

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ КОРРЕЛЯЦИОННЫМ ПРОСТРАНСТВЕННЫМ ФИЛЬТРОМ

© 2007 г. В. Н. Долгих, И. М. Орошук, М. Н. Прищепя

Тихоокеанский военно-морской институт имени С.О. Макарова

690062 г. Владивосток, Камский переулок 6

E-mail: Oroshchuk@yandex.ru

Поступила в редакцию 21.12.04 г.

Описываются результаты теоретических и модельных исследований вероятностных характеристик обнаружения сигналов корреляционным пространственным фильтром. Приводится математическая модель процесса обработки сигналов в корреляционном пространственном фильтре и полученные на ее основе выражения для оценки вероятностей обнаружения, пропуска сигналов, вероятности ложной тревоги, порогового уровня и выбора оптимальных параметров фильтра для получения заданных вероятностных характеристик. Показано, что результаты имитационного моделирования вероятностных характеристик обнаружения сигналов корреляционными пространственными фильтрами со случайными дискретными антенными решетками подтвердили обоснованность теоретических выводов, полученных для данной модели.

PACS: 43.60.Bf, 43.60.Ac

В большинстве современных пространственных фильтров используют эквидистантные (регулярные) антенные решетки (АР), в которых расстояния между соседними элементами должны быть меньше либо равны половине длины волны сигнала. Для обеспечения пространственного разрешения сигналов размеры антенных решеток значительно превышают длину волны сигнала. В связи с этим число преобразователей в антенных решетках может быть равным от нескольких сотен до тысячи. Создание регулярных антенных решеток, работающих в низкочастотной области, требует больших экономических затрат и представляет собой технически сложную задачу. В связи с этим большой практический интерес представляет использование случайных антенных решеток (САР). К классу САР можно отнести антенные решетки, элементы которой случайным образом размещены в заданном пространстве. Координаты элементов САР могут случайным образом изменяться под воздействием внешних факторов [1]. Количество элементов в составе САР может быть значительно меньше, чем в регулярных антенных решетках, при этом эффективность пространственной фильтрации незначительно уступает пространственным фильтрам с регулярными антенными решетками [1–3]. Это обусловлено тем, что в САР расстояния между соседними ее элементами не связаны с длиной волны сигнала и могут превышать пространственный интервал корреляции помех. Кроме того, в связи со случайным характером их размещения в пространстве значения функций взаимной корреляции помех на выходах

всех пар элементов имеют разные знаки, компенсирующие друг друга после их сложения, что приводит к снижению влияния помех на эффективность пространственного фильтра [4, 5]. Максимальные размеры САР должны удовлетворять условию коррелированности сигналов на выходах максимально разнесенных в пространстве элементов антенной решетки. Сканирование пространства главным максимумом отклика пространственного фильтра осуществляется за счет внесения временной или фазовой компенсации естественных временных задержек или набега фаз выходных процессов элементов антенной решетки. При компенсации на направление прихода сигнала значения функций взаимной корреляции сигнала в пределах всей апертуры САР принимают гораздо большие величины, чем соответствующие значения функций взаимной корреляции помехи. Для гидроакустических сред размеры апертуры антенной решетки на частотах до 300–400 Гц могут достигать единиц километров, что позволяет синтезировать САР с расстояниями между соседними ее элементами порядка нескольких десятков или сотен метров. При этом для максимально разнесенных в пространстве элементов САР коэффициент взаимной корреляции сигналов на их выходах сохраняется высоким [5].

Наиболее важной практической проблемой обнаружения сигналов на фоне помех в реальных условиях является проблема обнаружения сигнала при малых отношениях сигнала к помехе на входе элементов АР. Теоретические и экспериментальные исследования показали, что исполь-

зование САР с корреляционным методом обработки сигналов позволяет повысить эффективность обнаружения сигналов, что дает возможность обнаруживать цели при превышении уровня помехи над сигналом [6]. Применение САР в корреляционных пространственных фильтрах (КПрФ) дает дополнительный выигрыш по помехоустойчивости по сравнению с аддитивными пространственными фильтрами, особенно при превышении уровня помехи над сигналом. Важно отметить, что в этом случае для эффективной работы КПрФ необходимо использовать все значения корреляционной матрицы, за исключением ее диагонали (значений дисперсий). Связано это, прежде всего, с тем, что дисперсии сигналов, помех не зависят от их пространственно-корреляционных свойств, а направленные свойства пространственного фильтра любого типа определяются именно пространственно-корреляционными свойствами. Если пространственно-корреляционные свойства сигналов по апертуре АР низкие и стремятся к нулю, то пространственный фильтр не обладает направленностью. Использование информации, содержащейся в дисперсиях, в процессе обнаружения сигнала на фоне помех целесообразно в том случае, когда сигнал превышает помеху. Если дисперсия помехи превышает дисперсию полезного сигнала, то она вносит дополнительную парциальную составляющую в уровень помех на выходе пространственного фильтра, маскирующую полезный сигнал.

Для аналитического анализа помехоустойчивости КПрФ требуется вероятностная модель фильтра и соответствующие оценки эффективности обнаружения сигналов цели. Однако в доступной научной литературе отсутствуют оценки помехоустойчивости для КПрФ со САР или регулярными антенными решетками и цифровыми методами обработки входных процессов. В данной статье авторами предлагаются разработанные вероятностные оценки эффективности обнаружения сигналов цели и их сравнение с результатами программного имитационного моделирования.

При анализе работы модели КПрФ рассматривается дискретная АР, произвольной конфигурации, состоящая из I элементов, на которую падает плоская волна или сумма плоских волн, имеющих различные пространственные направления прихода в точку приема, случайного шумового сигнала удаленной локальной цели и шумовая помеха среды. Эти волны имеют гауссовское распределение с нулевыми математическими ожиданиями. Дисперсия сигнала равна σ_s^2 , а помехи – σ_n^2 . На момент формирования отклика КПрФ координаты элементов САР считаются известными. Следует отметить, что в этом случае общий вид выражений, описывающих отклики КПрФ с регулярной АР и САР, будут аналогичными. Отличие

между ними будет заключаться только в пределах суммирования корреляционных функций сигналов и помех и в их значениях. Для определения функций взаимной корреляции между процессами, принятыми двумя элементами АР, используется несмещенная оценка. При известных значениях математических ожиданий входных процессов (равных нулю) оценка сводится к операции усреднения суммы произведений выборки случайных процессов, полученных за определенный интервал времени [7]:

$$R_{ij} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K U_{k,i} U_{k,j}, \quad (1)$$

где K – общее количество выборочных значений входных процессов за интервал времени усреднения (объем выборки); $U_{k,i}$ и $U_{k,j}$ – k -е отсчеты мгновенных значений напряжений, принимаемых i -м и j -м элементами САР.

При этом необходимо учитывать, что на входы элементов САР при отсутствии цели поступают шумовые сигналы $U_{n,i}$ и $U_{n,j}$, а при наличии цели – аддитивная смесь сигнала с помехой: $U_i = U_{s,i} + U_{n,i}$ и $U_j = U_{s,j} + U_{n,j}$, которые распределены по гауссовскому закону, то есть каждый коррелятор выполняет операцию (1) над вектором сигналов $\mathbf{U} = (U_1, U_2, U_3, \dots, U_K)$, состоящих из отсчетов мгновенных значений напряжения, поступающих с выходов каждой пары элементов САР.

При анализе модели полагается, что взаимная корреляция помех на выходах любой пары элементов САР отлична от нуля. В результате функция распределения помех будет определяться выражением [7, 8]

$$W(U_{n,i}, U_{n,j}) = \frac{1}{2\pi\sigma_n^2\sqrt{1-\rho_{n,ij}^2}} \exp\left[-\frac{U_{n,i}^2 - 2\rho_{n,ij}U_{n,i}U_{n,j} + U_{n,j}^2}{2\sigma_n^2(1-\rho_{n,ij}^2)}\right], \quad (2)$$

где $\rho_{n,ij}$ – коэффициент взаимной корреляции помех на выходах i -го и j -го элементов САР; $U_{n,i}$ и $U_{n,j}$ – амплитуды напряжений помехи на выходах i -го и j -го элементов САР.

Сформированные на выходах каждой пары элементов САР сигналы после их компенсации на направление цели будут иметь высокую корреляционную связь. В этом случае сигналы также подчиняются гауссовскому распределению [7, 8]:

$$W(U_{s,i}, U_{s,j}) = \frac{1}{2\pi\sigma_s^2\sqrt{1-\rho_{s,ij}^2}} \exp\left[-\frac{U_{s,i}^2 - 2\rho_{s,ij}U_{s,i}U_{s,j} + U_{s,j}^2}{2\sigma_s^2(1-\rho_{s,ij}^2)}\right], \quad (3)$$

где $U_{s,i}$ и $U_{s,j}$ – амплитуды сигналов цели на выходах i -го и j -го элементов САР; $\rho_{s,ij}$ – коэффициент

взаимной корреляции между сигналами, принятыми i -м и j -м элементами САР.

Отклик корреляционного пространственного фильтра формируется в результате суммирования функций взаимной корреляции сигналов и помех, которые являются статистически независимыми случайными процессами. Результаты суммирования прямо пропорциональны средним значениям функций корреляции сигналов и помех по апертуре АР. Для упрощения рассматриваемой модели входных процессов полагается, что средние значения коэффициентов взаимной корреляции помехи и сигнала по апертуре АР при компенсации пространственного фильтра на направление прихода сигнала известны, все приемные каналы АР идентичны, а дисперсии сигналов и помех на выходах ее элементов одинаковы. Тогда в модели можно использовать средние значения коэффициентов взаимной корреляции сигналов и помех: $\rho_{n,ij} = \bar{\rho}_n$ и $\rho_{s,ij} = \bar{\rho}_s$ при $i \in \forall$ и $j \in \mathbb{R}$, где $\bar{\rho}_n, \bar{\rho}_s$ – средние значения коэффициентов взаимной корреляции помех и сигналов по апертуре АР соответственно.

Для анализа модели необходимо определить плотности распределений сигнала на выходе КПрФ. С целью упрощения вычисления плотности распределения случайной величины R_{ij} произведение k -х отсчетов заменено выражением

$$U_i U_j = \frac{(U_i + U_j)^2 - (U_i - U_j)^2}{4}, \quad (4)$$

из которого следует, что композицию распределения произведения случайных величин U_{ki} и U_{kj} , используемых в формуле (3), можно представить в виде сверток распределений (2) и (3).

Используя выражение (4), получены результирующие распределения путем поэтапных вычислений сверток исходных распределений входных процессов помехи и смеси помехи с сигналом.

При отсутствии сигнала цели на входах каждой пары элементов АР присутствуют только помехи $U_{n,i}$ и $U_{n,j}$. В этом случае композиция распределения на выходе устройства оценки функции взаимной корреляции при достаточно большом объеме выборки $K > 20$ определяется приближенным выражением

$$W_n(U_n) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi D_n}} \exp\left[-\frac{(U_n - M_n)^2}{2D_n}\right], \quad (5)$$

где U_n – уровень напряжения на выходе коррелятора при наличии на входах элементов САР только помех; M_n – математическое ожидание уровня помехи на выходе одного коррелятора; $M_n = 2\bar{\rho}_n \sigma_n^2$;

D_n – дисперсия помехи на выходе одного коррелятора при объеме выборки K ; $D_n = 4\sigma_n^2(1 + \bar{\rho}_n^2)/K$.

При наличии нескольких элементов АР плотность распределения суммы выходных напряжений всех корреляторов, когда на их входах присутствуют только помехи, определяется каскадной сверткой гауссовских распределений (5). Известно, что композиция гауссовских распределений также является гауссовской функцией [7, 8], в результате плотность распределения помехи на выходе КПрФ будет определяться выражением

$$W_n(U_{\Sigma n}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D_{\Sigma n}}} \exp\left[-\frac{(U_{\Sigma n} - M_{\Sigma n})^2}{2D_{\Sigma n}}\right], \quad (6)$$

где $U_{\Sigma n}$ – напряжение на выходе сумматора при наличии помех на входе САР; $U_{\Sigma n} = \sum_{i < j} U_{n,ij}$; $i = \bar{1}, \bar{I}$; $j = \bar{1}, \bar{I}$; I – количество элементов в АР; $U_{n,ij}$ – напряжение на выходе ij -го коррелятора, $M_{\Sigma n}$ – математическое ожидание напряжения на выходе сумматора при наличии на входе только помехи; $M_{\Sigma n} = LM_n = 2L\bar{\rho}_n \sigma_n^2$; $D_{\Sigma n}$ – дисперсия напряжения на выходе сумматора при наличии на входе помехи; $D_{\Sigma n} = LD_n = 4L\sigma_n^2(1 + \bar{\rho}_n^2)/K$; L – количество корреляторов при заданном числе элементов АР; $L = I^2 - I$.

Для определения плотности распределения на выходе сумматора при наличии цели необходимо использовать четырехмерную функцию распределения входного процесса, состоящего из четырех случайных величин ($U_1 = U_{s,i}$, $U_2 = U_{s,j}$, $U_3 = U_{n,i}$, $U_4 = U_{n,j}$) с корреляционной матрицей:

$$\|R_{xy}\| = \begin{vmatrix} \sigma_s^2 & \sigma_s^2 \rho_s & 0 & 0 \\ \sigma_s^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 & \sigma_n^2 \rho_n \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 & \sigma_n^2 \end{vmatrix}. \quad (7)$$

Данная функция определяется выражением

$$W(U_1, U_2, U_3, U_4) = \frac{1}{4\pi^2 \sqrt{\Delta}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{x=1}^4 \sum_{y=1}^4 R_{xy}^{(-1)} U_x U_y\right], \quad (8)$$

где Δ – определитель матрицы (7); $\Delta = \sigma_s^4 \sigma_n^4 R_{\Delta}$; $R_{\Delta} = 1 - \rho_s^2 - \rho_n^2 + \rho_s^2 \rho_n^2$; $R_{xy}^{(-1)}$ – элемент матрицы, обратной матрице $\|R_{xy}\|$ (7).

Аналогично рассмотренному варианту вычисления плотности распределения помехи (5), с помощью выражения (4) поэтапно определена

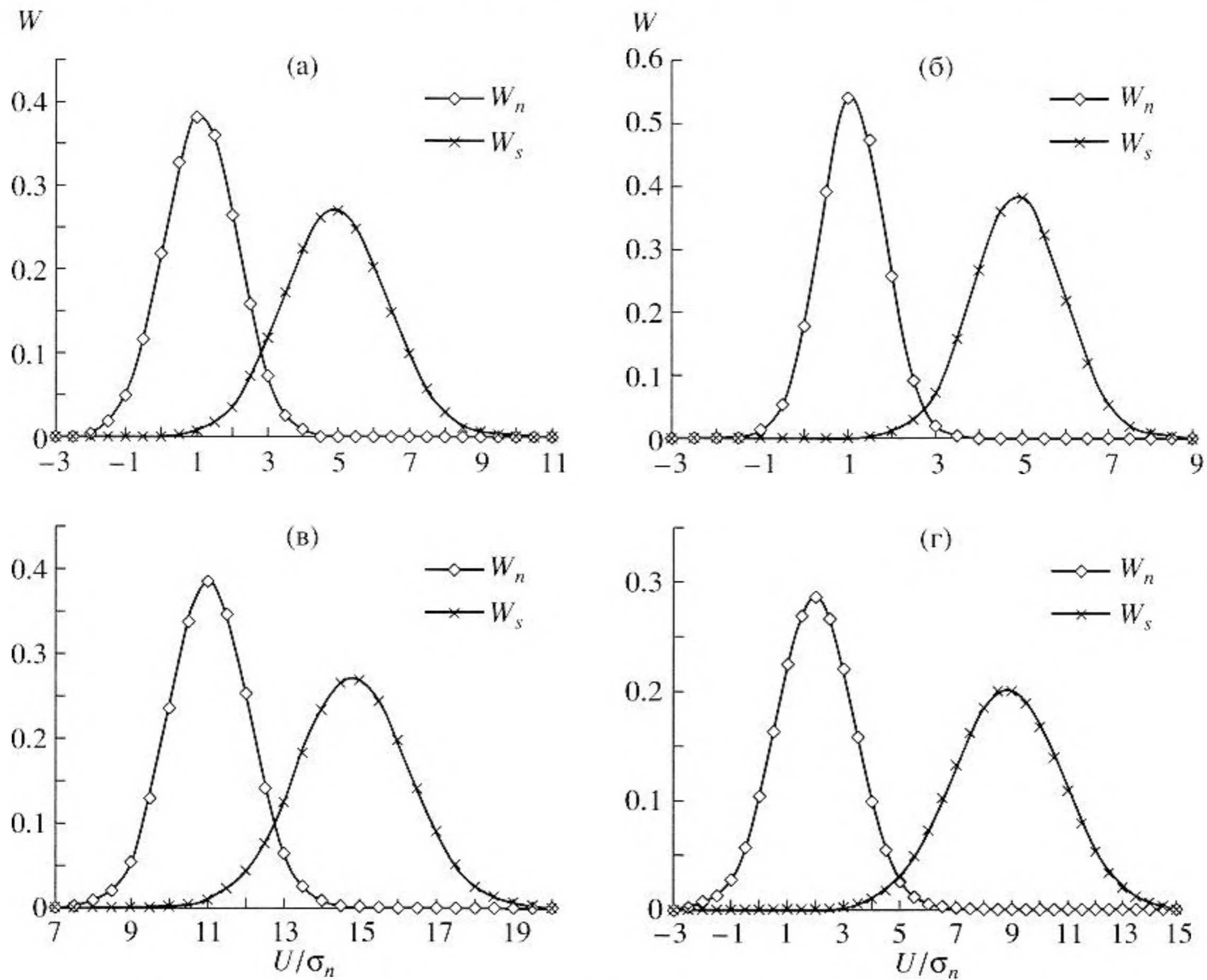


Рис. 1. Плотность распределения вероятности относительного уровня сигнала на входе устройства принятия решений при $\sigma_s/\sigma_n = 0.07$ и $\bar{\rho}_s = 0.8$ для различных параметров случайной антенной решетки и корреляционных характеристик помехи: а – при $\bar{\rho}_n = 0.001$, $I = 24$ и $K = 1024$; б – при $\bar{\rho}_n = 0.001$, $I = 24$ и $K = 2048$; в – при $\bar{\rho}_n = 0.01$, $I = 24$ и $K = 1024$; г – при $\bar{\rho}_n = 0.001$, $I = 32$ и $K = 1024$.

плотность распределения смеси сигнала и помехи на выходе одного коррелятора (в данном случае учтено, что на входе каждого элемента АР действует аддитивная смесь сигнала с помехой $U_i = U_{s,i} + U_{n,i}$ и $U_j = U_{s,j} + U_{n,j}$):

$$W_s(U_s) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi D_s}} \exp\left[-\frac{(U_s - M_s)^2}{2D_s}\right], \quad (9)$$

где U_s – напряжение на выходе коррелятора при наличии на входах элементов САР смеси сигнала с помехой; M_s – математическое ожидание напряжения на выходе одного коррелятора при выборке в корреляторе, равной K ; $M_s = 2(\bar{\rho}_s \sigma_s^2 + \bar{\rho}_n \sigma_n^2)$; D_s – дисперсия напряжения на выходе одного коррелятора при установленной в нем выборке, равной K ; $D_s = 4[(\sigma_s^2 + \sigma_n^2)^2 + (\bar{\rho}_s \sigma_s^2 + \bar{\rho}_n \sigma_n^2)^2]/K$.

Плотность распределения смеси сигнала с помехой, поступающей на устройство принятия решений, определяется каскадной сверткой гаус-

совских распределений (9), которая также является гауссовской функцией [7, 8]:

$$W_s(U_\Sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D_{\Sigma s}}} \exp\left[-\frac{(U_\Sigma - M_{\Sigma s})^2}{2D_{\Sigma s}}\right], \quad (10)$$

где $M_{\Sigma s}$ – математическое ожидание напряжения смеси сигнала и помехи на выходе сумматора; $M_{\Sigma s} = 2L(\bar{\rho}_s \sigma_s^2 + \bar{\rho}_n \sigma_n^2)$; $D_{\Sigma s}$ – дисперсия напряжения смеси сигнала и помехи на выходе сумматора;

$$D_{\Sigma s} = 4L[(\sigma_s^2 + \sigma_n^2)^2 + (\bar{\rho}_s \sigma_s^2 + \bar{\rho}_n \sigma_n^2)^2]/K.$$

На рис. 1 показаны зависимости полученных плотностей распределения (6) и (10) от относительного уровня сигнала для различных параметров антенной решетки и корреляционных характеристик помехи.

Анализ распределений плотности вероятности помехи и смеси сигнала с помехой (см. рис. 1) показывает, что данные функции отличаются зна-

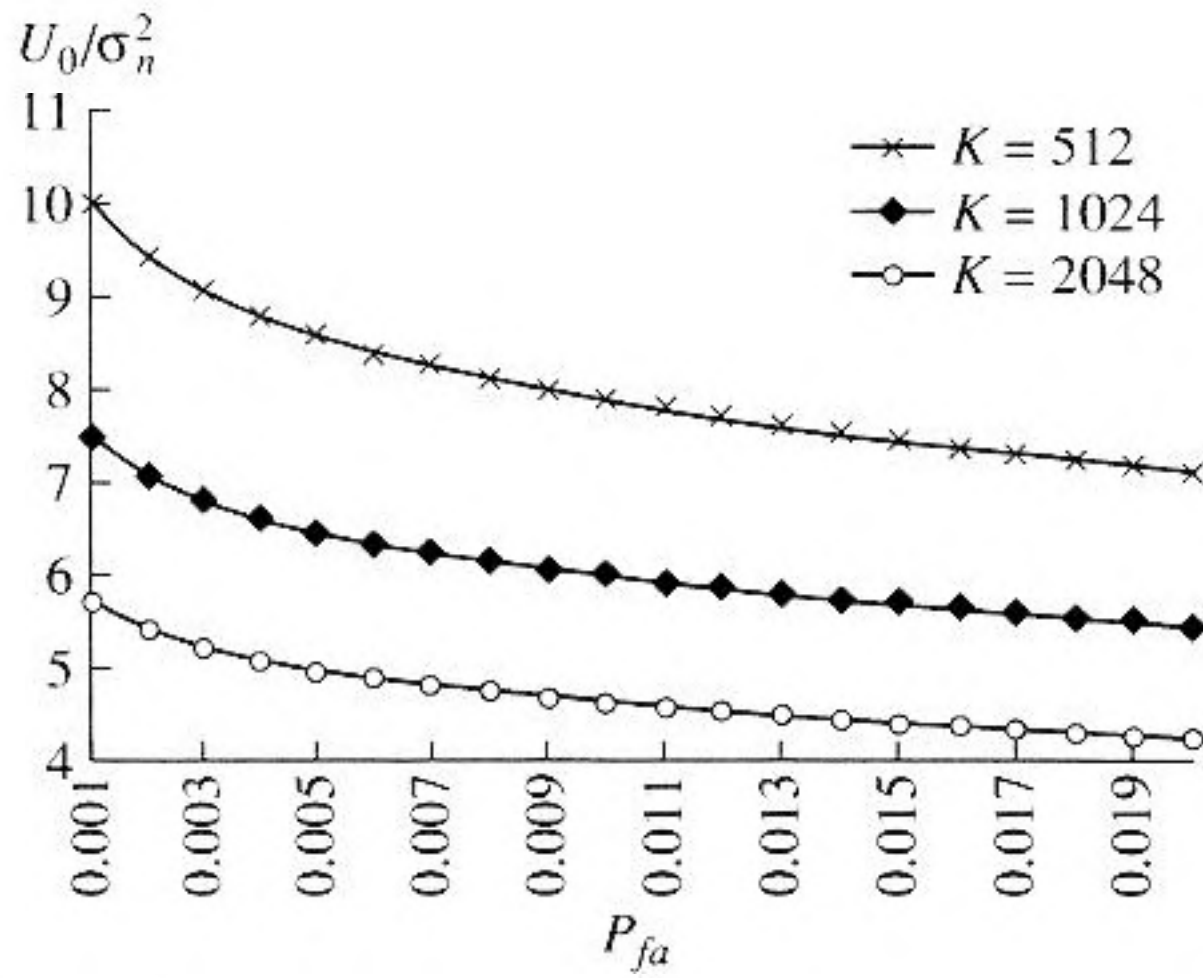


Рис. 2. Зависимость оптимального порога от установленной вероятности ложной тревоги при: $I = 32$ и $\bar{\rho}_n = 0.0007$.

чениями математических ожиданий и дисперсии. Распределение вероятностей смеси сигнала с помехой всегда имеет большие значения математического ожидания и дисперсии, которые определяются, прежде всего, отношением эффективных значений сигнала к эффективным значениям помехи, числом элементов САР I и объемом выборки K . С увеличением объема выборки K снижается дисперсия распределений (6) и (10). В случае увеличения числа элементов САР I возрастает величина математического ожидания и дисперсии плотностей распределений уровня сигнала на входе устройства принятия решений, а также разница между математическими ожиданиями этих распределений. С увеличением коэффициента корреляции помехи $\bar{\rho}_n$ повышаются математические ожидания обоих распределений. Отсюда следует, что увеличение значений I и K повышает качественные характеристики системы обнаружения цели, а увеличение корреляционных свойств помехи $\bar{\rho}_n$ и числа элементов САР I повышает математическое ожидание и дисперсию распределений, что увеличивает напряжение на входе устройства принятия решений.

Для оценки эффективности обнаружения цели, используя полученные распределения (6) и (10), определены вероятностные характеристики обнаружения сигналов КПрФ. Функции правдоподобия для данного алгоритма обработки определяются выражениями:

$$W(U|H_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D_{\Sigma_n}}} \exp\left[-\frac{(U - M_{\Sigma_n})^2}{2D_{\Sigma_n}}\right]; \quad (11)$$

$$W(U|H_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D_{\Sigma_s}}} \exp\left[-\frac{(U - M_{\Sigma_s})^2}{2D_{\Sigma_s}}\right], \quad (12)$$

где H_0 – гипотеза об отсутствии сигнала цели; H_1 – гипотеза о наличии сигнала цели; U – напряжение на выходе сумматора КПрФ.

Из выражения (11) определена вероятность ложной тревоги (вероятность ошибки первого рода [7]):

$$P_{fa} = \int_{U_0}^{\infty} W(U|H_0) dU = 1 - \Phi\left(\frac{U_0 - M_{\Sigma_n}}{\sqrt{D_{\Sigma_n}}}\right), \quad (13)$$

где U_0 – пороговое напряжение устройства принятия решений, определяющее требуемую вероятность ложной тревоги; $\Phi(z)$ – функция Крампа;

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-t^2/2} dt.$$

Из формулы (13) выражено значение порогового напряжения устройства принятия решений:

$$U_0 = \sqrt{D_{\Sigma_n}} \Phi^{-1}[1 - P_{fa}] + M_{\Sigma_n} = 2\sigma_n^2 \left(\Phi^{-1}[1 - P_{fa}] \sqrt{\frac{L(1 + \bar{\rho}_n^2)}{K}} + L\bar{\rho}_n \right), \quad (14)$$

где $\Phi^{-1}(\cdot)$ – обратная функция интеграла вероятностей.

Результаты оценки величины относительного порога U_0/σ_n^2 в зависимости от вероятности ложной тревоги представлены на рис. 2. Из рис. 2 видно, что с увеличением объема выборки K и значения вероятности ложной тревоги P_{fa} величина оптимального порога уменьшается.

Из выражения (12) определена вероятность пропуска цели (P_{pm}) (вероятность ошибки второго рода [7]):

$$P_{pm} = \int_{-\infty}^{U_0} W(U|H_1) dU = \Phi\left(\frac{U_0 - M_{\Sigma_s}}{\sqrt{D_{\Sigma_s}}}\right).$$

Откуда с учетом формул (6) и (10) выражение для вероятности пропуска цели примет вид

$$P_{pm} = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}[1 - P_{fa}] \sigma_n^2 \sqrt{1 + \bar{\rho}_n^2} - \sqrt{KL} \bar{\rho}_s \sigma_s^2}{\sqrt{(\sigma_s^2 + \sigma_n^2)^2 + (\bar{\rho}_s \sigma_s^2 + \bar{\rho}_n \sigma_n^2)^2}}\right). \quad (15)$$

Выразив через $q = \sigma_s/\sigma_n$, из формулы (15) получим:

$$P_{pm} = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}[1 - P_{fa}] \sqrt{1 + \bar{\rho}_n^2} - \sqrt{KL} \bar{\rho}_s q^2}{\sqrt{(q^2 + 1)^2 + (\bar{\rho}_s q^2 + \bar{\rho}_n)^2}}\right). \quad (16)$$

На рис. 3 показана зависимость вероятности обнаружения цели (P_{pd}) ($P_{pd} = 1 - P_{pm}$) от установленной вероятности ложной тревоги (P_{fa}) в оптимальном режиме обнаружения при различных параметрах КПрФ и входных сигналов. Видно, что вероятность обнаружения цели по-

вышается при увеличении объема выборки K и снижении требований к эффективности обнаружения (P_{pd}).

Из выражения (16) определен необходимый объем выборки входных процессов при заданных P_{fa} и P_{pm} :

$$K = \frac{\left[\Phi^{-1} [1 - P_{fa}] \sqrt{1 + \bar{\rho}_n^2} - \Phi^{-1} [P_{pm}] \sqrt{(q^2 + 1)^2 + (\bar{\rho}_s q^2 + \bar{\rho}_n)^2} \right]^2}{L \rho_s^2 q^4} \quad (17)$$

Выражение (17) позволяет определять требуемые параметры системы обнаружения при фиксированных характеристиках входных сигналов $\sigma_s, \sigma_n, \bar{\rho}_s, \bar{\rho}_n$ и заданных вероятностных характеристиках качества этой системы P_{fa} и P_{pm} . На основе выбранных параметров системы обнаружения (K и L) по формуле (14) можно определить значение порогового напряжения устройства принятия решений.

Для обоснования полученных теоретических вероятностных характеристик обнаружения сигнала КПрФ с САР произведено сравнение результатов имитационного моделирования с теоретическими результатами.

На основе имитационного моделирования откликов КПрФ со случайной САР на воздействие смеси сигнала и помехи получены функции вероятности обнаружения, пропуска сигнала и вероятности ложных тревог в зависимости от величины относительного порога в устройстве принятия решений КПрФ. Пример результатов моделирования представлен на рис. 4. Они получены при ис-

пользовании в САР 32 элементов, объеме выборки в корреляторах – 1024 отсчета и отношении эффективных значений уровня сигнала к помехе на входе САР, равном – 19.5 дБ. На рис. 4 показаны зависимости вероятностных функций от значения относительного порога.

Сравнивая результаты, представленные на рис. 4, с результатами, показанными на рис. 2 и рис. 3, можно говорить об удовлетворительном согласии теоретических и модельных исследований. Некоторые расхождения результатов имитационного моделирования с теоретическими расчетами по вероятности обнаружения сигнала в основном объясняются тем, что дисперсия модельных сигналов и помех получена при ограниченных объемах выборки. Оценки дисперсии модельных процессов сделаны с погрешностями, связанными с ограниченностью объема выборки, и погрешностями оценки координат элементов САР. Оценка вероятностных характеристик обнаружения сигнала по

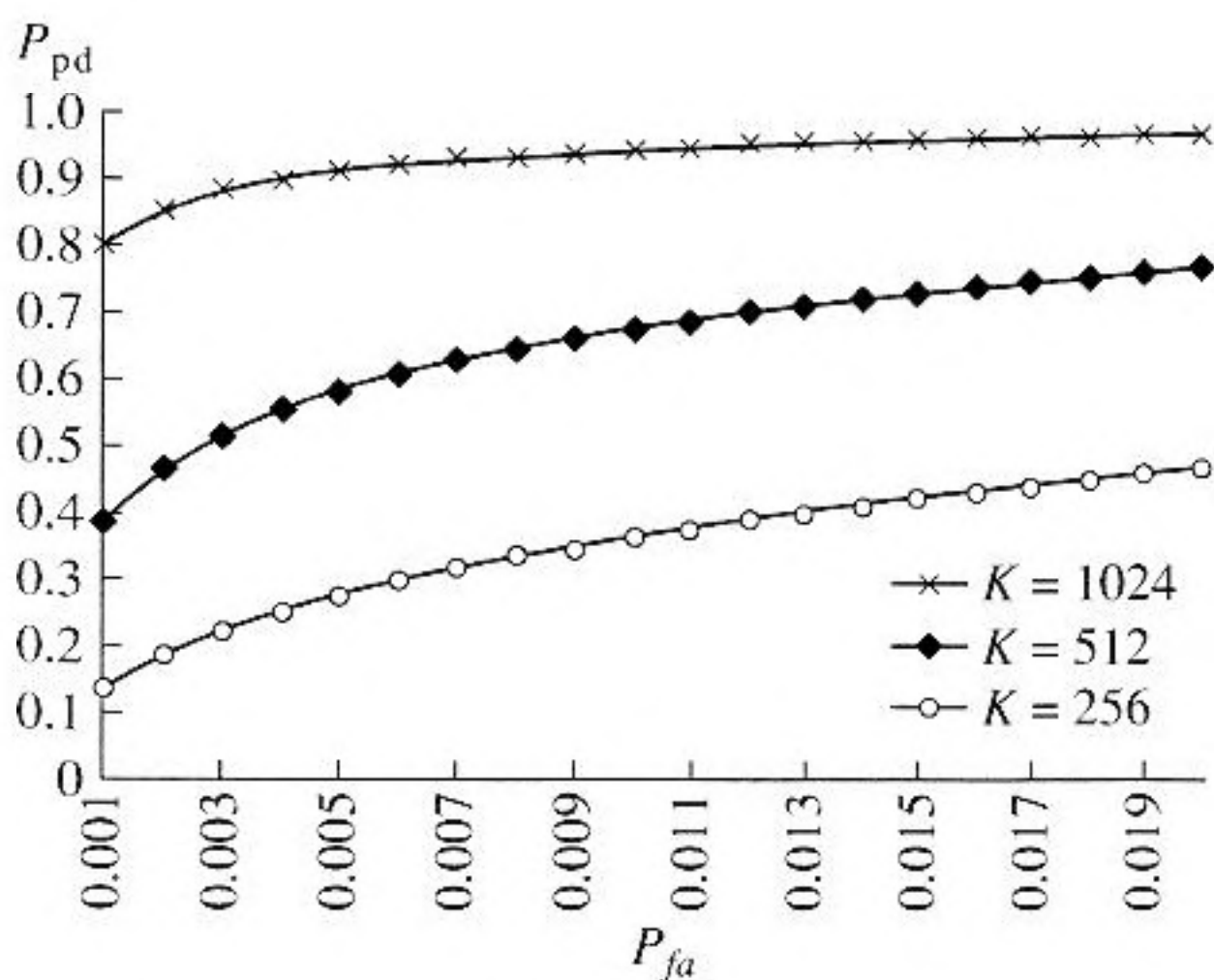


Рис. 3. Зависимость вероятности обнаружения сигнала от вероятности ложной тревоги при: $q = 0.07$; $\bar{\rho}_s = 0.8$; $\bar{\rho}_n = 0.0007$ и $L = 32$.



Рис. 4. Вероятностные характеристики КПрФ со САР: а – вероятность обнаружения (точки); б – вероятность ложной тревоги (сплошная линия); в – вероятность пропуска сигнала (пунктирная линия) в зависимости от значения относительного порога.

результатам имитационного моделирования в случае определения относительного порога, как отношения порогового напряжения к дисперсии входной помехи на выходе КПрФ, показала незначительные расхождения значений (не более 5%), что в целом подтверждает адекватность полученных теоретических результатов.

ВЫВОДЫ

На основании выполненных исследований можно утверждать, что плотности распределения уровней помехи и смеси помехи с сигналом на выходе КПрФ имеют гауссовский характер. Параметры этих распределений определяются соответственно эффективными значениями сигналов и помех, их корреляционными свойствами, а также параметрами КПрФ (числом элементов в САР и объемом выборки в корреляторах, используемых в тракте обработки сигналов).

Анализ полученных математических выражений оценки вероятностных характеристик обнаружения сигналов КПрФ и оптимального объема выборки входных процессов показал, что повышение эффективности обнаружения достигается увеличением числа элементов в САР и объема выборки в каждом корреляторе.

Оптимальный режим обнаружения определяется соответствующим порогом срабатывания устройства принятия решений, величина которого зависит от требуемой вероятности ложной тревоги и, прежде всего, от числа элементов в САР и корреляционных характеристик помехи: с ростом

числа элементов и коэффициента корреляции помехи значение оптимального порога возрастает.

Полученные вероятностные характеристики могут использоваться для практических расчетов при проектировании КПрФ как для случайных, так и для регулярных антенных решеток.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Подводная акустика и обработка сигналов: Пер. с англ. / Под ред. Л. Бьёрне. М.: Мир, 1985. 488 с.
2. Agrawal V.D., Lo Y.T. In: Distribution of Sidelobe Level in Random Arrays, Proceedings. Oct. 1969. IEEE, 57. P. 1764–1765.
3. Hodgkiss W.S. In: Dynamic Beamforming of a Random Acoustic Array // International Conference "Acoustics, Speech, and Signal Processing": Proceedings. 9–11 April 1980. IEEE, Denver, CO. P. 311–314.
4. Бардышев В.И. Дрейфующая гидроакустическая антенная решетка // Акуст. журн. 2003. Т. 49. № 3. С. 342–347.
5. Бардышев В.И. Испытания гидроакустических донных случайных антенных решеток в море и водохранилище // Акуст. журн. 2004. Т. 50. № 6. С. 744–750.
6. Долгих В.Н., Бородин А.Е. Высокопроизводительный метод корреляционной обработки информации в пространственном фильтре акустических сигналов // XI сессия Российского акустического общества "Акустические измерения. Геоакустика. Электроакустика. Ультразвук": Сборник трудов. 19–23 ноября 2001 г. М., ГЕОС. 2001. Т. 2. С. 22–25.
7. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Радио и связь, 1989. 656 с.
8. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника. М.: Советское радио, 1966. 678 с.

Probabilistic Characteristics of Signal Detection by a Spatial Correlation Filter

V. N. Dolgikh, I. M. Oroshchuk, and M. N. Prishchepa

Makarov Pacific Naval Institute, Kamski@i per. 6, Vladivostok, 690062 Russia

e-mail: Oroshchuk@yandex.ru

Abstract—Results of theoretical and model studies of the probabilistic characteristics of signal detection by a spatial correlation filter are described. A mathematical model of signal processing in the spatial correlation filter is presented. Expressions for estimating the detection probability, missed detection probability, false alarm probability, and threshold level, as well as expressions for choosing the optimal filter parameters to obtain preset probability characteristics, are derived on the basis of this model. Results of computer simulation of the probabilistic characteristics of signal detection by spatial correlation filters with random arrays are shown to corroborate the theoretical findings obtained within the model.