yandex.ru

Ответственный за техническое редактирование и внесение корректорской правки
в данной статье – В.Н. Масленников