

УДК 621.396.96

ВЫБОР СИГНАЛОВ В СТОХАСТИЧЕСКОЙ РАДИОЛОКАЦИИ: УЧЁТ ВОПРОСОВ СНИЖЕНИЯ ЗАМЕТНОСТИ

Ю. Н. Горбунов^{1,2}

¹ Фрязинский филиал Института радиотехники и электроники
им. В.А. Котельникова РАН,
141190, Московская область, г. Фрязино, пл. академика Введенского, д.1
² Московский технологический университет, ИРТС МИРЭА
119454, Москва, пр. пр. Вернадского, д. 78

Статья поступила в редакцию 20 января 2018 г.

Аннотация. В статье описан подход к выбору сигналов в стохастической радиолокации, который базируется на концепции внедрения в процесс обработки и формирования сигналов искусственной стохастичности, предполагающей наряду с естественной стохастичностью (случайной природой входных сигналов, помех и шумов), рандомизацию условий «приёма – передачи» в радиоканалах систем радиолокации и радиосвязи. Это достигается хаотизацией неинформативных параметров сигнала. В статье анализируются условия решения ключевых задач радиолокации - обнаружения, оценивания и фильтрации, относящиеся к направлению «стохастическая радиолокация» (СЛ). Проводится сравнение с «шумовой» радиолокацией (ШЛ).

Ключевые слова: хаотизация параметров сигнала, селекция движущихся целей (СДЦ), рандомизация, стохастическая дискретизация времени и пространства, шумовая радиолокация.

Abstract. The article describes the approach to the choice of stochastic signals in radar and radio communications, which is based on the concept of implementation in the process of processing and forming of signals of artificial stochasticity, suggesting along with the natural stochasticity (the random nature of the input signals, interference and noise), the randomization of the conditions of "reception – transmission" radio systems, radar and radio communications. This is achieved by randomization is not informative parameters of the signal. The article analyzes the conditions for solving the key problems of radar - detection estimation and filtering

related to the field of "stochastic radar". A comparison with a "sound radar".

The fundamentals of the theory of stochastic radar, interpreted as a new take on the conventional radar systems, but involving artificial randomization (controlled) uninformative parameters of the signal, for the purpose of expansion of the frequency range (base signal). The generalized scheme of the theory, including its application for space-time signal processing, that is - generalization to the case of spatial frequencies (angular directions). A new scheme of splitting the observation space in decision-making in radar with a simultaneous increase in the role of the Observer in the theory of communication under the scheme D is presented. Middleton. The problem of "super resolution" on the basic parameters of the signal is considered in conjunction with the synthesis of ultra-wideband signals for unobtrusive radars.

Keywords: the randomization of the signal parameters, selection of the moving purposes (MTI), randomization, stochastic sampling in time and space, noise radar.

1. Введение

В коллективной монографии [1] дан обзор развития стохастических когерентно-импульсных РЛС с СДЦ: от первого внедрения в них режимов псевдослучайной вобуляции частоты повторения зондирующих импульсов для устранения эффекта «слепых скоростей», поимпульсной перестройки несущей частоты, до рандомизации приема сигналов: стохастической дискретизации и квантования сигналов, реализации принципов стохастического принятия решений, стохастического «обеления» пассивных и активных помех и в перспективе - полномасштабного применения сверхширокополосной шумовой радиолокации (ШЛ), реализующей форму функции неопределенности, удовлетворяющей требованию круговой симметрии. Отмечено, что исследования на тему «современная радиолокация» безусловно в первую очередь идут по пути выбора вида зондирующих сигналов и совершенствования методов и средств цифровой, в общем случае пространственно-временной (ПВ), «*the spatial time processing*» (SP) обработки эхо-сигналов в когерентно-импульсных РЛС с системой СДЦ (класс РЛС

«*coherent pulsed radar*» с системой СДЦ «*system moving target indication*» МТИ).

Актуальность исследований заключается во внедрении в технику обработки и формирования РЛ сигналов новых цифровых технологий - это повышенная скрытность работы РЛС, сниженный уровень заметности.

Цифровой обработке (ЦО), несмотря на известные преимущества, присущи недостатки: наличие стробоскопических эффектов («слепые фазы», «слепые направления», «слепые скорости»), интерференционных эффектов, ошибок дискретизации, квантования, округления и т.п., которые обычными способами учесть не всегда удается.

При параллельной обработке информации (на регистровом и топологическом уровнях, в параллельных интерфейсах) разрядность информационных потоков радиолокационных данных напрямую определяет техническую сложность построения аппаратуры (фазовращатели, умножители, процессоры, нормализаторы задержек).

Термин *randome* (случайный) предполагает искусственное введение случайностей (случайные пороги, случайные аддитивные учитываемые добавки, случайные весовые коэффициенты и др.) в процедуру обеления шумов квантования, обусловленных дискретизацией. Предложенный метод базируется на идейной основе метода Монте-Карло.

Цель настоящих исследований – разработать концепцию выбора сигналов в анализируемом направлении СЛ с позиции классической теории обнаружения и оценивания параметров РЛ сигналов и провести её сравнение по помехоустойчивости с ШЛ.

2. Теория цифровой стохастической обработки РЛ сигналов

Традиционную радиолокацию обычно не называют стохастической, хотя этот термин весьма распространен (см., например, Сосулин Ю. Г. Теория обнаружения и оценивания стохастических сигналов. - М.: Советское радио, 1978. – 320 с.). В статье говорится об искусственной стохастичности.

Обобщение работ по анализируемому направлению [1] позволило представить структурную схему теории стохастической радиолокации, которая приведена на Рис. 1.



Рис. 1. Структурно-логический базис теории стохастической радиолокации

Теория цифровой стохастической обработки ПВ сигналов (теория СЛ) сегодня до конца не разработана. Достигнутый уровень – это сформировавшаяся совокупность идей, способов, устройств, алгоритмов. Идейной основой теории стал метод Монте-Карло, ранее применявшийся в основном в вычислительной математике и моделировании. Некоторые способы (как маленькие хитрости) применялись мною, а также за рубежом (Стивен Смит, Ричард Лайонс и др.). Применительно к решению задач, выходящих за рамки теории ПВ обработки, можно также упомянуть следующие имена: В.Г. Гайсов, Кан, Шапиро, А.К.Микельсон, Р.Ф. Немировский, И.Я. Билинский, А.К. Микельсон, Р.Ф. Немировский, И.Я. Билинский, Э.И. Вологдин, Г.П. Вихров, В.С. Гладкий, В.Г. Стругач, Ю.Г. Полляк, О.Н. Граничин, Б.Т. Полляк,

В.И. Фомин и ряд других, известных в кругу специалистов, применяющих рандомизацию для решения различных задач.

Важно также отметить, что операция «жесткого широкополосного ограничения – фильтрации», примененная в 70-х гг. Ю.Б. Черняком в радарх, по существу формировала «грубую статистику». Ю.Б. Черняк в своих работах доказал линейные свойства обработки такой статистики, что не является парадоксом, а скорее подтверждает существование некоторой закономерности, которую мы сегодня оформили в новую теорию. Термины «стохастичность», «линеаризация», «обеление», «рандомизация» – почти синонимы, имеющие разные оттенки толкования в зависимости от решаемой задачи.

Сказанное относится к блокам «стохастического оценивания» и имеющей с ними внешнюю связь теории оценок Фишера (теории линейных оценок), которая оперирует моментами распределений, включая смешанные моменты и корреляцию. Однако, и в этом случае принцип подобия на основе равенства моментов непрерывных аналоговых процессов и их цифровых эквивалентов (в стохастическом случае см. «поправки Шеппарда») оставляет простор для поиска большого многообразия оригинальных инженерных решений по построению устройств оценивания, по существу являющихся цифровыми, но обладающими «аналоговыми» (Ю.Г.) свойствами.

Наконец, блок «стохастической фильтрации», который приобрел характеристику «стохастический» в основном за счет стохастического дискретизатора и квантователя, однако в случае использования случайных весовых коэффициентов как в прямых, так и в обратных связях он действительно становился таковым. Получение структур стохастических цифровых фильтров принципиально было невозможным в ограниченных рамках классической теории линейных дискретных систем.

3. Условия решения задач обнаружения, оценивания и фильтрации

Общий подход к оптимизации обнаружения и измерения параметров сигнала традиционен: для вектора наблюдения \bar{X} , сигнала цели \bar{S} составляется

отношение правдоподобия, после логарифмирования и упрощения для гипотез, записывается оно в виде [1]:

$$\operatorname{Re} \left(\vec{S}^* \vec{R}_{\text{ПП}}^{-1} \vec{x} \right) - \frac{\vec{S}^* \vec{R}_{\text{ПП}}^{-1} \vec{S}}{2} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \frac{1}{2} \ln(\eta), \quad (1)$$

где $\vec{R}_{\text{ПП}} = M_1[\vec{C}\vec{C}^*]$ - корреляционная матрица гауссовой пассивной помехи (ПП) \vec{C} с нулевым средним неизвестной мощности, * - знак комплексного сопряжения, η – порог.

Первое слагаемое в формуле (1) является отбеливающим режекторным фильтром (РФ), а второе - согласованным фильтром. Разность сравнивается с модифицированным порогом.

Величина $\vec{S}^* \vec{R}_{\text{ПП}}^{-1} \vec{S}$ есть отношение q_1^2 , увеличение которого способствует разделению функции плотности распределения вероятностей принимаемой сигнально - помеховой смеси для гипотез H_1 и H_0 .

Аналогичные рассуждения можно сделать по отношению к АП. Однако, поскольку она коррелирована по пространству, схема обработки для угла прихода АП формирует ноль характеристики пространственного фильтра. Далее осуществляется пространственная согласованная фильтрация, которая в целом максимизирует q_1^2 . Таким образом, система ПВ обработки формирует «нули» на оси доплеровских (для ПП) и пространственных (для АП) частот.

ПВ обработка сигналов включает в себя адаптивную настройку весовых коэффициентов $\vec{A}_{t,\alpha,\beta} \in a_{i,j,k}$, где $i = 0, 1, 2 \dots N$, $j = 0, 1, 2 \dots M$, $k = 0, 1, 2 \dots L$ – номера временных и пространственных (по азимуту α и по углу места β) отсчетов, а N, M, L – размеры временного (N) и пространственного ($M \times L$) окна, в попытке достичь максимального значения q_1^2 и, следовательно, вероятности правильного обнаружения P_d .

При этом используется понятие «сигнал/(помеха+шум приёмника+шум дискретизации и квантования)» q_2^2 , которое учитывает шумы квантования и (в

более общем случае) другие эффекты дискретизации и квантования, присущие дискретной и цифровой обработке сигналов. Детализацию отношения q_2^2 целесообразно проводить по Брэннану – Риду [2], применяя рандомизацию обработки [1].

Процесс оценивания может быть организован последовательно по серии (пачке) из N временных и параллельно по M, L пространственных отсчетов в апертуре ФАР, в результате чего снижаются требования к разрядности квантователей и открываются возможности применения рандомизированной обработки всех координат. Таким образом, размеры временных и пространственных окон по времени (N), азимуту (M) и углу места (L) выступают как естественный ресурс доплеровской и пространственной селекции.

На Рис. 2 S - показана апертура антенны на плоскости xOy , \vec{r} - вектор направления прихода электромагнитного излучения.

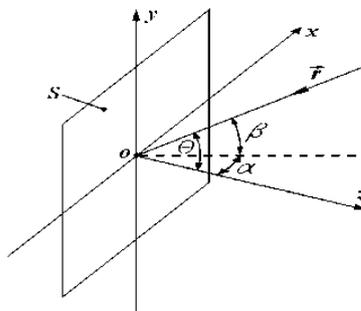


Рис. 2. Взаимосвязь угловых параметров прихода электромагнитной волны с координатами апертуры ФАР

В рассматриваемом подходе пеленг цели $\theta = \theta(\alpha, \beta)$ для направления на источник излучения с азимута α и угла места β в течение выбранного времени обработки является практически постоянным. В плоско-волновом приближении волна, падающая на апертуру ФАР под углом (пеленгом) θ от оси антенны формирует поле, описываемое пространственными частотами:

$$\Omega_{\alpha} = \frac{2\pi}{\lambda} \operatorname{tg}\alpha \cos \theta, \quad \Omega_{\beta} = \frac{2\pi}{\lambda} \operatorname{tg}\beta \cos \theta, \quad (2)$$

где λ – длина волны, $\theta(\alpha, \beta)$ – пеленг, являющийся функцией азимута α и угла места β прихода электромагнитной волны.

Поскольку изменением пеленга за время пачки N импульсов, следующих с периодом T , можно пренебречь, инструментальную погрешность измерения пеленга можно уменьшать за счет рандомизированной обработки [3].

«Обеление» ПП и АП помех осуществляется одновременно с «обелением» шумов квантования и использования конечной разрядности весовых коэффициентов (ВК) ЦФ и порогов квантования.

Задача интерполяции дальности, скорости, азимута и угла места при использовании грубых текущих отсчетов соответствующих параметров сигналов – сводится к задаче уточнения интерполирующей добавки Δ_x и связанной с ней вероятностью $p = \Delta_x / \Delta$, где Δ_x – ошибка квантования, подлежащая оценке; Δ – шаг квантования [1]. Дальность D , пеленг θ , скорость цели V за время однократного контакта (пачке импульсов) являются практически постоянными величинами.

Таким образом, речь идет об измерении Δ_x методом статистических испытаний с использованием «грубой» (булевой) статистики $\mu_i = 1/0$, либо бинарно-знаковой статистики $\mu_i = +1/-1$. Новизна предложения с позиции классической теории статистического обнаружения и оценивания состоит в том, что при оптимизации процедуры обработки номенклатура неинформативных параметров обрабатываемого сигнала искусственно расширяется.

Общий подход к синтезу оптимальных алгоритмов обнаружения сигналов, содержащих случайные неинформативные параметры, сформулирован для наиболее простой задачи оптимального обнаружения сигнала, когда неинформативные параметры случайны, а их законы распределения вероятностей известны. В этих случаях отношение правдоподобия при каждом конкретном значении параметра рассматривается как условное, а безусловное

отношение правдоподобия получается путем усреднения по случайным параметрам. В общем случае, пусть есть вектор неинформативных случайных параметров $\beta^T = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ и с известной совместной плотностью вероятностей $w(\beta) = w(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$.

Для получения отношения правдоподобия при наличии в сигнале неинформативных параметров необходимо:

1) сформировать отношение правдоподобия в предположении, что эти параметры фиксированы и известны, т.е. $\Lambda(\mathbf{x}|\beta)$;

2) усреднить это условное отношение правдоподобия по случайным параметрам

$$\tilde{\Lambda}(\mathbf{x}) = \int_{\beta} \Lambda(\mathbf{x}|\beta) w(\beta) d\beta.$$

Предлагаемое обобщение связано с увеличением размерности вектора $\beta^T = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ с n до $n + r$ с известной совместной плотностью вероятностей $w(\beta) = w(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n+r})$. Особенность решения данной задачи связана с реализацией возможностей использования «грубых статистик» (ГС или rough statistics **RS**) при соответствующей рандомизированной обработке **RmDP - RS*** в общем случае вновь вводимых r параметров у вектора неинформативных параметров β_{n+r} , у которых закон распределения и параметры ПВ корреляция задается Наблюдателем. Отметим, что такой возможности при классической постановке задачи оптимального обнаружения не было, т.к. «стохастичность» в классической постановке была естественной и определялась заданными моделями отраженных сигналов, помех и собственного шума приёмника.

Для последующей интерпретации подхода в качестве базовой взята классическая теория радиолокационного обнаружения сигналов, однако в ней учтём эффекты дискретизации и квантования. В терминологии Д. Миддлонта [4] уточнена постановка задачи.

Задача приёма сигнала на фоне шума сформулирована в рамках теории статистических решений. В общем случае сигнал подвергается ряду

преобразований $\{w\} = T_R^{\{N,M,L\}}, T_Z^{\{N,M,L\}}, T_T^{\{N,M,L\}}$, где w – совокупность переданных, принятых сообщений или вытекающих из них решений; $T_R^{\{N,M,L\}}, T_Z^{\{N,M,L\}}, T_T^{\{N,M,L\}}$ – операция приёма, операция характеризующая влияние среды и операция передачи соответственно, N - размер временного окна, $M \times L$ – размеры пространственного окна в ФАР.

В классической теории решений проектировщик системы не может управлять сигналом на входе: операция передачи $T_T^{\{N,M,L\}}$ задаётся априори, все сигналы заданы наперёд вместе с вероятностями наступления каждого из них, и проектировщик не может изменять эти данные, т. е. заданы распределения принимаемых сигналов $F_{N,M,L}(\vec{X}/0)$ и $F_{N,M,L}(\vec{X}/\vec{S})$, где \vec{X} и \vec{S} – N, M, L – мерные векторы пространства наблюдений и сигналов.

Сформулирован подкласс задач, который отличается тем, что в формировании пространства наблюдений принимает участие Наблюдатель, так что плотности вероятности выборки шума и смеси сигнала с шумом и помехами задаются в виде

$$F_{N,M,L}(\vec{X}/0, \vec{\xi}_{N,M,L}) \text{ и } F_{N,M,L}(\vec{X}/\vec{S}, \vec{\xi}_{N,M,L}), \quad (3)$$

где $\vec{\xi}_{N,M,L}$ – вектор рандомизирующего процесса параметров распределений, выбираемый Наблюдателем в пространстве параметров;

N, M, L – размеры окна временных (N) и пространственных (M, L) выборок.

Принадлежащие данному подклассу задачи названы задачами с варьируемыми параметрами распределений, что показано на Рис. 3.

В предлагаемом классе задач Наблюдатель получает дополнительную степень свободы кроме назначения цен за ошибки при использовании критерия среднего риска или назначения вероятности ложной тревоги - в критерии Неймана-Пирсона.

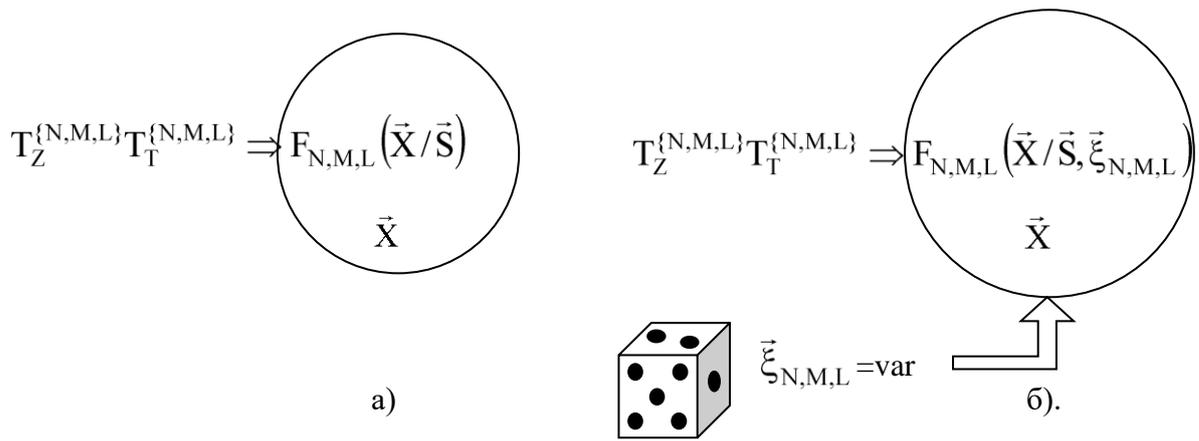


Рис. 3. Общая схема формирования пространства наблюдений:
 а – классическая задача; б – задача с варьируемыми случайными параметрами.

Таким образом, отыскивается оптимальная операция приёма (обработки) данных для поставленного класса задач. Обозначим эту операцию по аналогии с операцией $T_R^{\{N,M,L\}}$ как $T_R^{\sim\{N,M,L\}}$. Поскольку операция $T_R^{\sim\{N,M,L\}}$ по определению является оптимальной, она должна переходить в операцию $T_R^{\{N,M,L\}}$, когда наблюдателем выбран вектор параметров $\vec{\xi}_{N,M,L,opt} \in \left\{ \left\{ \vec{\xi}_{N,M,L} \right\} \right\}$, т. е. когда распределения (3) переходят в исходные распределения и тем самым однозначно (в статистическом смысле) определяется пространство наблюдений

$$\tilde{T}_R^{\{N,M,L\}}\{\vec{X}\} = T_S^\xi T_R^{\{N,M,L\}}\{\vec{X}\}, \quad (4)$$

где T_S^ξ - операция выбора (select) оптимального вектора $\vec{\xi}_{N,M,L}$.

Таким образом, нахождение $\tilde{T}_R^{\{N,M,L\}}$ сводится к отысканию операции T_S^ξ . В [1] описан целый ряд конкретных устройств, реализующих различные способы обеления («рандомизации», «стохастической линеаризации», «накачки», «вобуляции» и т.п), процедуры устранения (уменьшения) эффектов дискретизации и квантования, в т.ч. за счёт использования стохастических шкал квантования времени и пространства [5].

4. Рандомизация

Виды естественного приращения стохастичности, связанного с наличием собственных тепловых шумов приемника, проявляются на выходе амплитудного (АД) и фазового детектора (ФД) одного элемента ФАР в виде распределений Релея и Гаусса (нормального) соответственно (см. Рис.4). Статистику наблюдений входного сигнала в условиях рандомизации приема назовем «грубой» (ГС), если она обладает бинарными свойствами, т.е. для единичной ПВ выборки имеет «грубые» $\mu = \{0, 1\}$ для АД или $\mu = \{-1, 1\}$ для ФД. В первом случае $\mu = \{0, 1\}$ - есть результат пороговой обработки, т.е. сравнения напряжения $u(t)$ с порогом бинарного квантования, а во втором случае для каждой квадратурной компоненты входного сигнала $u(t)$ - имеем непараметрическую робастную (бинарно-знаковую) $\mu = \{-1, 1\}$. Непараметрическая статистика $\mu = \{0, 1\}$ также может быть образована при сравнении двух отсчетов напряжения $u(t)$, взятых в различные моменты времени на выходе АД. Такую статистику в зарубежной литературе называют статистикой Манна - Уитни.

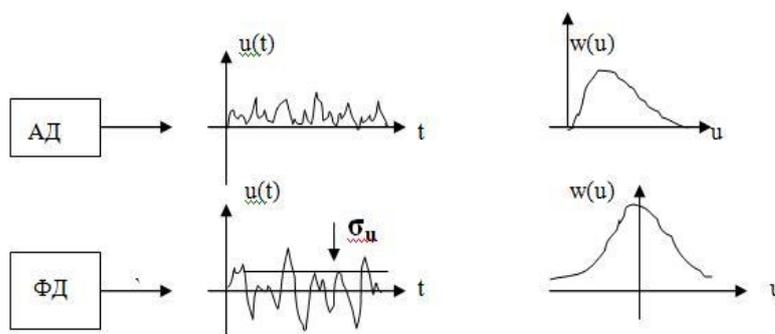


Рис.4 Сигналы на выходе детекторов

Применительно к задачам СДЦ на Рис. 5 представлена схема формирования квадратурных составляющих сигнала, в которой на квадратурные входы подмешаны шумовые хаотические напряжения ξ с нулевым средним. Искусственный фазовый джиттер (дрожание) рандомизирует отсчеты фазы пространственных частот и, таким образом способствует

стохастической интерполяции отсчётов пеленга, который считается постоянным в пределах анализируемой ПВ выборки. Это является эквивалентным стохастической модуляции положения фазового центра на приём – передачу [9].

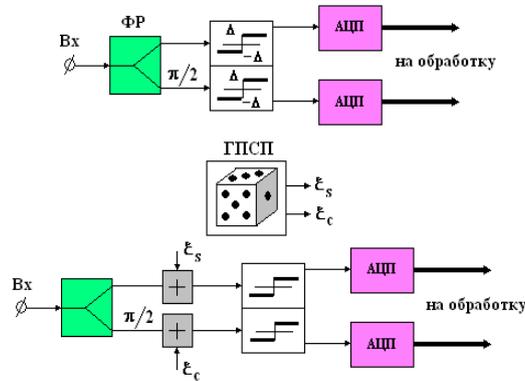


Рис. 5. Схема формирования грубых отсчетов с рандомизацией бинарно - знаковой статистики

Таким образом, применяется технический приём, в котором осуществляется рандомизация обработки сигналов путём искусственного внесения элементов стохастичности при сохранении когерентности исходного сигнала.

5. Разрешение и широкополосность

Таким образом, стохастическая радиолокация – это направление (вектор) развития современной радиолокации в сторону шумовой радиолокации, основанной на рандомизации обработки и формирования сигналов в радиолокации [1] и связи [6] с целью расширения спектра обычных и пространственных частот.

Широкополосность системы определяется не абсолютной величиной ширины используемой полосы частот, а соотношением спектра сообщения (он определяется скоростью поступления информации (в РЛС координатной и доплеровской), которую необходимо передать потребителю) и спектра сигнала, определяемого избранным видом модуляции.

Пусть ΔF – ширина спектра сообщения, W – ширина спектра сигнала и T – длительность сигнала. Произведение $B = WT$ обычно называют базой сигнала. Для узкополосных систем приближенно выполняются соотношения $\Delta F = W$, а $B = WT = 1$. Для широкополосных систем обычно $W \gg \Delta F$ и $B \gg 1$.

Отношение $K_f = W/\Delta F$, называемое коэффициентом расширения полосы, показывает, во сколько раз мы расширяем спектр сообщения. Расширяя полосу частот с ΔF до W , мы могли бы увеличить скорость передачи информации, укратив передаваемые сигналы с величины $T \cong 1/\Delta F$ до $T_1 \cong 1/W$, причём $T_1 \ll T$. Но тогда мы снова получили бы узкополосную систему с базой $B_1 = WT_1 \cong 1$. Не увеличивая скорость передачи информации, мы тем самым вводим в передаваемый сигнал некоторую избыточность, величина которой определяется коэффициентом расширения спектра $K_f = W/\Delta F$. Именно наличием этой избыточности определяются полезные свойства широкополосных систем: возможность преодоления явления многолучёвости, устойчивость к помехам и возможность эффективного использования спектра при перегруженном диапазоне частот и организации многоканальной обработки сигналов по доплеровской частоте и угловым координатам, устранения нежелательных эффектов ЦО.

Из теории потенциальной помехоустойчивости В.А. Котельникова известно, что характеристики обнаружения и точности зависят от величины $Q = 2E/N_0$, равной отношению удвоенной энергии сигнала к спектральной плотности мощности (СПМ) шума N_0 , и этой величине равны максимальное значение и дисперсия шумовой функции сигнальной функции на выходе согласованного фильтра (или коррелятора).

Величина $Q = 2E/N_0$ входит во многие соотношения теории потенциальной помехоустойчивости и играет фундаментальную роль, для СШП сигналов её можно представить в следующем виде:

$$Q = 2E/N_0 = 2q_0B, \quad (5)$$

где $q_0 = \frac{E/T}{N_0 W}$ – отношение средней мощности сигнала $P_{c0} = E/T$ к мощности шума $P_{N0} = N_0 W$ на входе приёмника, $B = WT$ – база сигнала.

База B представляет собой коэффициент сжатия, в результате чего в B раз повышается разрешающая способность системы, а вводимая в сигнал избыточность, позволяет достичь некоторые вышеуказанные преимущества.

6. Проблема реализации РЛС со сниженным уровнем вероятности вскрытия (перехвата)

Для оценки заметности сигнала в задачах электромагнитной совместимости (ЭМС) и РТР часто используют показатель заметности во временной области K_{zt} , равный отношению максимальной мгновенной пиковой мощности сигнала $P_{c\max}$ к его средней по времени мощности P_{c0} :

$$K_{zt} = P_{c\max} / P_{c0}. \quad (6)$$

Этот показатель для непрерывных СШП сигналов при его анализе Наблюдателем во временной области (в «режиме осциллографа») может быть близок к единице. В случае, если Наблюдатель анализирует сигнал в частотной области (в «режиме спектроанализатора»), то по аналогии с (6) можно использовать показатель заметности K_{zf} в частотной области, равный отношению максимальной спектральной мощности сигнала $P_{c\max}$ к его средней по спектру мощности P_{c0} :

$$K_{zf} = P_{c\max} / P_{c0}. \quad (7)$$

Этот показатель может быть намного больше единицы. При использовании в качестве несущих колебаний стохастических СШП сигналов $x(t)$, представляющих собой стационарный случайный процесс с нулевым средним и корреляционной функцией $R(\tau) = M[x(t)x^*(t-\tau)]$ (M – оператор математического ожидания) для значения времени корреляции τ , соотношения между показателями заметности во временной и частотных областях могут поменяться. Известное равенство Парсеваля, допускающее множественность представлений сигнала во временной и частотных областях при сохранении его

энергии $E = \text{const}$, с учетом обобщений, связанных с введением понятия эргодического процесса, сделанных Винером и Хинчиным, и полученной ими взаимосвязи между СПМ и корреляционной функцией стационарного случайного процесса в виде пары преобразований Фурье позволяет это сделать.

Для СШП сигналов:

$$K_{3t} = \mathbf{R}(0) / P_{c0}, \quad (8)$$

$$K_{3f} = N_{\max} / N_{c0}, \quad (9)$$

где $\mathbf{R}(0)$ – значение корреляционной функции $\mathbf{R}(\tau)$ для времени корреляции $\tau = 0$, P_{c0} – средняя по времени мощность, N_{\max} – максимальная спектральная плотность мощности сигнала, N_{c0} – средняя спектральная плотность мощности сигнала.

Очевидно, что предлагаемые для реализации псевдошумовые РЛС должны иметь тело неопределённости, удовлетворяющей форме круговой симметрии с пиком в точке 0 и окружностью радиусом $f_{\text{эфф}} = 1/\tau_{\text{эфф}}$ в основании и базой $V = NML$, где N – размер временной выборки, $M \times L$ – размер пространственной выборки в апертуре ФАР (M – по азимуту, L – по углу места). Ниже проведём сравнение сигналов по критерию широкополосности на частотно – временной диаграмме, осуществляемое при одинаковом среднем отношении сигнала q_0 , равном отношению $P_{c0} = E/T$ к мощности шума $P_{N0} = N_0 W$ (W – полоса сигнала) на входе приёмника определяется базой V и делает использование СШП сигналов по отношению к «составным» (имеющим различные виды модуляции: стробирования, дискретизации, наложением окон и другими решетчатыми и полосно – пропускающими структурами и т.п.) более эффективным.

При энергетическом вскрытии излучения передатчика средствами радиотехнической разведки (РТР) параметр Q РЛС также имеет важное значение, но корреляционную (согласованную обработку) система РТР осуществлять не может.

Как известно из [7], тело неопределённости зондирующего сигнала должно быть остроконечного типа («игольчатым», «кнопочным», «с

симметрией тела вращения», «в форме объёмной δ - функции»- Ю.Г.), при этом соответствующий ему сигнал должен быть «продолжительным и широкополосным», и ему характерна и «существенна хаотичность в законе модуляции» [7]. Учитывая известную аналогию между «частотно – временным» и «пространственно-частотным» подходом, естественным решаемым вопросом статьи является обобщение требования расширения спектра сигналов и требования «хаотичности в законе модуляции» как для обычных, так и для пространственных частот.

Применительно к задачам измерения пеленга [3] рандомизация бинарного квантования осуществляется с помощью схемы Рис. 4, однако вместо ансамбля выборочных значений по времени используются пространственные выборки по осям x , y апертуры ФАР: вначале происходит расширение спектра шумов квантования, а затем - усреднение ошибок измерения азимута и угла места с одновременным сжатием диаграмм направленности ФАР в соответствующих сечениях. Высота уровня фона тела неопределённости $\sim \frac{1}{2} B^2$ [7]. Показатель заметности для непрерывных СШП сигналов при его анализе Наблюдателем во временной области (в «режиме осциллографа») и в спектральной области (в «режиме спектроанализатора») должен быть близок к единице, что приводит к уменьшению вероятности перехвата РЛС с ростом B [7,8].

7. Реализация сверхразрешения: методы построения широкополосных сигналов

С некоторой натяжкой можно назвать широкополосными и другие методы, у которых произведение TW имеет величину значительно большую единицы. Было предложено разбивать информационную посылку длительностью T на элементы длительностью τ , имеющие ту же амплитуду, что и информационная посылка, но различные знаки или заполнение. Такое разбиение позволяет получить сигнал длительностью T с полосой $W \sim 1/\tau$ при значении базы $TW \gg 1$. Число элементарных импульсов в информационной посылке определяется как $N = T/\tau = TW$. (Ранее $B = TW$ - мы называли базой сигнала.)

Однако не всякое разбиение информационной посылки даёт сигнал, который можно использовать в широкополосной системе. Возможность разделения перекрывающихся во времени сигналов связана с наличием у корреляционной функции принимаемых сигналов единственного максимума значительной амплитуды и ширины порядка $\tau_{эфф} \cong 1/W \cong \tau$ пика спектральной плотности мощности (СПМ).

Такого вида корреляционной функции обладают отрезки шума с полосой W и детерминированные сигналы, которые называют псевдошумовыми или шумоподобными [7]. Хаффман в своей статье [9] назвал сигналы, обладающие этим свойством, последовательностями, эквивалентными импульсу, так как после обработки в корреляционном приёмнике или согласованном фильтре они принимают вид импульса длительностью τ с амплитудой NS , где S – амплитуда элементарного импульса последовательности. Максимальные боковые лепестки корреляционной функции, которые определяют вредное влияние на правильный приём сигнала, имеют амплитуды порядка $\sqrt{N} S$. При достаточно большом N порядка 100 и более эти лепестки пренебрежимо малы по сравнению с главным максимумом.

При наблюдении сигнала в частотной области (спектроанализатором), имеющим разрешение Δ_f , необходимо наличие аналогичного максимума у функции спектральной плотности мощности (СПМ) принимаемого сигнала – единственного максимума значительной амплитуды и ширины СПМ $\omega_{эфф} \cong W/ \Delta_f$. Такого вида функцией СПМ обладают отрезки спектра шума длительностью T или другие сигналы, которые имеют аналогичные свойства. Их также можно назвать шумоподобными сигналами.

В настоящее время известны методы образования широкополосного сигнала с помощью модуляции несущей частоты последовательностями максимального периода регистра сдвига. Так как огибающая такого сигнала постоянна, то мощность передатчика используется максимальным образом. При приёме такой последовательности на согласованный фильтр также имеем выигрыш по мощности по сравнению с использованием одиночного импульса

той же амплитуды составляет $B = N = TW$ раз. Известно, что возможно получение широкополосных сигналов с помощью так называемого многофазного кодирования, при котором фаза несущего колебания в отличие от вышеупомянутой бинарной последовательности, может иметь большое число различных фаз от 3 до 10 и более (кроме двух 0 и π). Упомянем ещё метод получения широкополосных сигналов с помощью линейной частотной модуляции. Импульс с постоянной амплитудой, у которого частота заполняющей синусоиды изменяется линейно в полосе W в течение T сек, удовлетворяющих условию $TW \gg 1$.

Все вышеописанные методы служат для получения широкополосного сигнала, непрерывного по времени и частоте в отведённой ему частотно - временной области, определяемой полосой частот сигнала W и его длительностью T (см. рис.6 а).

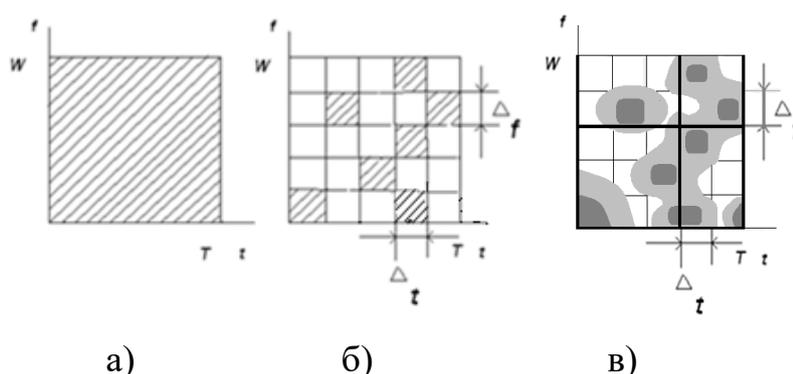


Рис. 6 Частотно – временная область для системы с непрерывным (а), разрывным (б) и стохастическим (в) по времени и частоте сигналами.

При передаче одновременно нескольких импульсов на различных частотах мы получаем частотное разнесение сигнала.

Временное разнесение, т. е. передача последовательности импульсов на некоторой постоянной частоте (вобуляция периода повторения), есть не что иное, как широко известная время-импульсная модуляция (ВИМ).

Если полагать, что интервалы $[0, T]$ и $[0, W]$ представляют собой интервалы соответствующих эффективных значений, то база сигнала $B = TW$ равна площади прямоугольника, заштрихованного на рис. 6а, сравнение которой с

суммарной площадью заштрихованных зон на рис. 6б даёт всегда меньшее значение. Другими словами, коэффициент сжатия (база B) при прочих равных условиях непрерывных по времени и частоте истинно хаотических сигналов будет всегда выше, чем соответствующий коэффициент составных псевдошумовых сигналов. Перераспределение координат T и W в условиях сохранения постоянной базы $B = TW = \text{const} = 25$ для произвольных T и W приводит к тому, что производная $\partial W/\partial T = \partial T/\partial W = -1$ и точке $T = W = \sqrt{B}$. Нетрудно показать, что в этом случае форма тела неопределённости удовлетворяет форме круговой симметрии с пиком в точке 0 и окружностью радиусом $f_{\text{эфф}} = 1/\tau_{\text{эфф}}$ в основании, а $B = NML$ – число N – где число временных отсчётов, $M \times L$ – размер пространственного окна по азимуту и углу места ФАР. Сравнение широкополосности сигналов по частотно–временной диаграмме Рис. 6 необходимо осуществлять при одинаковом отношении средней мощности сигнала $P_{c0} = E/T$ к мощности шума $P_{N0} = N_0W$ на входе приёмника, т.е. при одинаковом среднем $q_0 = \frac{E/T}{N_0W}$. Ясно одно, что рандомизация временных и частотных параметров сигнала размывает границы зон частотно-временного распределения ресурса, может привести к увеличению общей зоны покрытия в сравнении с Рис. 6 б и таким образом увеличить базу B (зону покрытия) СШП сигнала, а элементы теории нечётких множеств должны стать новым инструментом в построении общей теории синтеза СШП сигналов для РЛС с СДЦ.

Для реализации сверхразрешения требуется повышать порядок модели сигнала, т.е. расширять спектр несущего сигнала. С некоторой натяжкой можно назвать широкополосными методы, у которых произведение $TW \gg 1$ имеет величину значительно большую единицы.

Рандомизация (хаотизация) временных и частотных параметров сигнала размывает границы зон частотно-временного распределения ресурса (см. Рис.6 в), может привести к увеличению общей зоны покрытия прямоугольника $W \times T$ в сравнении с Рис. 6 б и таким образом увеличить базу B (зону покрытия) сигнала.

Для сравнения многоканальных РЛС с ПВ обработкой с расширением спектра можно использовать следующее понятие обобщённого энергopotенциала

$$\Pi_{об} = P_{пер} NML / P_{пред} , \quad (10)$$

где $P_{пер}$ – мощность передатчика, $P_{пред}$ – чувствительность приёмника, N – размерность временного, а M и L – размерности пространственного окна (M – по азимуту, а L – по углу места).

8. Заключение

Установлено, что круг рассматриваемых вопросов построения современных РЛС с СДЦ со сниженным уровнем заметности может быть решен методами стохастической радиолокации. Стохастическая радиолокация, в отличие от обычной, базируется на концепции внедрения в процесс обработки и формирования сигналов искусственной стохастичности, предполагающей, наряду с естественной стохастичностью, обусловленной случайной природой входных сигналов, рандомизацию условий процесса «приём – передача». Введение в процедуры обработки и формирования сигналов контролируемых случайных параметров расширяет спектр сигналов, устраняет стробоскопические эффекты, уменьшает боковые лепестки ДОР цели, снижает требования к разрядности АЦП вплоть до бинарно – знакового квантования.

В статье даётся оценка возможности и перспектив применения псевдошумовых РЛС. Для снижения вероятности перехвата предложено использование в РЛС псевдошумовых хаотических сигналов, применение которых в режимах СДЦ и углометрии из-за несовершенства элементной базы дискретной микроэлектроники ранее считалось невозможным.

Сделан вывод о том, что СЛ может занять промежуточное положение между ШЛ с НИ (или КНИ) сигналами и традиционной высокопотенциальной радиолокацией с составными детерминированными (шумоподобными) сигналами, достигая характеристик, близких соответствующим аналоговым прототипам.

Литература

1. Горбунов Ю.Н., Куликов Г.В., Шпак А.В. Радиолокация: стохастический подход. Монография. – М.: Горячая линия - Телеком, 2016, 576 с.: ил.
2. Brennan L. E., Reed I. S. Quantization Noise in digital Moving Targets Indication Systems. // IEEE Transaction, 1966, vol. AES-2, №6. - p. 655-658.
3. Горбунов Ю.Н. Стохастическая интерполяция пеленга в адаптивных антенных решетках с последовательным диаграммо-образованием на базе усечённых апертур и робастных статистик сигнала на входе // Издательство «Радиотехника», Журнал «Антенны», 2015, №6, С. 18-26.
4. Миддлтон Д. Введение в статистическую теорию связи. // В 2-х томах. – Т. 1,2.
5. Горбунов Ю.Н. Стохастическое временное и пространственное квантование в плоских апертурах фазированных антенных решеток. // Труды X Международной научно-технической конференции «Радиолокация, радионавигация и связь». – Воронеж: Изд. НПФ «Саквояж», 2005, т. III. - с. 1790 - 1798.
6. Горбунов Ю.Н. Рандомизированная обработка сигналов в радиолокации и связи". Монография ISBN 978-3-659-37797-6. - Издательство «LAP LAMBERT Academic Publishing», 66121, Saarbrücken, Germany, 2015, 150 с.
7. Теоретические основы радиолокации. Под ред. Я.Д.Ширмана. Учебное пособие для вузов. – М.: Советское радио, 1970. – 560 с.
8. Boulat A. Bash, Dennis Goeckel, Don Towsley. Limits of Reliable Communication with Low Probability of Detection o AWGN Channels. U Mass Technical Report UM. – CS. – 2012. - 003. P. 32.
9. Huffman D,A. The synthesis of linear sequential coding networks. Information theory. Academic Press, New, 1956. P. 77 – 95.

Для цитирования:

Ю. Н. Горбунов. Выбор сигналов в стохастической радиолокации: учет вопросов снижения заметности. Журнал радиоэлектроники [электронный журнал]. 2018. №2. Режим доступа: <http://jre.cplire.ru/jre/feb18/2/text.pdf>
DOI: [10.30898/1684-1719.2018.2.2](https://doi.org/10.30898/1684-1719.2018.2.2)