

А. М. Рембовский, А. Б. Токарев

АВТОМАТИЗИРОВАННЫЙ РАДИО- МОНИТОРИНГ НА ОСНОВЕ ОДНОКАНАЛЬНОЙ И ДВУХКАНАЛЬНОЙ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ

Исследованы процедуры обнаружения–оценивания–разрешения сигналов с усреднением по нескольким реализациям при одноканальной и двухканальной обработке данных.

Одной из основных функций средств автоматизированного радиомониторинга является панорамный анализ в сверхшироком диапазоне частот, измеряемом тысячами мегагерц, с максимально высокой скоростью при заданной разрешающей способности по частоте для обеспечения быстрой последующей настройки на сигналы, представляющие наибольшую ценность для пользователя. В результате проведения панорамного анализа:

- определяется число сигналов в анализируемой полосе частот и производится оценка параметров этих сигналов;
- производится накопление, хранение и статистическая обработка полученной информации.

Очевидно, что задача быстрого спектрального анализа наиболее успешно решается при использовании аппаратно реализованных процессоров быстрого преобразования Фурье (БПФ), результатом действия которых является массив спектральных компонент, что эквивалентно результату использования гребенки фильтров (парциальных частотных каналов) в полосе одновременного анализа радиоприемного устройства. Именно такой подход позволяет одновременно оценивать количество и параметры сигналов в данном временном интервале, исследовать корреляцию между моментами их появления в эфире и на основе этого определять принадлежность их источников и выявлять взаимодействующие источники радиоизлучения.

Ряд задач радиомониторинга успешно решается на основе цифрового спектроанализатора с одним трактом приема и обработки, однако подобная система радиомониторинга обладает ограниченными возможностями. Для расширения круга решаемых задач (например, для оценки местоположения источников радиоизлучений, различения источников сигналов внутри и вне контролируемой зоны) в современных систе-

мах радиомониторинга используется несколько синхронно перестраиваемых приемных трактов с процессорами БПФ в каждом, при этом наиболее типичной является попарная обработка в выбранных трактах [1].

Одной из существенных особенностей спектроанализаторов на основе процессоров БПФ является возможность реализации многоканального накопления сигнала в каждом парциальном частотном канале с усреднением по нескольким реализациям, число которых заранее фиксируется. Это позволяет увеличить реальную чувствительность обнаружения и, соответственно, расширить зону электромагнитной доступности постов автоматизированного радиомониторинга как при обнаружении радиосигналов, так и при реализации других функций. При этом, естественно, снижается быстродействие процессов радиоконтроля.

В настоящей работе исследованы процедуры обнаружения–оценки–разрешения сигналов с усреднением по нескольким реализациям при одноканальной и двухканальной обработке данных.

Постановка задачи. Сложность решения задач радиомониторинга применительно к сигналам различных типов может быть различной. Например, обнаружение широкополосных сигналов при отсутствии априорной информации является сложной задачей. Обработка же узкополосных сигналов, характеризуемых, как правило, большим значением отношения сигнал/шум, может осуществляться на основе сравнительно простой модели наблюдаемых процессов, требующей минимум априорных сведений. Далее рассмотрим основы цифровой обработки совокупности узкополосных радиосигналов, наблюдаемых совместно на фоне широкополосного аддитивного шума.

Для широкополосного радиомониторинга на основе процессоров БПФ характерна ситуация, когда в полосе частот одновременного анализа наблюдается несколько узкополосных радиосигналов, длительность каждого из которых относительно невелика, при этом на интервале наблюдения возможно окончание одних и начало других. В подобном случае априорная информация о количестве и параметрах наблюдаемых сигналов и шума довольно быстро устаревает, и ее использование не приводит к улучшению качества обработки. Например, при увеличении или уменьшении числа сигналов в анализируемой полосе частот изменяется мощность принимаемого случайного процесса. Компенсируя данное изменение, система автоматической регулировки усиления может существенно варьировать коэффициент усиления приемника. В результате использовать априорные сведения об интенсивности наблюдаемых сигналов и шума оказывается сложно; удобнее

полагать эти параметры неизвестными. В то же время, в пределах одного сеанса связи вид модуляции сигнала и среднее значение ширины его спектра, как правило, остается неизменным. Однако полагаться на подобные сведения при приеме сигналов на смежных частотах вряд ли возможно, поскольку использование подобных априорных данных часто усложняет алгоритм обработки без существенного повышения его качества.

Таким образом, исследование радиообстановки проводится в следующих условиях:

— анализируемый случайный процесс содержит неизвестное число узкополосных составляющих, порождаемых источником радиозлучения;

— априорные сведения о несущей частоте, способе и параметрах модуляции наблюдаемых сигналов отсутствуют; известно лишь, что ширина спектра сигнала не превышает некоторого заранее установленного предела;

— сведения об интенсивности шума отсутствуют, однако в пределах обрабатываемой полосы частот, ограничиваемой возможными значениями частоты дискретизации, мощность шума практически не изменяется.

Далее будем полагать, что одновременно в ходе обнаружения осуществляется разрешение и оценивание наблюдаемых совместно узкополосных сигналов, т.е. определение их количества и основных параметров.

В полосе частот шириной ΔF на фоне аддитивного нормального белого шума $\xi(t)$ неизвестной интенсивности σ_ξ^2 действует неизвестное число M узкополосных радиосигналов $u_m(t)$, $m = 1, \dots, M$, ширина спектра которых df_m ограничена и не может быть больше некоторой заданной величины $df_{\text{рк}}$ — ширины радиоканала. Таким образом, наблюдаемый процесс имеет вид

$$u_{\text{вх}}(t) = \xi(t) + \sum_{m=1}^M u_m(t, f_m, df_m), \quad (1)$$

где f_m — центральная частота спектра сигнала $u_m(t)$. Сигналы не перекрываются по частоте и могут с равной вероятностью располагаться в любой части анализируемого диапазона. Форма их спектра неизвестна (рис. 1). Необходимо по результатам наблюдения одной или нескольких выборок процесса (1) определить число M узкополосных сигналов и оценить ширину их спектра и центральные частоты.

В качестве теоретической основы решения поставленной задачи воспользуемся статистической теорией синтеза совместно оптималь-

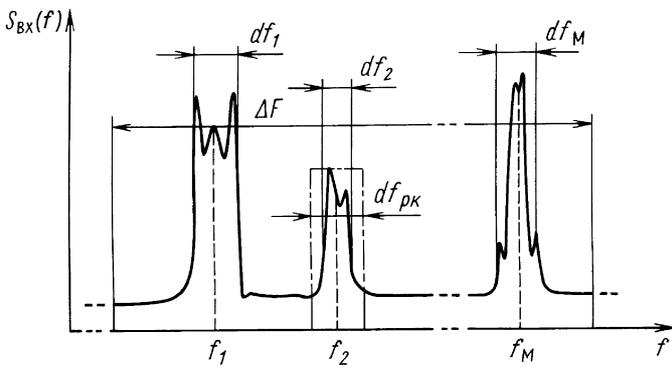


Рис. 1. Одна из возможных реализаций спектральной плотности мощности наблюдаемого случайного процесса $u_{\text{BX}}(t)$

ных алгоритмов [2, 3]. В терминах указанной теории поставленную задачу можно сформулировать как задачу оценки составного вектора $\vec{\lambda} = (\sigma_{\xi}^2, M, \vec{\lambda}_M)^T$, где M — число сигналов, присутствующих в анализируемой полосе частот, $\vec{\lambda}_M$ — вектор совокупности неизвестных параметров разрешаемых сигналов. Для определения вектора $\vec{\lambda}$ используют отсчеты вектора \vec{x} наблюдаемых координат случайного входного процесса, рассчитываемого по регистрируемой реализации $u_{\text{BX}}(t)$. Вероятностные характеристики отсчетов \vec{x} зависят от истинного значения $\vec{\lambda}$ и определяются условной плотностью вероятности $W(\vec{x} | \vec{\lambda}) = W_M(\vec{x} | \sigma_{\xi}^2, M, \vec{\lambda}_M)$. Необходимо найти такое правило разрешения–оценивания, при котором получаемая оценка $\tilde{\lambda}$ числа и параметров сигналов оказывается наилучшей из всех возможных согласно некоторому заранее выбранному критерию.

Независимо от выбранного критерия оптимизации решение поставленной задачи связано с исследованием условных плотностей распределения $W(\vec{x} | \vec{\lambda})$, называемых функциями правдоподобия. Сложность такого исследования существенно зависит от выбора системы наблюдаемых координат процесса $u_{\text{BX}}(t)$. При выборе в качестве наблюдаемых координат совокупности временных отсчетов процесса $u_{\text{BX}}(t)$ каждое входящее в вектор \vec{x} значение зависит сложным образом от параметров всех разрешаемых сигналов, и определение оптимальной оценки вектора $\vec{\lambda}$ является весьма трудоемким. В частотной области, напротив, зависимость вероятностных характеристик спектральных отсчетов от параметров разрешаемых сигналов является слабой, и отсчеты можно приближенно считать независимыми [4], что приводит к факторизации функции правдоподобия и упрощает как процесс поиска оптимального алгоритма, так и получаемую процедуру обработки. Вследствие это-

го в качестве вектора наблюдаемых координат \vec{x} следует использовать спектральные отсчеты процесса $u_{\text{вх}}(t)$.

Обнаружение узкополосных радиосигналов на основе одноканальной обработки. Общепринятой спектральной характеристикой сигналов, представленных выборками фиксированного объема, является дискретное преобразование Фурье

$$c(n) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} u_{\text{вх}}(kT) e^{-2\pi j \frac{nk}{N}}, \quad (2)$$

где N — число спектральных отсчетов, n — текущий номер отсчета, $n = 1, \dots, N$. Однако совокупность комплексных отсчетов $c(n)$ не является оптимальным вектором наблюдаемых координат \vec{x} , поскольку вектор параметров $\vec{\lambda}_M$ содержит неизвестные амплитуды и фазы спектральных составляющих всех сигналов. При максимизации функции правдоподобия по этим параметрам при отсутствии априорных сведений о фазовом спектре обнаруживаемых сигналов соотношение реальной и мнимой части $c(n)$ будет оказывать влияние лишь на неинформативный для решаемой задачи вектор фаз спектральных составляющих. Результаты разрешения–оценивания зависят лишь от вектора амплитуд составляющих наблюдаемого процесса, поэтому в качестве вектора \vec{x} удобно принять совокупность отсчетов

$$X_R(n) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R |c_{(r)}(n)|^2 \quad (3)$$

энергетического спектра процесса $u_{\text{вх}}(t)$; здесь R — число выборок.

Если спектр (3) получен по R выборкам наблюдаемого процесса $u_{\text{вх}(r)}(kT)$ объемом N отсчетов каждая, то сигнал $u_m(t)$ представлен в этом спектре

$$dn_m = NTdf_m \quad (4)$$

спектральными отсчетами. Подмножество спектральных отсчетов, отвечающих неравенству $n_m \leq n \leq n_m + dn_m$ и характеризующих m -й сигнал, обозначим θ_m . Эти отсчеты представляют собой фактически независимые случайные величины, подчиняющиеся нецентральному χ^2 -распределению [5]

$$W_{\text{нц}\chi^2}(x; \lambda, J, \delta) = \frac{1}{\lambda^{\frac{J}{2}} \Gamma\left(\frac{J}{2}\right)} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\frac{J}{2}-1} e^{-(\delta+\frac{x}{\lambda})} {}_0F_1\left(\frac{J}{2}, \delta\frac{x}{\lambda}\right), \quad (5)$$

где ${}_0F_1(\alpha, z)$ — обобщенная гипергеометрическая функция, Γ — гамма-функция. Параметры этого распределения имеют вид

$$\lambda = \frac{\sigma_\xi^2}{RN}, \quad J = 2R, \quad \delta = \frac{RNS_{mq}^2}{4\sigma_\xi^2}, \quad (6)$$

где σ_ξ^2 — мощность аддитивного шума; S_{mq} — амплитуда составляющей сигнала $u_m(t)$; $q = n - n_m$ — порядковый номер отсчета внутри спектра полезного сигнала.

Отсчеты шума усредненного энергетического спектра (3) представляют собой случайные величины, подчиняющиеся центральному χ^2 -распределению

$$W_{\chi^2}(x; \lambda, J) = \frac{1}{\lambda \Gamma\left(\frac{J}{2}\right)} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\frac{J}{2}-1} e^{-\frac{x}{\lambda}} \quad (7)$$

с $J = 2R$ степенями свободы и параметром

$$\lambda = \frac{\sigma_\xi^2}{RN}. \quad (8)$$

Подмножество отсчетов шума условимся обозначать $\theta_{\text{ш}}$.

С учетом выбранного вектора наблюдения \vec{x} задачу разрешения-оценивания радиосигналов можно сформулировать следующим образом.

Имеется усредненный энергетический спектр (3) случайного процесса, состоящего из шума и, возможно, нескольких узкополосных радиосигналов $u_m(t)$. С учетом взаимной независимости отсчетов $X_R(n)$ этот спектр характеризуется функцией правдоподобия

$$W(\vec{x} | \vec{\lambda}) = \prod_{m=1}^M \left(\prod_{q=1}^{dn_m} W_{\text{нц}\chi^2}(x_{n_m+q} | S_{mq}) \right) \prod_{n \in \theta_{\text{ш}}} W_{\chi^2}(x_n), \quad (9)$$

где $W_{\chi^2}(x_n)$ — центральное χ^2 -распределение с параметрами (8), а $W_{\text{нц}\chi^2}(x_{n_m+q} | S_{mq})$ — нецентральное χ^2 -распределение с параметрами (6).

Требуется определить число M входящих в состав $u_{\text{вх}}(t)$ узкополосных сигналов, а также оценить совокупность величин n_m и dn_m , определяющих частотные границы обнаруженных сигналов.

При решении поставленной задачи необходимо иметь в виду следующее.

1. Задача отличается существенной априорной неопределенностью, поскольку не только значения параметров разрешаемых сигналов, но и

законы их распределения априори неизвестны. Для преодоления подобной априорной неопределенности статистическая теория синтеза оптимальных алгоритмов рекомендует адаптивный метод [6], согласно которому вместо неизвестных величин следует использовать их максимально правдоподобные оценки.

2. Если имеется априорная информация относительно вероятностей P_M появления конкретного числа M узкополосных компонент в составе процесса (1), разрешение–оценивание сигналов можно осуществлять на основе критерия максимальной апостериорной вероятности. Соответствующий алгоритм обработки должен максимизировать по вектору $\vec{\lambda}$ апостериорные вероятности появления усредненного энергетического спектра \vec{x} для совокупности гипотез $H_0, H_1, \dots, H_{M_{\max}}$ о наличии в составе $u_{вх}(t)$ конкретного числа сигналов $u_m(t)$. К сожалению, подобную максимизацию можно провести лишь в виде численной итерационной процедуры, а потому данный оптимальный алгоритм будет обладать чрезвычайно высокой вычислительной сложностью.

3. Соответствующая случаю отсутствия вероятностей P_M оптимальная процедура, основанная, например, на критерии максимального правдоподобия, будет при вычислениях лишь ненамного проще предыдущей, поскольку в этом случае также необходима совместная максимизация многомерной функции правдоподобия по совокупности параметров сигналов.

4. Наряду с характеризруемыми высокой сложностью оптимальными подходами к задаче разрешения–оценивания сигналов можно предложить ряд квазиоптимальных методов решения этой задачи, основанных на понятии квазиполного разрешения [7]. Этот метод позволяет рассматривать задачу разрешения как задачу комплексного обнаружения некоторого набора сигналов, при котором разрешение сигналов характеризуется приведенной вероятностью ложного обнаружения $P_{л}$ и вероятностью пропуска отдельного, произвольно выбранного сигнала $P_{пс}$. Оптимальным при этом (по аналогии с критерием Неймана–Пирсона) является алгоритм, обеспечивающий при фиксированной вероятности ложного обнаружения $P_{л}$ минимальное значение вероятности пропуска сигнала $P_{пс}$.

При практической реализации систем радиомониторинга фактор быстродействия чрезвычайно важен. Квазиоптимальные алгоритмы и, в частности, основанные на понятии квазиполного разрешения пороговые процедуры разрешения–оценивания, рассматриваемые далее, ценой некоторого снижения точности получаемых оценок позволяют существенно уменьшить вычислительную сложность обработки. Именно такие квазиоптимальные алгоритмы оказываются наиболее востребованными на практике.

Описание пороговой процедуры разрешения–оценивания. Упрощение, достигаемое при применении пороговой квазиоптимальной процедуры, заключается в том, что глобальная максимизация функции правдоподобия (9) заменяется предварительным разделением всей совокупности отсчетов на подмножество $\theta_{\text{ш}}$ отсчетов шума и подмножества θ_m , $m = 1, 2, \dots, M$, отсчетов сигналов на основе различий между законами распределения отсчетов спектров шума и сигналов. После выделения совокупности подмножеств отсчетов сигнала расчет параметров сигналов производится для каждого из них в отдельности. Применительно к слабым сигналам подобный подход несколько уступает оптимальному в точности, однако замена глобальной оптимизации функции многих переменных поиском набора локальных экстремумов многократно снижает вычислительную сложность, а при увеличении отношения сигнал/шум качественные показатели оптимального и упрощенного алгоритмов оказываются сопоставимыми.

Пусть H_1 — гипотеза о принадлежности отсчета $X_R(n)$, принявшего значение x_n , спектру некоторого сигнала $u_m(t)$, амплитуда которого на частоте n/NT составляет S_{mq} , и пусть H_0 — гипотеза о принадлежности отсчета со значением x_n участку оси частот, где нет полезных сигналов. Тогда, в соответствии с приведенными выше статистическими характеристиками отсчетов спектров сигналов и шума, отношение правдоподобия гипотез H_1 и H_0 имеет вид

$$L(x_n) = \frac{W_{\text{ш}} \chi^2(x_n | S_{mq})}{W_{\chi^2}(x_n | S_{mq})} = \lambda^{1-R} e^{-\delta} {}_0F_1 \left(R, \delta \frac{x_n}{\lambda} \right). \quad (10)$$

При любом $\delta > 0$ с увеличением x_n отношение правдоподобия монотонно возрастает. Оптимальное правило разделения спектральных отсчетов на подмножества $\theta_{\text{ш}}$ и θ_m , $m = 1, 2, \dots, M$, состоит в сравнении x_n с некоторым пороговым значением $x_{\text{пор}}$:

$$x_n \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} x_{\text{пор}}. \quad (11)$$

Пороговое значение однозначно определяет вероятности ошибок, заключающихся в отнесении какого-то числа максимальных отсчетов спектра шума к подмножествам θ_m , $m = 1, 2, \dots, M$, и пропуске некоторых составляющих сигналов, относимых, таким образом, к подмножеству $\theta_{\text{ш}}$. Поскольку решение о количестве наблюдаемых полезных сигналов предполагается принимать на основе выделяемых подмножеств θ_m , $m = 1, 2, \dots, M$, спектральных составляющих сигналов, то выбор значения $x_{\text{пор}}$ оказывает определяющее влияние на показатели алгоритма разрешения в целом, а потому для определения правила расчета $x_{\text{пор}}$ сформируем полностью указанный алгоритм.

Пороговый алгоритм разрешения–оценивания узкополосных сигналов включает следующие этапы.

1. Выделяется совокупность спектральных составляющих сигнала на основе правила (11).

2. Спектральные отсчеты сигнала, расположенные в порядке возрастания их номеров n_k , разбиваются на несколько поддиапазонов Q_j , $1 \leq j \leq J$. При этом отсчет $X_R(n_1)$ сигнала с наименьшим номером всегда относится к поддиапазону Q_1 , а принадлежность последующих отсчетов определяется по итеративному группирующему правилу:

$$X_R(n_{k+1}) \in \begin{cases} Q_j, & \text{если } X_R(n_k) \in Q_j \text{ и } n_{k+1} - n_k \leq dn_{\text{рк}}, \\ Q_{j+1}, & \text{если } X_R(n_k) \in Q_j \text{ и } n_{k+1} - n_k > dn_{\text{рк}}, \end{cases} \quad (12)$$

где $dn_{\text{рк}} = NTdf_{\text{рк}}$ — максимально возможное число отсчетов, представляющих спектр сигнала в одном радиоканале.

3. Для каждого поддиапазона Q_j определяются минимальный $n_{\min j}$ и максимальный $n_{\max j}$ номера входящих в него отсчетов и число полезных сигналов, принадлежащих каждому диапазону, по правилу

$$M_j = \left[1 + \frac{n_{\max j} - n_{\min j}}{dn_{\text{рк}}} \right], \quad (13)$$

где $[\cdot]$ — символ взятия целой части числа.

4. Для M_j сигналов, образующих поддиапазон Q_j , определяется наиболее вероятный вариант разделения совокупности отсчетов $n_{\min j}, \dots, n_{\max j}$ на подмножества θ_m , $m = 1, 2, \dots, M$, и для каждого подмножества корреляционным методом производится оценка центральной частоты и ширины спектра сигнала.

Порог разделения отсчетов на подмножества отсчетов шума и сигнала при одноканальной обработке. Пусть полосе частот одновременного анализа соответствует набор отсчетов усредненного спектра с номерами $n_{\min} \leq n \leq n_{\max}$. Из приведенного описания порогового алгоритма следует, что для возникновения ситуации ложного разрешения сигналов достаточно, чтобы хотя бы один из отсчетов спектра шума превысил уровень $x_{\text{пор}}$. Если число таких отсчетов спектра равно $N_{\text{ш}}$, то вероятность ложного обнаружения сигналов имеет вид

$$P_{\text{л}} = 1 - P\{X_R(n) < x_{\text{пор}}, \quad n \in \theta_{\text{ш}}\} = 1 - F_{\chi^2}^{N_{\text{ш}}}(x_{\text{пор}}), \quad (14)$$

где $F_{\chi^2}(x)$ — функция распределения отсчетов шума. Для обеспечения приемлемого качества разрешения–оценивания необходимо достичь значения $P_{\text{л}} \approx 0$, что требует значения $F_{\chi^2}(x_{\text{пор}}) \approx 1$ и, следовательно, $P_{\text{л}} \approx N_{\text{ш}}(1 - F_{\chi^2}(x_{\text{пор}}))$. Конечно, до завершения анализа точное количество отсчетов шума $N_{\text{ш}}$ неизвестно, однако для гарантированного

выполнения требований к допустимой вероятности ложного обнаружения целесообразно принять $N_{\text{ш}}$ равным ширине области анализа, выраженной в отсчетах: $N_{\text{раб}} = n_{\text{max}} - n_{\text{min}}$. Тогда допустимая вероятность превышения порога отдельным шумовым отсчетом усредненного спектра будет определяться величиной

$$\varepsilon = 1 - F_{\chi^2}(x_{\text{пор}}) \approx \frac{P_{\text{л}}}{N_{\text{раб}}}. \quad (15)$$

В соответствии с работой [8] для центрального χ^2 -распределения аргумент χ_{ε}^2 , для которого $P\{\chi^2 \geq \chi_{\varepsilon}^2\} = \varepsilon$, приближенно определяется соотношением

$$\chi_{\varepsilon}^2 \approx \lambda J \left(1 - \frac{2}{9J} + x_{\varepsilon} \sqrt{\frac{2}{9J}} \right)^3, \quad (16)$$

где J — число степеней свободы распределения; x_{ε} — процентная точка гауссовского распределения, для расчета которой можно использовать приближенное соотношение [8]

$$x_{\varepsilon} = t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3}; \quad (17)$$

здесь

$$t = \sqrt{\ln\left(\frac{1}{\varepsilon^2}\right)}, \quad c_0 = 2,515517, \quad c_1 = 0,802853, \quad c_3 = 0,010328, \\ d_1 = 1,432788, \quad d_2 = 0,189269, \quad d_3 = 0,001308.$$

Используя указанные приближения и выражение (8), получаем следующее правило расчета порога $x_{\text{пор}}$, разделяющего спектральные отсчеты на подмножества отсчетов шума и сигналов при одноканальной обработке:

$$x_{\text{пор}}(\sigma_{\xi}^2) = \frac{\sigma_{\xi}^2}{N} \left(1 - \frac{1}{9R} + x_{\varepsilon} \sqrt{\frac{1}{9R}} \right)^3, \quad (18)$$

где x_{ε} определяется правилом (17), а вероятность ε — соотношением (15).

Оценка интенсивности шума. В предложенном алгоритме разделения отсчетов спектра на подмножества отсчетов шума и сигналов предполагается, что известна интенсивность σ_{ξ}^2 шума, на фоне которого наблюдаются узкополосные компоненты. Однако согласно постановке задачи разрешения–оценивания эта интенсивность является случайным параметром, причем неизвестна не только сама величина σ_{ξ}^2 , но и закон ее распределения.

Использование оптимальной максимально правдоподобной оценки уровня шума приводит к возрастанию вычислительной сложности алгоритма. В связи с этим проанализируем следующий, менее трудоемкий, подход к оценке интенсивности шума.

Отметим [5], что для центрального χ^2 -распределения с J степенями свободы и параметрами (8) математическое ожидание определяется соотношением

$$M(X_{\text{ш}}) = \frac{J\lambda}{2} = \frac{\sigma_{\xi}^2}{N}. \quad (19)$$

Следовательно, если расположение узкополосных сигналов $u_m(t)$ на оси частот известно, а число $N_{\text{ш}}$ шумовых отсчетов спектра достаточно велико, то целесообразно, отбрасывая составляющие сигнала, оценивать уровень шума σ_{ξ}^2 посредством учета лишь компонент спектра шума. Конечно, качество оценки σ_{ξ}^2 при этом снижается, но если число компонент сигнала составляет небольшую долю всех спектральных отсчетов, то снижение точности незначительно и исключается необходимость определять неизвестные амплитуды составляющих S_{mq} сигнала. На практике, однако, подмножество $\theta_{\text{ш}}$ отсчетов шума, как правило, заранее не известно и может быть определено лишь приближенно. Проанализируем два различных метода, позволяющих выделять подмножество отсчетов шума с незначительными вычислительными затратами.

1. Если проигнорировать наличие составляющих сигнала и оценку интенсивности шума определить соотношением

$$\sigma_{\text{ш0}}^2 = NM(X_{\text{ш}}) = \frac{N}{N_{\text{раб}}} \sum_{n=n_{\text{мин}}}^{n_{\text{мин}}+N_{\text{раб}}-1} x_n, \quad (20)$$

где $n_{\text{мин}}$ — отсчет, соответствующий левой границе полосы частот одновременного анализа, то при $M > 0$ полученное значение, очевидно, окажется завышенным. Вместе с тем, применительно к сигналам значительной интенсивности даже для подобной неточной оценки будет справедливо

$$P\{X_R(n) > x_{\text{пор}}(\sigma_{\text{ш1}}^2)\} \approx 1, \quad n \in \theta_m, \quad (21)$$

что позволяет корректно отнести эти отсчеты к подмножеству отсчетов сигнала. Установление принадлежности части отсчетов энергетического спектра к подмножеству отсчетов сигнала позволяет заменить приближенную оценку (20) более точной:

$$\sigma_{\text{ш1}k}^2 = \frac{N}{N_{\text{раб}} - N_c} \sum_{n \notin \theta_c} x_n, \quad (22)$$

где N_c — количество отсчетов сигнала, найденных по превышению порога сигнальных отсчетов; θ_c — подмножество отсчетов сигнала; k — номер итерации. Как правило, уже после двух-трех подобных итераций оценка (22) становится достаточно близкой к истинному значению мощности шума.

2. Иной подход к оценке уровня шума основан на том факте, что на любом свободном от сигналов участке частот математическое ожидание отсчетов энергетического спектра совпадает с величиной σ_ξ^2/N , а на участках сигналов — повышается. Если сгладить спектр по частоте окном, ширина (в количестве отсчетов) Π_w которого не превышает максимального по частоте промежутка Π_{\max} между спектрами сигналов (рис. 2), то такое сглаживание вызовет заметное искажение спектра лишь в окрестностях центральных частот сигналов $u_m(t)$, $m = 1, 2, \dots, M$, а на участках шума лишь уменьшит в Π_w раз дисперсию спектральных отсчетов, не изменяя математическое ожидание.

При $\Pi_w > 20$ эффект сглаживания проявляется уже достаточно существенно, и как минимальные, так и максимальные среди отсчетов только шума незначительно отличаются от σ_ξ^2/N . Принадлежащие подмножеству $\theta_{\text{ш}}$ минимальные отсчеты являются при этом одновременно наименьшими среди всех отсчетов сглаженного спектра. Таким образом, для оценки интенсивности шума определять расположение полезных сигналов в диапазоне частот не требуется.

Основной сложностью, которая возникает при практическом применении второго подхода, является то, что до завершения процедуры разрешения сигналов информация о величине наиболее широкого промежутка Π_{\max} между спектрами полезных сигналов отсутствует. Если максимально возможное число M_0 сигналов, которые могут присут-

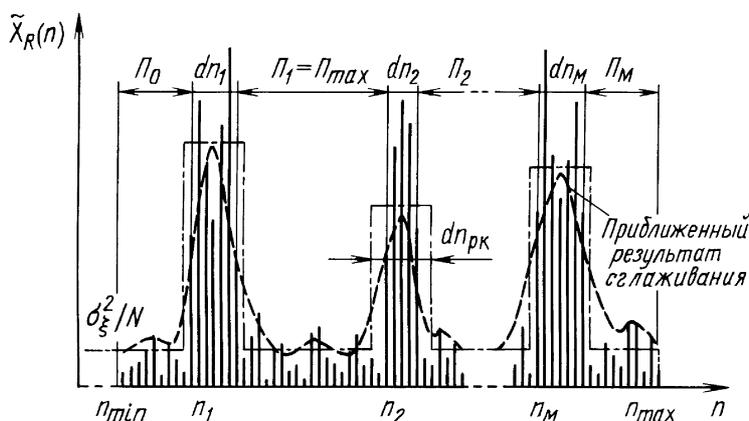


Рис. 2. Выбор ширины окна для сглаживания по частоте усредненного энергетического спектра случайного процесса

ствовать в анализируемом диапазоне частот, известно, то между спектрами сигналов можно найти по меньшей мере один промежуток, превышающий

$$\Pi_{w \min} = \frac{n_{\max} - n_{\min} - M_0 dn_{\text{рк}}}{M_0 + 1}. \quad (23)$$

Однако величина (23) получена с учетом присутствия всех M_0 сигналов и расположения этих сигналов по частоте через строго одинаковые промежутки, что является крайне маловероятным. В связи с этим максимальный частотный промежуток между спектрами разрешаемых сигналов целесообразно взять равным оценке Π_w , удовлетворяющей соотношению

$$F(\Pi_w | M_0) = \delta, \quad (24)$$

где F — функция распределения, закон которой определен в работе [9]; $\delta \approx 0$ — вероятность отсутствия в анализируемом диапазоне частот межспектрального промежутка, превосходящего Π_w .

Поскольку соотношение (24) учитывает максимально возможное число M_0 узкополосных сигналов, в реальности вероятность того, что $\Pi_{\max} < \Pi_w$, будет заметно меньше δ , т.е. практически равной нулю. Статистические характеристики величины Π_{\max} можно найти в работе [9], а кривые, позволяющие определить ее значение, приведены на рис. 3. Из представленных данных видно, что повышение δ до 10–15 % по сравнению со случаем $\delta = 0$ (что соответствует правилу (23)) позволяет увеличить ширину окна сглаживания Π_w в 2–2,5 раза.

Итак, второй метод оценивания интенсивности шума предполагает расчет сглаженного одноканального энергетического спектра

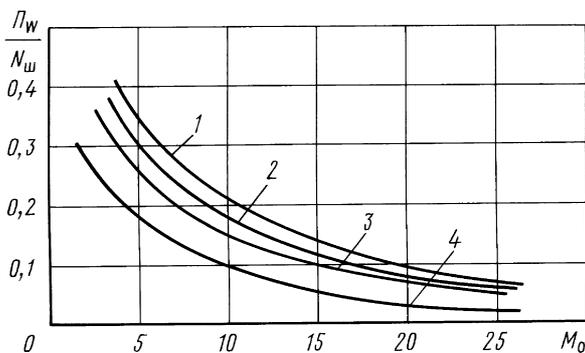


Рис. 3. Зависимость ширины окна сглаживания Π_w от количества M_0 узкополосных сигналов при определении уровня шума:

$\delta = 0,15$ (1); $0,1$ (2); $0,05$ (3); 0 (4)

$$\tilde{X}_R(n) = \frac{1}{\Pi_w} \sum_{i=n-[(\Pi_w-1)/2]}^{n+[\Pi_w/2]} x_i, \quad (25)$$

где ширина окна сглаживания Π_w определяется на основе соотношения (24), и использование для определения интенсивности шума наименьшего из полученных значений

$$\sigma_{\text{оц2}}^2 = N \min_{n \in N_{\text{раб}}} \tilde{X}_R(n). \quad (26)$$

Анализ показывает, что обе рассмотренные квазиравдоподобные оценки уровня шума, как получаемые на основе исключения максимальных составляющих (оценки первого типа), так и определяемые по минимуму сглаженного энергетического спектра случайного процесса (оценки второго типа), обладают систематической погрешностью, величина которой возрастает с увеличением числа одновременно наблюдаемых сигналов. Вместе с тем, оценки первого типа, как правило, оказываются завышенными, а второго — заниженными. Практика показывает, что наилучших результатов можно добиться, объединяя два рассмотренных подхода в единую процедуру. Для этого интенсивность шума предварительно оценивают по правилу (26), а затем уточняют на основе соотношения (22). При большом объеме имеющихся спектральных данных и не слишком высокой загрузке исследуемого диапазона частот узкополосными сигналами (менее 30 %) точность оценки с использованием подобного алгоритма практически не уступает точности, достигаемой при строго оптимальной процедуре оценивания.

Теперь, полагая ошибку при определении уровня шума пренебрежимо малой, оценить качество разрешения–оценивания сигналов с использованием одноканального алгоритма, сформулированного выше, можно следующим образом.

Сигнальные составляющие усредненного энергетического спектра подчиняются нецентральному χ^2 -распределению [5]:

$$F_{\text{нц}\chi^2}(x_n) = e^{-\delta} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\delta^k}{k!} \frac{\gamma(0,5n+k, x_n)}{\Gamma(0,5n+k)}, \quad (27)$$

где $\Gamma(x)$ — гамма-функция, $\gamma(a, x)$ — неполная гамма-функция; прочие обозначения — см. формулу (6). Поскольку решение о наличии сигнала принимается при превышении порога по крайней мере одним отсчетом, то применительно к сигналу, характеризуемому набором из dn_m спектральных составляющих с амплитудами S_{mq} , вероятность пропуска определяется соотношением

$$P_{\text{nc}} = \prod_{q=1}^{dn_m} F_{\text{нц}\chi^2}(x_{\text{пор}} | S_{mq}). \quad (28)$$

Возрастание числа спектральных отсчетов, представляющих сигнал, очевидно, влечет снижение вероятности его пропуска. В связи с этим целесообразно проанализировать зависимость вероятности пропуска сигнала от параметров радиообстановки для наиболее сложного случая, когда сигнал представлен единственным отсчетом спектра. Соответствующие такому случаю кривые приведены на рис. 4.

Используя выборки наблюдаемого случайного процесса $u_{\text{вх}}(t)$ значительного размера ($N \gg 1$), можно обеспечить представление спектра каждого сигнала достаточно большим числом спектральных отсче-

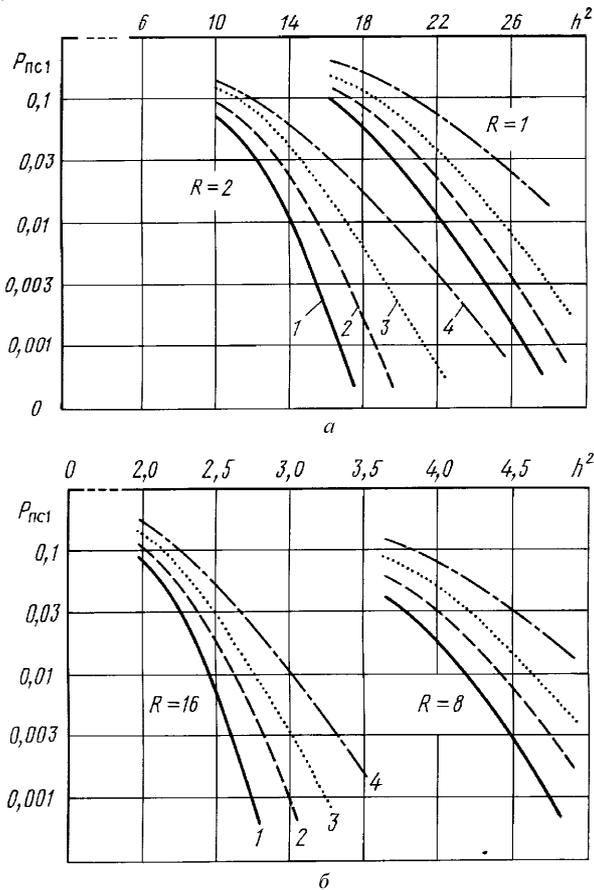


Рис. 4. Характеристики одноканального алгоритма обнаружения сигнала, представленного одним спектральным отсчетом, при малом (а) и большом (б) числе R усреднений спектра:

$P_{\text{д}} = 0,05$ (1); $0,01$ (2); $0,005$ (3); $0,001$ (4)

тов и в соответствии с соотношением (28) достигнуть весьма высокого качества разрешения–оценивания сигналов.

Обнаружение узкополосных радиосигналов на основе двухканальной обработки. Из рассуждений, которые были справедливы для одноканальной обработки, следует, что при двухканальной процедуре разрешения–оценивания также удобно использовать в качестве вектора наблюдения \vec{x} совокупность спектральных характеристик наблюдаемого случайного процесса. При двухканальной обработке такими характеристиками будут служить величины модулей среднего значения отсчетов взаимного энергетического спектра

$$X_{\text{вз}R}(n) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R c_{c_r}(n) c_{o_r}^*(n), \quad (29)$$

где $c_{c_r}(n)$ — спектр r -й выборки процесса $u_{\text{вх}}(t)$ в сигнальном канале, $c_{o_r}(n)$ — спектр одновременно полученной выборки в “опорном” канале, $*$ — знак комплексного сопряжения.

Спектральные отсчеты $c_{c_r}(n)$ и $c_{o_r}(n)$, которые соответствуют участкам частот шума, малы по модулю и хаотично изменяются от выборки к выборке по фазе, а потому отсчеты спектра (29) для таких частот также будут незначительны по абсолютной величине. Напротив, для участков частот сигнала спектральные отсчеты $c_{c_r}(n)$ и $c_{o_r}(n)$ обладают большей интенсивностью и изменяются согласованно (сохраняя разность фаз), а потому и величина $|X_{\text{вз}R}(n)|$ оказывается намного больше. Указанные отличия по аналогии со случаем одноканальной обработки позволяют разделить всю совокупность отсчетов (29) на подмножество $\theta_{\text{ш}}$ отсчетов шума и подмножества $\theta_m, m = 1, 2, \dots, M$, отсчетов сигнала, что служит основой для построения двухканальной квазиоптимальной процедуры обнаружения сигналов.

Можно показать, что если взаимный спектр получен по большому числу R выборок процесса $u_{\text{вх}}(t)$, то составляющие спектра сигнала подчиняются обобщенному закону распределения Релея–Райса [10]

$$W_{\text{Рел}}(x|S_{mq}) = \frac{x}{\sigma_{Xmq}^2} \exp\left(-\frac{x^2 + c^2}{2\sigma_{Xmq}^2}\right) I_0\left(\frac{xc}{\sigma_{Xmq}^2}\right), \quad x \geq 0, \quad (30)$$

с параметрами

$$\sigma_{Xmq} = \sqrt{\left(\frac{\sigma_{\xi}^2}{2N} + \frac{S_{mq}^2}{4}\right) \frac{\sigma_{\xi}^2}{RN}}, \quad c = \frac{S_{mq}^2}{4}; \quad (31)$$

здесь $I_0(\cdot)$ — модифицированная функция Бесселя нулевого порядка. Отсчеты спектра шума распределены по закону Релея $W_{\text{Рел}}(x)$ с пара-

метром $\sigma_{X_{mq}}$, для которого

$$\sigma_{X_0} = \frac{\sigma_{\xi}^2}{N\sqrt{2R}}. \quad (32)$$

Тогда функция правдоподобия для выборок взаимного спектра имеет вид

$$W(\vec{x} | \vec{\lambda}) = \prod_{m=1}^M \left(\prod_{q=1}^{dn_m} W_{\text{Рел}}(x_{n_m+q} | S_{mq}) \right) \prod_{n \in \theta_{\text{ш}}} W_{\text{Рел}}(x_n). \quad (33)$$

Для получения (по аналогии со случаем одноканальной обработки) новой квазиоптимальной процедуры обнаружения остается лишь уточнить соответствующее распределением отсчетов шума и сигнала правило расчета порогового значения, с помощью которого можно разделить спектральные отсчеты на подмножества отсчетов сигнала и шума.

Порог разделения отсчетов на подмножества отсчетов шума и сигнала при двухканальной обработке. Для вероятности ложного обнаружения сигналов справедливо соотношение

$$P_{\text{л}} = 1 - P\{X_{\text{вз}R}(n) | < x_{\text{пор}}, \quad n \in \theta_{\text{ш}}\} = 1 - F_{\text{Рел}}^{N_{\text{ш}}}(x_{\text{пор}}). \quad (34)$$

Следует, однако, отметить, что распределение (33) справедливо в предположении, что число R усреднений спектра велико. При малом R пороговое значение необходимо увеличивать. В результате, для расчета порога разделения отсчетов на подмножества отсчетов шума и сигнала можно использовать следующее соотношение:

$$x_{\text{пор}2}(\sigma_{\xi}^2) = \sqrt{1 + \frac{4}{R + 0,75} \frac{\sigma_{\xi}^2}{N} \sqrt{\frac{-\ln(\varepsilon)}{R}}}, \quad (35)$$

где вероятность ε определяется соотношением (15), а первый сомножитель — поправочный коэффициент, характеризующий отличие реального распределения от распределения по закону Релея.

Поскольку составляющие сигнала во взаимном энергетическом спектре подчиняются обобщенному закону распределения Релея с параметрами (31), а наличие сигнала регистрируется по превышению порогового значения по крайней мере одним отсчетом, то применительно к сигналу $u_m(t)$, характеризуемому набором из dn_m спектральных составляющих, вероятность пропуска определяется соотношением

$$P_{\text{пс}} = \prod_{q=1}^{dn_m} F_{\text{Рел}}(x_{\text{пор}} | S_{mq}). \quad (36)$$

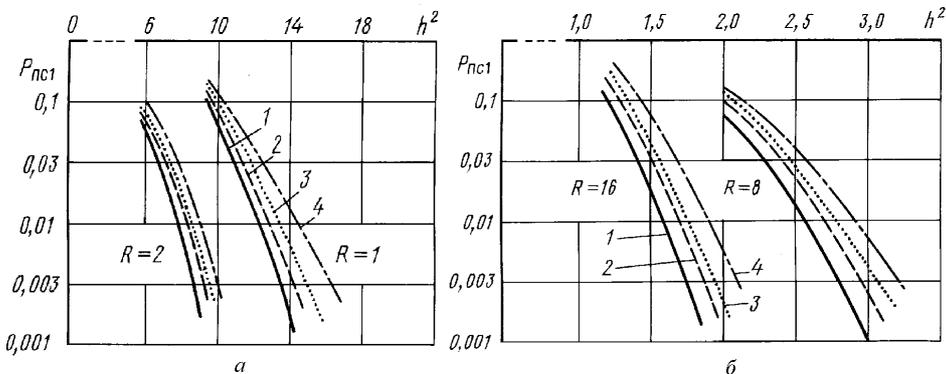


Рис. 5. Характеристики двухканального алгоритма обнаружения сигнала, представленного одним спектральным отсчетом, при малом (а) и большом (б) числе R усреднений спектра:

$P_{\alpha} = 0,05$ (1); $0,01$ (2); $0,005$ (3); $0,001$ (4)

Для наиболее сложного случая, когда обнаруживаемый сигнал представлен единственным отсчетом спектра, кривые обнаружения приведены на рис. 5.

Сравнение одноканальной и двухканальной процедур обработки. Известно [5], что χ^2 -распределение характеризуется выражениями

$$M_1\{\chi^2\} = a + \left(\frac{J}{2} + \delta\right)\lambda, \quad D\{\chi^2\} = \left(\frac{J}{2} + 2\delta\right)\lambda^2, \quad (37)$$

где λ — параметр, характеризующий разброс значений случайной величины; J — число степеней свободы; δ — параметр нецентральности распределения.

С учетом этого отсчеты энергетического спектра шума характеризуются выражением

$$m_1\{X_{Rш}(n)\} = \frac{\sigma_{\xi}^2}{N}, \quad n \in \theta_{ш}, \quad (38)$$

а отсчеты энергетического спектра сигнала — выражением

$$m_1\{X_{Rc}(n)\} = \frac{S_{mq}^2}{4} + \frac{\sigma_{\xi}^2}{N}, \quad n \in \theta_m. \quad (39)$$

Применительно к обобщенному распределению Релея математическое ожидание определяется выражением [10]

$$M_1\{X_{Рел}\} = \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\left(1 + \frac{c^2}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{c^2}{4\sigma^2}\right) + \frac{c^2}{2\sigma^2} I_1\left(\frac{c^2}{4\sigma^2}\right) \right) \exp\left(-\frac{c^2}{4\sigma^2}\right), \quad (40)$$

где $I_0(\cdot)$, $I_1(\cdot)$ — модифицированные функции Бесселя нулевого и первого порядка соответственно. В результате, среднее значение модуля отсчета шума в усредненном взаимном энергетическом спектре составляет

$$m_1\{|X_{B3R}(n)|\} = \sigma_{X0} \sqrt{\frac{\pi}{2}}, \quad n \in \theta_{ш}, \quad (41)$$

где σ_{X0} определяется соотношением (32).

Для отсчета сигнала подобное среднее значение может быть получено путем подстановки в выражение (40) параметров (31).

Выигрыш в среднем значении отношения сигнал/шум при двухканальной процедуре обработки по сравнению с одноканальной может быть представлен в следующем виде:

$$\nu_{cp} = 20 \lg \left(\frac{m_1\{|X_{B3Rc}(n)|\} m_1\{X_{Rш}(n)\}}{m_1\{|X_{B3Rш}(n)|\} m_1\{X_{Rc}(n)\}} \right) \text{ дБ}. \quad (42)$$

Результаты расчета показателя ν_{cp} приведены на рис. 6. Из представленных данных следует, что по мере увеличения интенсивности сигналов и числа усреднений спектра достигаемый выигрыш возрастает. Для $R > 30$ он может достигать 10–12 дБ.

Выводы. Исследованы процедуры обнаружения нескольких узкополосных радиосигналов с частотным разрешением в полосе одновременного обзора на выходе одноканального и двухканального спектральных анализаторов, каждый канал которых состоит из приемного тракта и

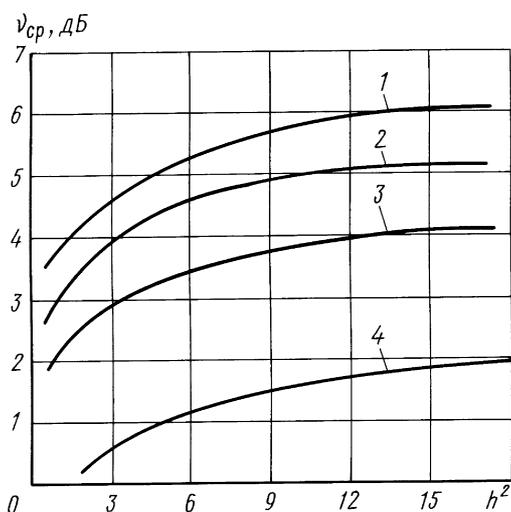


Рис. 6. Выигрыш в среднем значении отношения сигнал/шум при двухканальной процедуре обработки данных по сравнению с одноканальной: $R = 14$ (1); 10 (2); 6 (3); 2 (4)

процессора БПФ. Особенность процедур заключается в том, что исходные данные сначала разделяются с использованием порогового правила на подмножества отсчетов шума и сигнала, а затем параметры обнаруженных сигналов оптимизируются в каждом из подмножеств отсчетов сигнала в отдельности. Показано, что выигрыш в среднем значении отношения сигнал/шум при двухканальной процедуре обработки в зависимости от числа усреднений составляет от 1 до 5 дБ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Рембовский А. М. Выявление технических каналов утечки информации — методы, структура и характеристики средств // Вестник МГТУ им. Н.Э. Баумана. Сер. "Приборостроение". — 2003. — № 3. — С. 84–108.
2. Левин Б. Р., Шинаков Ю. С. Совместно оптимальные алгоритмы обнаружения сигналов и оценивания их параметров (обзор) // Радиотехника и электроника. — 1977. — № 11. — С. 239–256.
3. Трифонов А. П., Шинаков Ю. С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1986. — 264 с.
4. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. — М.: Мир, 1990. — 584 с.
5. Губарев В. В. Вероятностные модели. — Новосибирск: Новосиб. электротехн. ин-т, 1992. — 421 с.
6. Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. — М.: Сов. радио, 1977. — 432 с.
7. Ширман Я. Д. Разрешение и сжатие сигналов. — М.: Сов. радио, 1974. — 360 с.
8. Справочник по специальным функциям / Под ред. М. Абрамовица, И. Стиган. — М.: Наука, 1979. — 830 с.
9. Макаров Г. В., Токарев А. Б. Определение закона распределения максимального промежутка между спектрами узкополосных радиосигналов // Теория и техника радиосвязи. Вып. 1. — Воронеж: Изд-во Воронежского НИИ связи, 1995.
10. Заездный А. М. Основы расчетов по статистической радиотехнике. — М.: Связь, 1969. — 447 с.

Статья поступила в редакцию 18.09.2003

Анатолий Маркович Рембовский родился в 1941 г., окончил в 1966 г. Московский энергетический институт. Д-р техн. наук, старший научный сотрудник, генеральный директор ЗАО "Иркос". Автор более 90 научных работ в области автоматизированного радиомониторинга, пеленгования и защиты информации.

A.M. Rembovsky (b. 1941) graduated from the Moscow Institute for Power Engineering. D. Sc. (Eng.), senior researcher, general director of "ZAO Irkos". Author of more than 90 publications in the field of automated radio monitoring, direction finding and data security.