

ОБ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОЦЕДУР СТАТИСТИЧЕСКИХ РЕШЕНИЙ ПРИ ДИСТАНЦИОННОМ МОНИТОРИНГЕ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЫ

© 2024 г. Ф. А. Мкртчян

Фрязинский филиал Института радиотехники и электроники им. В.А. Котельникова РАН,
пл. Введенского, 1, Фрязино, Московская обл., 141190 Российская Федерация
E-mail: ferd47@mail.ru

Поступила в редакцию 10.07.2023 г.

После доработки 10.07.2023 г.

Принята к публикации 25.07.2023 г.

Разработана основа многоканальной дистанционной мониторинговой системы, которая использует новые методы и алгоритмы обработки данных дистанционного зондирования и формирование обновляемых баз данных и знаний, опирающихся на современные компьютерные технологии и использующие высокопроизводительные вычислительные системы. Приводится структурная схема многоканальной дистанционной мониторинговой системы (ДМС). Рассчитаны основные параметры ДМС. Анализируется блок «решатель» ДМС. Получены аналитические оценки эффективности процедур принятия статистических решений при дистанционном мониторинге окружающей среды. Экспериментальная проверка эффективности рассмотренной ДМС и алгоритмов основана на данных спутника «Космос-1500» для районов Арктики.

Ключевые слова: дистанционный мониторинг, статистические решения, окружающая среда, классический анализ, последовательный анализ, обнаружение, классификация, аномалия, эффективность

DOI: 10.31857/S0033849424090072, EDN: HRLFTK

ВВЕДЕНИЕ

Основной смысл концепции дистанционного мониторинга состоит в соединении в систему средств сбора данных, методов их обработки, математических моделей природных объектов, компьютерных средств реализации алгоритмов и моделей с широким спектром сервисного обеспечения при визуализации результатов мониторинга [1–12].

Эффективное решение этих задач невозможно без широкого внедрения в практику исследований автоматизированных систем сбора, хранения и обработки данных на базе современных ЭВМ с применением технологии открытых систем.

Организация дистанционных мониторинговых систем (ДМС) является исключительно сложной, комплексной, многоплановой задачей. В ее решении важную роль играют экспериментальные методы исследования окружающей среды. Первостепенное значение при осуществлении таких экспериментов приобретает организация массового сбора информации об изучаемом объекте, оперативность ее обработки и достоверная интерпретация данных наблюдений на основе аналитических и численных математических моделей.

Одной из функций ДМС является обнаружение и классификация аномальных явлений на земной поверхности. Важными обстоятельствами

в рассматриваемой проблеме является учет наличия условий неопределенности в местопребывании и возможном динамическом поведении аномалии. Ограниченность параметров технических средств, применяемых при обследовании окружающей среды, должно учитываться в процедурах принятия решений о наличии или отсутствии аномалии. Эта многогранность задачи глобального обнаружения аномалий на земной поверхности требует для своего решения применения системного подхода, позволяющего с единых позиций рассмотреть весь комплекс локальных задач и подойти к формированию мониторинговой системы обнаружения, обеспеченной надежной функцией самоконтроля [1–3, 9–14].

Ограниченность технических средств, объема памяти и быстродействия бортовых вычислительных устройств диктует расчленение мониторинговой системы [1, 2, 4, 7, 8, 15] на три подсистемы: фиксатор, решатель и искатель. Последние делятся на подсистемы — блоки, функции которых состоят в следующем:

- 1) периодический просмотр элементов поверхности земли;
- 2) фиксация подозрительных элементов в памяти;

3) формирование из подозрительных элементов следов движущейся аномалии;

4) накопление во времени данных о фиксированных элементах земной поверхности с целью статистического анализа для принятия решения о шумовом или сигнальном характере зафиксированных подозрительных элементов;

5) многоэтапная локализация процедуры поиска аномалии.

В силу динамического изменения аномалий мониторинговая система должна значительно быстрее этих изменений осуществлять сканирование элементов пространства и успевать перерабатывать поток статистической информации. Поэтому стоит задача оценки эффективности мониторинговой системы как функции ее параметров.

Одной из важных функции ДМС является обнаружение подвижных аномалий на морской поверхности. Площадь определенного региона океанической поверхности, где предполагается возникновение аномалий, обозначим S . Предположим, что для обнаружения аномалий измерения проводятся по m каналам, т.е. имеем m -мерные характеристики $z = (z_1, z_2, \dots, z_m)$ с различными функциями распределения для фона $F_0(z)$ и для сигнал+шум $F_1(z)$.

Целью данной работы является получение оценок эффективности процедур статистических решений при дистанционном мониторинге окружающей среды.

1. ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ СХЕМА ДМС

Дистанционная мониторинговая система для обнаружения аномалий на морской поверхности состоит из фиксатора, решателя и искателя [1,2,4,5]. Блок-схема ДМС приведена на рис. 1.

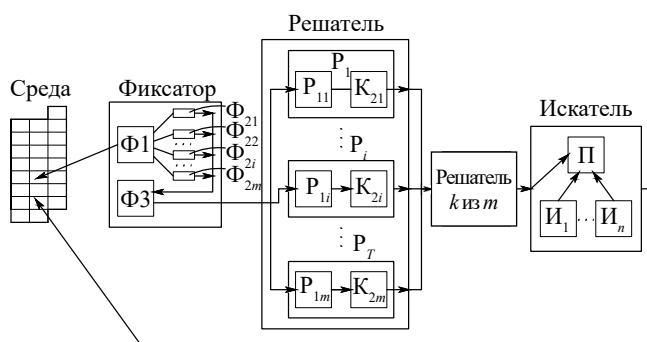


Рис. 1. Блок-схема ДМС.

Рассмотрим ДМС, включающую многоканальный обнаружитель аномалий, который предполагает наличие многоканального фиксатора. В блоке фиксатор могут быть использованы

СВЧ-радиометры, оптические поляриметры, ИК-датчики, радиолокационное синтезирование апертуры.

Фиксатор имеет общий сканер $\Phi 1$ и память $\Phi 3$, а также m блоков (Φ_{2i}) первичных критериев K_{1i} для каждого канала ($i = 1, m$). С помощью блока $\Phi 1$ производится сканирование определенного региона. В результате действий блоков Φ_{2i} ($i = 1, m$) координаты «подозрительных» элементов региона по мере поступления засылаются в свободные ячейки общей памяти $\Phi 3$.

Решатель имеет m блоков P_i , каждый из которых состоит из блоков P_{1i} — анализатора и блока вторичного критерия K_{2i} ($i = 1, m$). Эти блоки для каждого канала совместно определяют шумовой или аномальный характер сигналов среди «подозрительных» элементов региона [4,5,7,8,14].

Решатель k из m . В этом блоке классифицируются фиксированный «подозрительный» элемент. Если не менее k каналов из m решателя фиксируют аномальный характер «подозрительного» элемента, то блок («решатель k из m ») выносит окончательное решение о сигнальном характере фиксированного элемента. В противном случае принимается решение о шумовом характере элемента [4,5].

После вынесения решения о шумовом характере анализируемого элемента соответствующие ячейки памяти $\Phi 3$ очищаются и могут воспринимать новые данные.

Если выносится решение о сигнальном характере анализируемого элемента, то дается сигнал блоку «искатель» для более точной локализации места и соответствующие ячейки памяти $\Phi 3$ также очищаются.

Искатель состоит из блока Π оптимального многоэтапного поиска и n устройств ($I_1, I_2, \dots, I_n$), функции которых состоят в последовательном уточнении места аномалий в указанном элементе региона на основе блока Π .

Качество ДМС определяется также вероятностями F ложной тревоги и D правильного обнаружения, средним временем обнаружения аномалий ht , включающим время уточняющего поиска, и высоковероятным временем безотказного функционирования ДМС. Качество ДМС обеспечивается кинематическим параметром h , энергетическим параметром E , определяющим отношение сигнал/шум при обнаружении аномалий по характеристике z , объемом памяти и техническим параметром надежности, т.е. вероятностью безотказного функционирования ДМС за время ht .

Число элементов разрешения региона N имеет вид

$$N = S / \Delta^2,$$

Для того чтобы иметь высокую точность обнаружения, необходимо иметь $N > M$. Вследствие этого процедура обнаружения распадается на два этапа [1,8,9]. На первом этапе обнаружения проводится заполнение ячеек памяти координатами «подозрительных» элементов региона. На втором этапе выносится окончательное решение о фоновом или сигнальном характере элемента региона по накопленным в соответствующих ячейках памяти.

2. РАСЧЕТ ПАРАМЕТРОВ ДМС

Пусть объем памяти мониторинговой системы ограничен M ячейками, а информационный поток одновременно исходит от N элементов пространства. В каждом элементе функционирует источник информации, определяемый случайной функцией $\xi_i(t)$. Если $M \geq N$, то решение задачи статистического анализа информационного потока сводится к накоплению данных в ячейках памяти и последующей ее обработке методами математической статистики. В случае $M < N$ необходимо разработать некоторый алгоритм накопления статистики лишь о «подозрительных» элементах информационного потока.

Пусть в зависимости от отношения сигнал/шум a случайная функция $\xi_i(t)$ определяется плотностью вероятностей $f_a(x)$. И пусть выбор «подозрительных» элементов для запоминания в памяти мониторинговой системы производится в случае $\xi > X$, где X — заданный порог. При этом если $a = a_0$ при шумовом характере потока $\xi_i(t)$ и $a = a_1$ при наличии сигнала и шума, то вероятности фиксации шумовых и сигнальных элементов будут равны соответственно

$$p_N = \int_X^\infty f_{a0}(x) dx,$$

$$p_C = \int_X^\infty f_{a1}(x) dx.$$

Предположим, что доли сигнальных и шумовых элементов в пространстве в момент времени t равны $1 - \gamma(t)$ и $\gamma(t)$. Тогда фиксированное в момент t случайное число $\kappa(t)$ «подозрительных» элементов будет иметь распределение:

$$P[\kappa(t) = k] = P_{Ng, pN}(k_1) \cdot P_{N[1-g], pC}(k_2),$$

$$\text{где } P_{n,p}(m) = C_n^m p^m (1-p)^{n-m}.$$

Принимая за единицу времени интервал, необходимый для реализации одного просмотра всего

обследуемого пространства, вычислим вероятность переполнения в момент t памяти мониторинговой системы $P[\mu(t) > M]$. Рассмотрим случай дискретного времени, когда моменты возникновения и окончания обработки шумового или сигнального элемента отождествляются с ближайшим целым числом. Пусть каждый возникший элемент обрабатывается в отдельной ячейке памяти, вплоть до момента вынесения окончательного решения о его шумовом или сигнальном характере, после чего ячейка памяти очищается и может воспринимать другую информацию. При этом число $\mu(t)$ занятых в момент t ячеек памяти является случайной целочисленной функцией.

Введем производящие функции

$$g_t(x) = \sum_{k=0}^{\infty} P[\kappa(t) = k] x^k,$$

$$G_t(x) = \sum_{m=0}^{\infty} P[\mu(t) = m] x^m.$$

Будем считать, что время обработки в момент $t = s$ одного элемента является случайной величиной $v(s)$ с заданным распределением

$$P[v(s) < t] = F_s(t).$$

Тогда имеем

$$G_t(x) = \prod_{s=h}^t g_s \{1 + [1 - F_s(t-s)](x-1)\}.$$

Далее получаем выражения для среднего и дисперсии:

$$E\mu(t) = \sum_{s=h}^t E\kappa(s) [1 - F_s(t-s)],$$

$$D\mu(t) = E\mu(t) + \sum_{s=h}^t [D\kappa(s) - E\kappa(s)] [1 - F_s(t-s)]^2.$$

Если $\kappa(s)$ имеет распределение Пуассона с параметром $\lambda(s) = E\kappa(s) = D\kappa(s)$, то $\mu(s)$ также распределено по пуассоновскому закону с параметром

$$\Lambda(t) = E\mu(t).$$

Все эти рассуждения были справедливы при неограниченном значении M . Если же $M = \text{const} > \Lambda(t)$, то $\mu(t)$ имеет усеченное распределение Пуассона:

$$P[\mu(t) = m; M = \text{const}] = P_{\Lambda(t), M}(m) = (\Lambda^m(t) / m!) \sum_{l=0}^m \Lambda^l(t) / l!, \quad m < M.$$

Следовательно, эффективность мониторинговой системы определяется вероятностью переполнения ее памяти, т.е. вероятностью потери информации. В более общем случае для оценки эффективности мониторинговой системы обнаружения аномалий на земной поверхности необходимо рассматривать работу всех ее подсистем с учетом имеющихся у них индивидуальных ограничений памяти и скорости обработки данных.

Критерии оценки эффективности мониторинговых систем в конечном итоге определяются вероятностью выполнения ими своих задач, которая является сложной функцией параметров самих систем и окружающей среды. При теоретических рассуждениях важную роль играет модель окружающей среды. Одна из возможных моделей подобного рода строится на основе использования понятия «пятнистости» изучаемого пространства. Подвижная аномалия нарушает структуру пятнистости, в результате чего формируется ее след. Поскольку пятна могут иметь различную природу, то эффективный алгоритм обнаружения должен быть многоканальным, способным анализировать гидрофизическую, биологическую, акустическую, оптическую и физико-химическую информацию.

Вероятность переполнения памяти решателя за время работы T_Σ имеет оценку

$$P \geq 1 - T_\Sigma \{1 - \Phi[(M - \Lambda)\Lambda^{-1/2}]\},$$

где Φ — интеграл Гаусса.

От алгоритмической начинки блоков мониторинговой системы зависит точность этой оценки. В частности, при использовании метода последовательного анализа для решения задачи различения гипотез и эволюционной технологии прогнозирования значительно упрощается процедура обработки данных в решателе и, следовательно, возрастает оперативность принятия решения, что сокращает задержку данных между фиксатором и решателем. Рассмотрение теоретических оценок величин таких задержек является самостоятельной задачей.

3. СПЕЦИФИКА РЕШАТЕЛЯ. МНОГОКАНАЛЬНОЕ КЛАССИЧЕСКОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ

Далее будем концентрироваться на детализации решателя МС, связанной с неопределенностью вероятностных распределений аномалий и фона, характерных для мониторинговых ситуаций.

Подсистема ДМС «решатель» основывается на классической и последовательной процедурах выбора между двумя гипотезами. Эти процедуры требуют задания плотностей вероятностей $f_{\omega_0}(x)$ и $f_{\omega_1}(x)$, которые, как правило, неизвестны. Обычно в лучшем случае известны их эмпирические аналоги (гистограммы) $f_{\omega_0}^*(x)$ и $f_{\omega_1}^*(x)$, полученные

из «обучающих» выборок ограниченного объема n_0 и n_1 соответственно. Поэтому развитию теории можно использовать лишь при достаточно больших значениях n_0 и n_1 , когда $f_{\omega}^*(x)$ по вероятности сходится с $f_{\omega}(x)$. В общем случае развития теория может служить для получения оценок рассматриваемых процедур в лучшую сторону.

Задача обнаружения аномалий на земной поверхности имеет специфику, связанную с так называемой пятнистостью излучаемого пространства. Нарушение параметров пятнистости может быть признаком появления в изучаемом регионе аномалий.

В реальных условиях исследование пятнистости среды, получение статистических данных в обнаружителе является достаточно сложной и трудоемкой задачей.

Для решения задач обнаружения необходимы статистические распределения пятнистости фона [1,4,5]. Практически наиболее приемлемым способом определения пятен является метод задания порогов. При этом к области пятна относится та часть пространства, на которой показатель среды по данному каналу превышает (I^+ -характеристика) или не превышает (I^- -характеристика) пороговое значение.

Для обнаружения аномалий на земной поверхности могут быть привлечены сигналы по разным каналам: температурному, акустическому, биологическому, оптическому и т.п. Ниже будет показано, что построение подсистемы многоканального обнаружения даст больший эффект, чем исследование каждого их каналов раздельно [1,4].

Для обнаружения аномалий на водной поверхности одной из обучающих выборок можно взять, например, фоновые (I^+, I^-)-характеристики, а в качестве второй обучающей выборки можно взять фитопланктонные (I^+, I^-)-характеристики во время возникновения аномалий. Исследование фоновых характеристик практически по всем каналам и построение гистограмм показывает, что амплитудные характеристики имеют нормальные распределения, а (I^+, I^-)-характеристики — экспоненциальные распределения. Поэтому рассмотрение оптимальных решающих процедур для этих распределений имеет важное значение.

Как отмечалось выше, при больших значениях n_0 и n_1 решатель ДМС может основываться на классической и последовательной процедурах выбора между гипотезами.

Если вероятностные характеристики аномалии и фона $f_{\omega_0}(x)$ и $f_{\omega_1}(x)$ соответственно определены и имеют вид нормального или экспоненциального распределения

$$f_{\omega}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{x - \omega^2}{2\sigma^2}\right], \\ \omega \exp(-\omega x), \end{cases}$$

то средние значения E_0v , E_1v (объемы выборок, необходимые для определения шумового или сигнального характера данной выборки) могут быть вычислены по формулам, приведенным в табл. 1.

Эти формулы учитывают возможности использования классических и последовательных процедур выбора гипотез [1,5,17]

Таблица 1. Классические и последовательные процедуры выбора гипотез

Классический метод	Последовательный метод
Нормальное распределение	
$E_0v = \frac{(u_\alpha + u_\beta)^2}{(\omega_1 - \omega_0)^2 / \sigma^2}$	$E_0v = \frac{(1 - \alpha) \ln B + \alpha \ln A}{(-0,5)(\omega_1 - \omega_0)^2 / \sigma^2}$
Экспоненциальное распределение	
$E_0v = \frac{u_\alpha \omega_1 + u_\beta \omega_0}{\omega_1 - \omega_0}$	$E_0v = \frac{(1 - \alpha) \ln B + \alpha \ln A}{\ln(\omega_1 / \omega_0)(\omega_1 - \omega_0) / \omega_0}$
Нормальное распределение	
$E_1v = \frac{(u_\alpha + u_\beta)^2}{(\omega_1 - \omega_0)^2 / \sigma^2}$	$E_1v = \frac{\beta \ln B + (1 - \beta) \ln A}{0,5(\omega_1 - \omega_0)^2 / \sigma^2}$
Экспоненциальное распределение	
$E_1v = \frac{(u_\alpha \omega_1 + u_\beta \omega_0)^2}{(\omega_1 - \omega_0)^2}$	$E_1v = \frac{\beta \ln B + (1 - \beta) \ln A}{\ln(\omega_1 / \omega_0)(\omega_1 - \omega_0) / \omega_1}$

Примечания: $\alpha(\beta)$ – вероятность ошибки первого (второго) рода; u_α и u_β – квантили нормального распределения; $A = (1 - \alpha) / \beta$ и $B = \alpha / (1 - \beta)$ – пороги последовательной процедуры [18].

Аналогичные расчеты можно провести и для любого другого вида зависимости плотностей вероятности $f_{\omega_0}(x)$ и $f_{\omega_1}(x)$. Однако в реальной ситуации вместо этих зависимостей используются эмпирические распределения $f_{\omega_0}(x)$ и $f_{\omega_1}(x)$. Поэтому для случая ограниченных n_0 и n_1 в решателе можно использовать оптимальные алгоритмы обучения для нормально распределенных случайных и экспоненциально распределенных величин, описанные в [1,4-6,9].

В случае, когда мало что известно о распределении фона и аномалий, можно использовать современные процедуры распознавания образов. Однако в отличие от оптимальных обучающихся алгоритмов для нормально распределенных случайных величин пока нельзя провести аналогичные расчеты, так как средние значения параметров $\bar{\alpha} = \bar{F}$ и $1 - \bar{\beta} = \bar{D}$ для них до сих пор неизвестны. Поэтому в дальнейшем ограничимся алгоритмическим описанием этих очень эффективных процедур, используемых в условиях большей неопределенности, чем упомянутые выше оптимальные процедуры.

Разберем подробно эффект, который можно получить от многоканальности.

Пусть D_i – вероятность правильного обнаружения i -го канала ($i = 1, m$), F_i – вероятность ложной тревоги ($i = 1, m$). Если принять решение по правилу m из m , то соответствующие вероятности правильного обнаружения D и ложной тревоги F будут равны.

Проанализируем подробно эффект, который можно получить от многоканальности.

Пусть D_i – вероятность правильного обнаружения i -го канала ($i = 1, m$), а F_i – вероятность ложной тревоги ($i = 1, m$). Если принимать решение по правилу m из m , то соответствующие вероятности правильного обнаружения D и ложной тревоги F будут равны соответственно

$$F = \prod_{i=1}^m F_i, D = \prod_{i=1}^m D_i, 1 > D_i > 0.5 > F_i > 0.$$

Ясно, что в этом случае улучшается F , но ухудшается D .

Рассмотрим теперь правило k из m . Для простоты сначала условимся, что

$$F_1 = F_2 = \dots = F_i = \dots = F_m, D_1 = D_2 = \dots = D_i = \dots = D_m.$$

Тогда

$$D = P(\mu \geq k / H_1) = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} C_m^i D_1^i (1 - D_1)^{m-i}, \quad (1)$$

$$F = P(\mu \geq k / H_0) = \sum_{i=0}^{k-1} C_m^i F_1^i (1 - F_1)^{m-i}.$$

Используя результаты работы [8], можно записать асимптотические оценки этих сумм:

$$D = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} C_m^i D_1^i (1 - D_1)^{m-i} > 1 - \exp[-mk(\frac{k}{m}, D_1)], \quad D_1 > \frac{k}{m};$$

$$F = \sum_{i=0}^{k-1} C_m^i F_1^i (1 - F_1)^{m-i} < \exp[-mk(\frac{k}{m}, F_1)], \quad F_1 < \frac{k}{m},$$

$$k(x, y) = x \ln(x/y) + (1-x) \ln((1-x)/(1-y)). \quad (2)$$

Поскольку число каналов на практике не очень большое (порядка пяти), то асимптотическими формулами (2) пользоваться нецелесообразно. В конкретных расчетах будем пользоваться точными формулами (1).

Введем обозначения

$$\eta_D = 1 - (1 - D) / (1 - D_1), \quad \eta_F = 1 - F / F_1.$$

Как видно, эти величины определяют относительные эффективности многоканальности по сравнению с одноканальным случаем.

На рис. 2а, 2б, 2в и 2г представлены зависимости η_D и η_F от $\Theta = k/m$ для случая, когда $m = 5, 10$, $D_1 = 0.7, 0.8, 0.9, 0.99, 0.999, 0.9999$ и $F_1 = 0.2, 0.15, 0.1, 0.05, 0.01, 0.001$. Видно, что эффективность при $m = 10$ больше, чем при $m = 5$. С ростом k относительная эффективность η_D падает, а η_F — растет; с ростом D_1 эффективность η_D растет, а с уменьшением F_1 эффективность η_F растет.

Аналогичные зависимости можно построить и для неоднородного случая, когда

$$F_1 \neq F_2 \neq \dots \neq F_i \neq \dots \neq F_m, D_1 \neq D_2 \neq \dots \neq D_i \neq \dots \neq D_m.$$

В этом случае

$$D = P(\mu \geq k / H_1) = \sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m D_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1-\varepsilon_i},$$

$$F = P(\mu \geq k / H_0) = \sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m F_i^{\varepsilon_i} (1 - F_i)^{1-\varepsilon_i},$$

где ε_i принимает значение 0 и 1. Легко показать, что

$$\sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m D_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1-\varepsilon_i} < \sum_{i=k}^{k-1} C_m^i \bar{D}^i (1 - \bar{D})^{m-i},$$

если $k < k_1^*$,

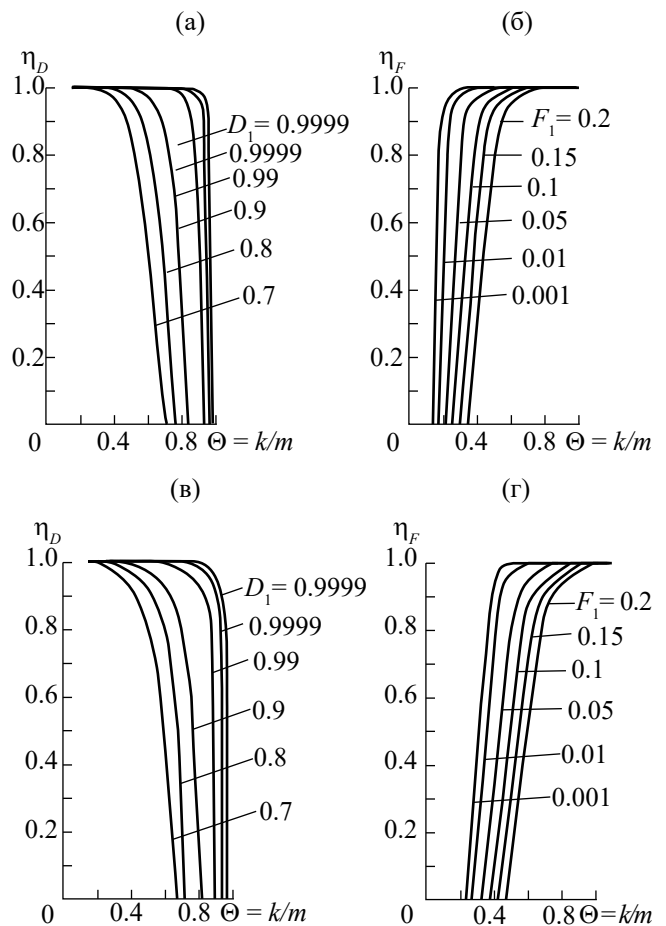


Рис. 2. Эффективность многоканальности по сравнению с одноканальным случаем при $m = 5$ (а, б) и 10 (в, г).

$$\left. \begin{aligned}
\sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m D_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1 - \varepsilon_i} &< \sum_{i=k}^{k-1} C_m^i \bar{D}^i (1 - \bar{D})^{m-i} \\
\sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m F_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1 - \varepsilon_i} &< \sum_{i=k}^{k-1} C_m^i \bar{F}^i (1 - \bar{F})^{m-i}
\end{aligned} \right\} \begin{aligned} &\text{если } k < k_{(1)}^* \\ &k < k_{(2)}^* \quad (k_1^* < k_2^*), \end{aligned}$$

$$\left. \begin{aligned}
\sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m D_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1 - \varepsilon_i} &> \sum_{i=k}^{k-1} C_m^i \bar{D}^i (1 - \bar{D})^{m-i} \\
\sum_{\sum \varepsilon_i \geq k} \prod_{i=1}^m F_i^{\varepsilon_i} (1 - D_i)^{1 - \varepsilon_i} &> \sum_{i=k}^{k-1} C_m^i \bar{F}^i (1 - \bar{F})^{m-i}
\end{aligned} \right\} \begin{aligned} &\text{если} \\ &(k_1^* < k < k_2^*), \end{aligned}$$

где

$$\bar{D} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m D_i; \quad \bar{F} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m F_i.$$

В заключение отметим, что искатель — это узел ДМС, который производит уточняющий поиск (локализует местонахождение аномалий). Теория для блока искателя может быть основана на теории оптимального поиска и теории игр [1, 4, 9–12].

4. ПРИМЕНЕНИЕ

Критерии оценки эффективности систем мониторинга в конечном итоге определяются вероятностью выполнения ими задач, являющихся сложной функцией параметров систем и внешней среды. По теоретическим соображениям важную роль играет модель среды. Одна из возможных такого рода моделей строится на основе использования понятия «пятнистости» изучаемого пространства. Подвижная аномалия нарушает структуру пятнистости, в результате чего образуется ее след. Поскольку пятна могут иметь различную природу, эффективный алгоритм обнаружения должен быть многоканальным, способным анализировать гидрофизическую, биологическую, акустическую, оптическую и физико-химическую информацию [1, 2, 6–12].

В качестве исходных данных для подсистемы тематической обработки дистанционных измерений использовались данные ИСЗ «Космос-1500», где были установлены радиометры на длинах волн $\lambda_1 = 0.8$ см, $\lambda_2 = 1.35$ см, $\lambda_3 = 8.5$ см [1, 15, 16].

По статистической обработке данных радиометрических СВЧ-измерений с ИСЗ «Космос-1500» можно хорошо классифицировать крупномасштабные процессы для исследования ледяного покрова Арктики. В частности, удается определить положение кромки льдов и разделить льды на четыре

группы: молодые, однолетние, многолетние и паковые. Точность пространственной привязки по каналу $\lambda_1 = 0.8$ см оценивается ± 15 км. Одновременное использование каналов λ_1 , λ_2 , λ_3 дает оценку положения кромки льдов с точностью до 20% [16].

В табл. 2 приведены результаты оценок средних значений параметров радиоярких температур морской поверхности (район Баренцева моря и моря Бофорта) для трех каналов, $\lambda = 0.8, 1.35$ и 8.5 см. Определен по критерию χ^2 тип вероятностных распределений радиоярких температур, обычно дистанционным измерениям соответствуют несимметрические кривые распределения. Эти оценки характеризуют состояние среды по выбранной шкале широтных поясов и позволяют хорошо классифицировать крупномасштабные процессы.

Ограниченный объем наблюдений не всегда позволяет судить о закономерностях распределения вероятностей радиоярких температур и соответствия этих рядов реальности. Решить проблему можно выбором наиболее подходящей теоретической кривой на основе имеющегося ряда наблюдений.

Анализируя статистические характеристики радиоярких температур морской поверхности, можно утверждать, что данные статистические характеристики могут быть использованы при обнаружении и классификации аномальных явлений на водной поверхности, в том числе ледовых полей. На рис. 3 представлена карта радиоярких температур районов Арктики по каналу $\lambda_1 = 0.8$ см.

Как видно из рис. 3, в Карском море и море Лаптевых в феврале 1984 г. преобладал однолетний лед. Вариации радиояркой температуры в море Лаптевых объясняются изменением сплоченности ледяного покрова. Меридиональное распределение

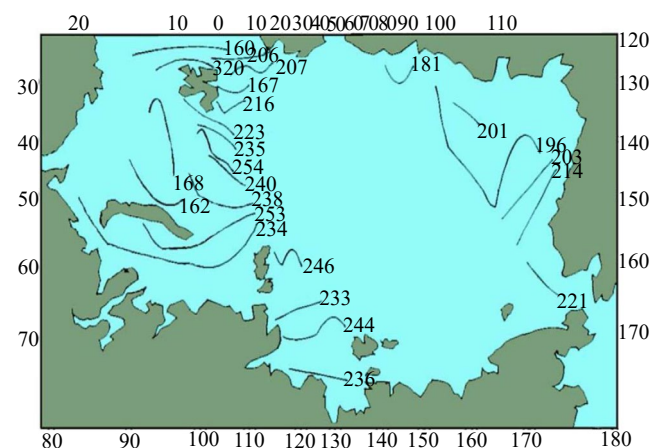
Таблица 2. Статистические характеристики радиоярких температур морской поверхности (район Баренцева моря и моря Бофорта) на основе данных ИСЗ «Космос-1500» (8,9 февраля 1984 г.)

λ , см	W	D	S	V	K_{ac}	Ξ	Вид вероятностного распределения
Район Баренцева моря							
0.8	197	49	7	6.2	0.8	4.2	Экспоненциальное распределение
1.35	182	139	11.8	16	0.9	5.2	Экспоненциальное распределение
8.5	165	63	7.9	6.1	2.2	1.6	Гамма-распределение
Район моря Бофорта							
0.8	204	79	7.8	7.2	0.79	2.2	Экспоненциальное распределение
1.35	240	98	9.8	5.1	1.2	4.2	Гамма-распределение
8.5	225	122	11.1	7.3	0.9	6.8	Экспоненциальное распределение

Примечания: W – радиояркая температура, D – дисперсия, S – среднее квадратическое отклонение, K_{ac} – коэффициент асимметрии, Ξ – эксцесс, V – коэффициент вариации морской поверхности.

изотерм в Карском и Баренцевом морях связано с распределением течений. Уменьшение радиояркой температуры северо-западнее острова Шпицбергена до 205...207 К объясняется мощными выносами многолетнего льда в Гренландское море.

В восточном секторе Арктического бассейна направление изотерм совпадает с направлением циркуляции ледяного покрова спирали моря Бофорта. Увеличение возраста и изменение многолетнего льда к центру спирали вызывает уменьшение яркой температуры до 196...201 К. Направление выноса льда в Берингов пролив совпадает с изотермой 221 К. Сплоченность льда в этом районе колеблется от 8 до 9 баллов, доля многолетнего льда уменьшается до 60%.

**Рис. 3.** Карты радиоярких температур районов Арктики для канала $\lambda_1 = 0.8$ см.

Из сказанного следует, что критерии оценки эффективности мониторинговых систем в конечном итоге определяются вероятностью выполнения ими своих задач, которая является сложной функцией параметров самих систем и морской среды. Одна из возможных моделей такого рода основана на использовании понятия «пятнистости» поверхности моря. Подвижная аномалия разрушает структуру «пятнистости» и, как следствие, формируется ее след. Поскольку пятна могут иметь разную природу, то эффективный алгоритм обнаружения должен быть многоканальным.

Статистические характеристики «пятнистости» радиоярких температур, полученные для наиболее информативных порогов, могут быть использованы при обнаружении аномальных явлений на поверхности воды и ледяного покрова. Анализ эмпирических гистограмм для «пятнистости» радиоярких температур показывает, что в большинстве случаев $(I +, I^-)$ -характеристики имеют экспоненциальное распределение, а амплитудные характеристики имеют нормальное распределение. Поэтому для обнаружения и классификации явлений на поверхности океана необходимо применять оптимальные алгоритмы для принятия статистических решений для упомянутых распределений [1, 4–6, 9].

Несмотря на то, что основные применения посвящены водным системам, изложенные методы более универсальны. Также их можно использовать для обнаружения аномальных явлений в воздухе и на земной поверхности.

ФИНАНСИРОВАНИЕ РАБОТЫ

Работа выполнена в рамках государственного задания Института радиотехники и электроники им. В.А. Котельникова РАН.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Арманд Н.А., Крапивин В.Ф., Мкртчян Ф.А. Методы обработки данных радиофизического исследования окружающей среды. М.: Наука, 1987.
2. Арманд Н.А., Крапивин В.Ф., Мкртчян Ф.А. // Проблемы окружающей среды и природных ресурсов. № 3. 1997. С. 31.
3. Крапивин В.Ф., Мкртчян Ф.А., Шутко А.М. // Экологические системы и приборы. № 1. 2015. С. 10.
4. Мкртчян Ф.А. Оптимальное различение сигналов и задачи контроля. М.: Наука, 1982.
5. Мкртчян Ф.А. // Проблемы окружающей среды и природных ресурсов. 1999. № 5. С. 2.
6. Mkrtchyan F.A. // Proc. PIERS. Cambridge MA. 5-8 Jul. 2010. Cambridge MA: The Electromagnetic Academy, 2010. P. 361.
7. Mkrtchyan F.A., Shapovalov S.M. // Rus. J. Earth Sci. 2018. V. 18. Article No. ES-4001.
8. Mkrtchyan F.A., Varotsos C.A. // Water Air Soil Pollut. 2018. V. 229. № 8. Article No.273.
9. Mkrtchyan F.A. // Proc. 2019 Photonics & Electromagnetics Research Symp. – Spring (PIERS-Spring). Rome.17–20 Jun. N.Y.: IEEE, 2019. P. 3398.
10. Mkrtchyan F.A., Krapivin V.F., Shapovalov S.M. // Proc. 2019 Photonics & Electromagnetics Research Symp. – Spring (PIERS-Spring). Rome.17–20 Jun. N.Y.: IEEE, 2019. P. 3393.
11. Nitu C., Krapivin V.F., Mkrtchyan F.A. Advanced Ecology. Monitoring, diagnostics, prognosis. Bucharesti: Matrix Rom, 2020. V. 1.
12. Nitu C., Krapivin V.F., Mkrtchyan F.A. Advanced Ecology. Monitoring, diagnostics, prognosis. Bucharesti: Matrix Rom, 2021. V. 2.
13. Varotsos, C.A., Mkrtchyan, F.A., Soldatov V.Y., Xue Y. // Water, Air & Soil Pollutuion. 2022. V. 233. Article No.114.
14. Varotsos C.A., Mkrtchyan F.A., Soldatov V.Yu. // Remote Sensing. 2022. V.14. № 15. Article No.3527.
15. Афанасьев Ю.А., Нелено Б.А., Селиванов А.С. и др. // Изучение Земли из космоса. 1985. № 3. С. 3.
16. Башаринов А.Е., Курская А.А. // Радиотехника. 1979. Т. 34. № 4. С.31.
17. Вальд А. Последовательный анализ. М.: Физматгиз, 1960.
18. Кэмпбелл К.И., Оранж А.С. // Полярный рекорд. 1974. Т.17. № 106. С.31.

ON THE EFFICIENCY OF STATISTICAL DECISION PROCEDURES IN REMOTE ENVIRONMENTAL MONITORING

F. A. Mkrtchyan

*Fryazino branch Kotelnikov Institute of Radio Engineering and Electronics RAS,
Vvedenskogo sq., 1, Fryazino, Moscow region, 141190 Russian Federation
E-mail: ferd47@mail.ru*

Received July 10, 2023, revised July 10, 2023, accepted July 25, 2023

The basis of a multichannel remote monitoring system has been developed, which uses new methods and algorithms for processing remote sensing data and the formation of updated databases and knowledge based on modern computer technologies and using high-performance computing systems. A structural diagram of the multichannel remote monitoring system (RMS) is given. The main parameters of the RMS are calculated. The RMS “solver” block is analyzed. Analytical estimates of the efficiency of statistical decision-making procedures in remote environmental monitoring are obtained. Experimental verification of the efficiency of the RMS and algorithms considered is based on the data of the Kosmos-1500 satellite for the Arctic regions.

Keywords: Remote monitoring, statistical decisions, environment, classical analysis, sequential analysis, detection, classification, anomaly, efficiency