

УДК 621.391

Алгоритм предварительной идентификации радиосигналов по спектральным маскам

Студеникин А. Г., Крыжко И. Б., Токарев А. Б.,
Ашихмин А. В., Фатеев А. А.

Постановка задачи: осуществление широкополосного радиоконтроля предполагает определение принадлежности наблюдаемых радиоизлучений конкретным стандартам передачи данных. Процедуры полномасштабной проверки подобной принадлежности обладают значительной трудоемкостью, поэтому целесообразно использовать двухэтапную процедуру идентификации, на стартовом этапе которой среди возможных гипотез о соответствии излучений стандартам выделяются наиболее правдоподобные, а на заключительном этапе после детальной перепроверки этих гипотез выносятся окончательные решения. **Целью работы** является разработка алгоритма предварительной идентификации сигналов, позволяющего выдвигать гипотезы о принадлежности наблюдаемых радиоизлучений различным стандартам лишь на основе широкополосных спектральных диаграмм, накапливаемых по обширной совокупности выборок. Формирование накопленных спектральных диаграмм является неотъемлемой частью процедуры обнаружения радиоизлучений и потому их использование не увеличивает вычислительную сложность обработки сигналов в системах радиоконтроля. **Новизна:** предложенный алгоритм идентификации учитывает возможность существенной деформации накопленных спектров сигналов вследствие интерференционных искажений и использует для поиска целевых сигналов комплексирование известных статистик (модифицированный коэффициент корреляции фрагментов накопленных спектральных диаграмм со спектральными масками выявляемых излучений) и авторских подходов. Последние включают контроль соответствия степени растяжения нормированных образцовых спектров (спектральных масок) физическим ожиданиям, оценивание рассогласования спектров принятого сигнала и спектральных масок, а также специализированную проверку целостности идентифицированных спектров. **Результат:** практическая апробация предложенного алгоритма на реальных сигналах демонстрирует устойчивость его работы и высокую достоверность идентификации сигналов даже при значительных интерференционных искажениях их спектров в сложной городской радиообстановке. Сравнительное тестирование показывает, что предложенный алгоритм работоспособен при отношении сигнал-шум, на 5-10 дБ меньшем значений, требуемых для иных известных алгоритмов, представленных в технической литературе. **Практическая значимость:** реализация разработанного алгоритма обеспечивает системам радиоконтроля сокращение затрат временных и вычислительных ресурсов на определение принадлежности обнаруживаемых сигналов конкретным стандартам передачи данных.

Ключевые слова: системы радиоконтроля, идентификация сигналов, накопленный спектр, спектральная маска излучения, оценки спектрального сходства, Spectral Correlation Coefficient, Spectral Angle Mapper, Spectral Information Divergence.

Актуальность

Рост количества систем передачи информации, разнообразия совокупности стандартов, которым их излучения соответствуют, а также все более активное применение устройств и систем, базирующихся на технологии Software

Библиографическая ссылка на статью:

Студеникин А. Г., Крыжко И. Б., Токарев А. Б., Ашихмин А. В., Фатеев А. А. Алгоритм предварительной идентификации радиосигналов по спектральным маскам // Системы управления, связи и безопасности. 2021. № 4. С. 10-39. DOI: 10.24412/2410-9916-2021-4-10-39

Reference for citation:

Studenikin A. G., Kryzhko I. B., Tokarev A. B., Ashihmin A. V., Fateev A. A. Algorithm for preliminary identification of radio signals with spectral masks. Systems of Control, Communication and Security, 2021, no. 4, pp. 10-39 (in Russian). DOI: 10.24412/2410-9916-2021-4-10-39

Defined Radio (SDR) и предполагающих возможным динамическое управление радиочастотным ресурсом [1, 2], существенно усложняют осуществление радиоконтроля. При отсутствии априорной информации о соответствующем точке приема частотно-территориальном плане выявление частотных границ сигналов и определение соответствующих им стандартов радиоизлучения представляет собой сложную, весьма трудоемкую задачу. Решение подобной задачи путем последовательной перепроверки всех потенциально возможных гипотез о принадлежности стандарту излучения каждого участка частот, на котором выявляется спектральная активность, является неэффективным, так как в таком случае требуется анализ не только «внешних» признаков сигнала (таких как центральная частота, ширина и форма спектра), но и «внутренних» (таких как тип модуляции, символьная скорость) [3], что сопряжено с существенными вычислительными, а значит и временными затратами, в то время как современная радиообстановка быстро меняется и требует оперативного анализа. Существенную экономию ресурсов можно обеспечить, если разработать инструмент, позволяющий без детального анализа структуры регистрируемых сигналов определять наиболее вероятные гипотезы о их принадлежности конкретным стандартам передачи данных. Анализ и оценка мировых тенденций развития радиотехнологий и систем связи, представленные в одноименном приложении к документу [4], показывают, что количество беспроводных SDR средств передачи информации малого радиуса действия, базирующихся на концепции динамического распределения спектра, с каждым годом будет только возрастать. Соответственно, потребность в осуществлении радиоконтроля в условиях частичного и даже полного отсутствия априорной информации будет возникать все чаще, что делает задачу разработки алгоритма предварительной (оценочной) идентификации сигналов все более актуальной.

Существует много публикаций, касающихся вопросов распознавания вида модуляции сигналов (например, работы [5-8]). Для определения стандартов передачи данных, которым соответствуют радиосигналы, разными авторами предлагается использовать технологии машинного обучения при обработке отсчетов временных выборок или спектров [9, 10]. Однако эти подходы нередко отличаются существенной вычислительной сложностью, а также необходимостью сбора объемных наборов данных для обучения классификаторов. Вместе с тем, аналогичная задача рассматривается в ряде работ по спектроскопии применительно к гиперспектральным изображениям [11, 12], и анализ указывает на возможность и целесообразность применения аналогичного подхода и к радиосигналам.

Постановка задачи

Анализ системами радиоконтроля (СРК) сигнальной обстановки в широких полосах частот базируется, как правило, на анализе спектральных характеристик наблюдаемых в этих частотных диапазонах радиоизлучений [13, 14]. Использование накопленных по различным правилам спектров позволяет получать достаточно устойчивые спектральные оценки и обнаруживать самые разнообразные по свойствам радиоизлучения. Конечно, подобный энергетический

подход уступает по чувствительности процедурам обнаружения, базирующимся на знании тонкой структуры целевых излучений, однако отсутствие детальных сведений о подлежащих обнаружению сигналах является для СРК типичной, неотъемлемой особенностью и, как следствие, энергетическое обнаружение, опирающееся на накопленные спектры излучений, было и остается одним из основных способов анализа радиообстановки.

Как правило, подлежащий анализу диапазон частот многократно превосходит по ширине полосу пропускания приемника СРК, а потому для сбора данных о радиообстановке используется панорамный режим, при котором приемник настраивается на стартовый частотный участок анализируемого диапазона, по регистрируемым выборкам формирует оценки спектральных характеристик действующих на этом участке частот случайных процессов и затем перестраивается на смежный участок частот для формирования очередной спектральной оценки. Последовательно перестраиваясь подобным образом вдоль всего представляющего интерес диапазона частот, приемник за несколько циклов формирует спектральную панораму, характеризующую радиообстановку во всем анализируемом диапазоне частот.

Накопленные спектры сигналов разных стандартов отличаются друг от друга по форме, поэтому если использовать их типовые образцы в качестве «спектральных масок» (СМ), которым должен удовлетворять наблюдаемый накопленный спектр, то появляется возможность оценивать правдоподобие гипотез о принадлежности регистрируемых радиоизлучений тому или иному стандарту по степени соответствия собираемых приемником спектральных диаграмм конкретным СМ. Причем, если использовать для предварительной идентификации сигналов те же самые спектральные панорамы, которые обычно задействованы в процедуре обнаружения, то трудоемкость процедуры анализа радиообстановки возрастет лишь на набор операций, входящих в сам алгоритм идентификации сигналов, а расходовать ресурсы на подготовку исходных данных для анализа не потребуется.

Как следствие, целью настоящего исследования является разработка алгоритма предварительной идентификации сигналов, позволяющего выдвигать гипотезы о принадлежности наблюдаемых радиоизлучений различным стандартам лишь на основе широкополосных спектральных диаграмм, накапливаемых по обширной совокупности выборок.

Исходные данные для решения задачи

В системах радиоконтроля основой спектрального анализа регистрируемых колебаний служит комплексный спектр принимаемых выборок, получаемый при помощи дискретного преобразования Фурье

$$\dot{c}_r(\ell, n_{CE}) = \sum_{k=0}^{N_{CE}-1} w(k) \cdot \dot{u}_{CE, \ell, r}(kT) \cdot e^{-j \cdot 2\pi \cdot \frac{n_{CE} \cdot k}{N_{CE}}},$$

где r – порядковый номер выборки, ℓ – номер спектральной полосы, определяемый настройкой радиоприемника, n_{CE} – номер спектрального отсчета внутри текущей полосы, k – порядковый номер отсчета во временной выборке,

$\dot{u}_{CE\ell,r}(kT)$ – отсчеты выборки, соответствующей комплексной огибающей совокупности принятых в ℓ -й полосе радиоизлучений, N_{CE} – объем этой выборки, $T = 1/F_s$ – интервал дискретизации, F_s – частота дискретизации, $w(\cdot)$ – применяемая для корректировки свойств спектра весовая функция.

Рассчитываемые коэффициенты комплексного ряда Фурье $\dot{c}_r(\ell, n_{CE})$ характеризуют спектральные составляющие входного процесса на частотах

$$f_{\ell, n_{CE}} = f_{\ell 0} + \frac{n_{CE}}{N_{CE}} \cdot F_s, \text{ при } -\frac{N_{CE}}{2} \leq n_{CE} < \frac{N_{CE}}{2}, \quad (1)$$

где f_{ℓ} – частота настройки радиоприемника при приеме данных в ℓ -й по порядку из набора смежных частотных полос. Формально, совокупность комплексных коэффициентов $\dot{c}_r(\ell, n_{CE})$ позволяет осуществлять спектральный анализ воздействующего на вход радиоприемника случайного процесса в полосе частот с шириной, равной частоте дискретизации F_s , однако для минимизации погрешностей, сопровождающих дискретизацию, в СРК полосу одновременного обзора (ПОО) ограничивают полосой пропускания антиалайзингового фильтра $\Delta F_1 < F_s$. При этом количество N спектральных отсчетов, представляющих ℓ -ю полосу шириной ΔF_1 также немного уступает объему исходной выборки $N < N_{CE}$. В частности, в измерительных приемниках «АРГАМАК-ИС», выпускаемых компанией АО «ИРКОС», для $N_{CE} = 1024$ рабочая область оси частот имеет ширину $N = 960$.

Поступающие на обработку выборки данных $\dot{u}_{CE\ell,r}(kT)$ всегда содержат в своем составе шумовые компоненты, что существенно влияет на одиночные спектральные массивы $\dot{c}_r(\ell, n_{CE})$, поэтому осуществлять идентификацию по каждому из них в отдельности нецелесообразно. Одной из потенциально пригодных для осуществления идентификации спектральных оценок является усредненная спектральная плотность амплитуд

$$S_{avg}(\ell, n_{\ell}) = 20 \cdot \lg \left(\frac{1}{R} \cdot \sum_{r=0}^{R-1} \left| \dot{c}_r(\ell, n_{min\ell} + n_{\ell}) \right| \right), \quad (2)$$

где $n_{min\ell}$ – номер первого из отсчетов, попадающих в полосу пропускания ΔF_1 антиалайзингового фильтра, $n_{\ell} = \overline{0, N-1}$ – номера спектральных отсчетов, перенумерованные таким образом, что стартовый из попадающих в ПОО отсчет получает номер $n_{\ell} = 0$, R – число накопленных спектральных выборок. На основе оценки (2) можно получать высокостабильные результаты при условии, что подлежащий идентификации радиосигнал наблюдается в эфире по ходу сбора всех R выборок данных. Если же в число распознаваемых входят пакетные радиосигналы, порождающие в эфире лишь кратковременные радиоимпульсы, то усреднение в (2) между собой как «сигнальных», так и «шумовых» выборок будет приводить к ослаблению сигнальной компоненты и, в конечном итоге, к снижению достоверности идентификации.

Как следствие, при необходимости распознавания по спектральным маскам пакетных радиосигналов в качестве исходных данных для анализа можно рекомендовать накопленную по максимуму спектральную плотность амплитуд, отдельными элементами которой являются массивы уровней спектральных составляющих

$$S_{\max}(\ell, n_\ell) = 20 \cdot \lg \left(\max_r \left| \dot{c}_r(\ell, n_{\min \ell} + n_\ell) \right| \right), \quad (3)$$

где использованы такие же правила перенумерации отсчетов, как и в (2).

Оценка (3) является более универсальной, чем (2), и может быть использована для выявления как пакетных, так и постоянно действующих радиоизлучений, однако для нее характерны несколько большие искажения тех составляющих сигналов, которые незначительно превышают уровень фонового шума. Как следствие, если объектом идентификации являются лишь постоянно действующие сигналы, то использование усредненного спектра (2) дает некоторые преимущества по отношению к накопленному по максимуму спектру (3).

При сохранении места расположения антенны приемника и настроек его приемного тракта массивы спектральных уровней $S_{\text{avg}}(\ell, n_\ell)$ и $S_{\max}(\ell, n_\ell)$ для смежных полос частот будут формироваться однотипно, поэтому если выбирать частоты настройки приемника по правилу

$$f_{\ell+1} = f_\ell + \frac{N}{N_{\text{CE}}} \cdot F_s,$$

то оказывается допустимой операция «склейки панорамы», в результате которой из L массивов (2) или (3) по N отсчетов каждый формируется спектр для широкого диапазона частот объемом

$$N_{\text{all}} = L \cdot N \quad (4)$$

отсчетов с новыми индексами

$$n = \ell \cdot N + n_\ell, \quad (5)$$

для которого справедливо

$$S(n) = \begin{cases} S_{\text{avg}}(\ell, n_\ell) & \text{при использовании усреднения;} \\ S_{\max}(\ell, n_\ell) & \text{при накоплении по максимуму.} \end{cases} \quad (6)$$

Для сигналов, активно использующих частотно-временной ресурс, форма накопленного спектра после «склейки», как правило, оказывается сопоставима с результатом, который был бы получен при размещении принимаемого сигнала целиком в рамках одной ПОО.

Для сопоставления СМ с наблюдаемыми на практике спектрами (6) маски необходимо представлять в виде массивов дискретных отсчетов со спектральным разрешением, соответствующим (1). При этом дискретность представления спектра желательно выбирать таким образом, чтобы для всех СМ ширина M составляла не менее нескольких десятков, но не более нескольких сотен отсчетов. Дальнейшее увеличение разрешения, как правило, не приводит к отображению дополнительных деталей формы спектра, но вызывает возрастание флуктуаций амплитуд спектральных отсчетов, повышает вычислительную сложность расчетов, а также снижает число накапливаемых спектров для одной выборки.

Слишком малое разрешение, в свою очередь, приводит к искажению формы спектра искомых сигналов, что негативно влияет на достоверность принимаемых решений.

Итак, выраженный в децибелах типовой «эталонный» спектр j -го сигнала, соответствующего определенному стандарту и ширине спектра, может быть представлен СМ – массивом $\mu_j(m)$, где $m = 0, M_j - 1$, M_j – ширина маски в отсчетах.

Следует отметить, что в зависимости от используемого алгоритма идентификации, формируемые из «эталонных» сигналов СМ могут учитывать изменения амплитуды, а также ширины спектра сигналов путем формирования комплекта из нескольких СМ для каждого стандарта. Далее для каждого стандарта будут использованы комплекты СМ, отражающие возможные изменения ширины спектра сигналов. Учет же изменений амплитуды будет выполняться алгоритмами идентификации; условимся только, что значения СМ сдвинуты по вертикали так, чтобы минимальное значение оказалось нулевым. Пример подобной СМ для сигнала базовой станции (БС) стандарта UMTS, наложенной на накопленный по максимуму спектр данного сигнала, показан на рис. 1.

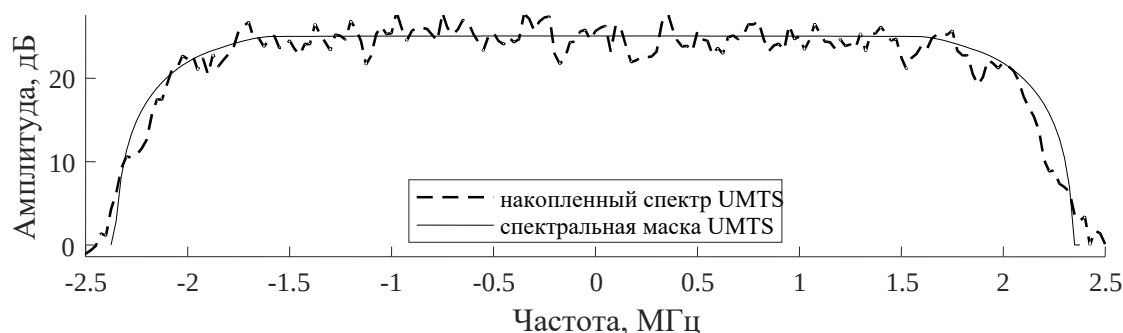


Рис. 1. СМ для сигнала БС UMTS, наложенная на его накопленный спектр

Базовые меры подобия гиперспектральных изображений

Задача оценки подобия принятого спектра образцу широко изучена в применении к спектральным кривым, характеризующим отражающую способность материалов, в частности, к гиперспектральным изображениям как к совокупностям таких кривых. Среди базовых мер подобия принятого спектра образцовому, которые могут быть использованы отдельно, либо составлять основу для более сложных оценок, можно выделить следующие [15]:

- линейный коэффициент корреляции (Spectral Correlation Coefficient (SCC));
- угловая мера подобия (Spectral Angle Mapper (SAM));
- мера информационного расхождения (Spectral Information Divergence (SID)).

Рассмотрим эти меры подобия подробнее. Первая из них, линейный коэффициент корреляции, для j -й СМ рассчитывается как

$$SCC_j(n) = \frac{\text{cov}_{S\mu_j}(n)}{\sigma_{S_j}(n)\sigma_{\mu_j}}, \quad (7)$$

где номер отсчета n определяется по формуле (5), $\text{cov}_{S\mu_j}(n)$ обозначает ковариацию между отсчетами спектра S и маски μ_j

$$\text{cov}_{S\mu_j}(n) = \frac{1}{M_j} \sum_{m=0}^{M_j-1} (S(n+m) - \bar{S}_j(n))(\mu_j(m) - \bar{\mu}_j),$$

σ_S, σ_{μ_j} – среднеквадратические значения маски и спектра на ее интервале:

$$\sigma_{\mu_j} = \sqrt{\frac{1}{M_j} \sum_{m=0}^{M_j-1} (\mu_j(m) - \bar{\mu}_j)^2},$$

$$\sigma_{S_j}(n) = \sqrt{\frac{1}{M_j} \sum_{i=n}^{n+M_j-1} (S(i) - \bar{S}_j(n))^2},$$

$\bar{\mu}_j, \bar{S}_j(n)$ – средние значения маски и спектра на ее интервале:

$$\bar{\mu}_j = \frac{1}{M_j} \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m),$$

$$\bar{S}_j(n) = \frac{1}{M_j} \sum_{i=n}^{n+M_j-1} S(i).$$

Значения линейного коэффициента корреляции лежат в диапазоне $[-1, 1]$, но на практике отрицательная взаимосвязь не несет полезной информации, поэтому целесообразно учитывать величины в диапазоне $[0, 1]$. В таком случае больший показатель SCC соответствует большему сходству принятого спектра и маски.

Следующая из перечисленных мер спектрального подобия – угловая мера, соответствует углу в пространстве размерности M_j между векторами, соответствующими фрагменту спектра с номером начального отсчета n и длиной M_j отсчетов, и маске μ_j , и определяется как

$$SAM_j(n) = \arccos \left(\frac{\langle S_j(n), \mu_j \rangle}{\|S_j(n)\|_2 \|\mu_j\|_2} \right),$$

где $\langle S_j(n), \mu_j \rangle$ – скалярное произведение, рассчитываемое как

$$\langle S_j(n), \mu_j \rangle = \sum_{m=0}^{M_j-1} S(n+m) \mu_j(m),$$

$\|\cdot\|_2$ – вторая норма, определяемая для спектра и маски как

$$\|S_j(n)\|_2 = \sqrt{\sum_{m=0}^{M_j-1} S(n+m)^2},$$

$$\|\mu_j\|_2 = \sqrt{\sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m)^2}.$$

Значения угловой меры подобия SAM лежат в диапазоне $\overline{0, \pi}$, причем меньшие значения соответствуют большему сходству принятого спектра и маски.

Последней из перечисленных мер спектрального подобия является мера информационного расхождения, отражающая информационное различие между отсчетами фрагмента спектральной панорамы с номером начального отсчета n и длиной M_j отсчетов, и маски μ_j , рассчитываемая по формуле

$$SID(S_j(n), \mu_j) = D(S_j(n), \mu_j) + D(\mu_j, S_j(n)),$$

где D – расстояние Кульбака-Лейблера между вероятностными распределениями, определяемое как

$$D(S_j(n), \mu_j) = \sum_{i=n}^{n+M_j-1} p_j(i) \ln \left(\frac{p_j(i)}{q_j(i)} \right),$$

$$D(\mu_j, S_j(n)) = \sum_{i=n}^{n+M_j-1} q_j(i) \ln \left(\frac{q_j(i)}{p_j(i)} \right).$$

Распределения вероятностей p, q рассчитываются по следующим формулам:

$$p_j(i) = \frac{S(i)}{\sum_{k=i}^{i+M_j-1} S(k)},$$

$$q_j(i) = \frac{\mu_j(i)}{\sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m)}.$$

Информационное расхождение SID принимает значения в диапазоне $\overline{0, 1}$, при этом меньшие значения соответствуют большему сходству принятого спектра и маски.

Для каждой из перечисленных мер подобия возможно задать порог, определяющий границу интервала их значений, отражающего существенное сходство с маской. По попаданию значений оценки спектрального подобия в данный интервал можно определить участки частот, потенциально содержащие сигналы, а по наибольшему (или наименьшему) значению на таком участке – центральные частоты сигналов. Выбор порогов проводится по результатам экспериментов.

Эффективность идентификации радиосигналов по форме спектра при использовании базовых мер подобия

Рассмотрим возможность использования базовых мер спектрального подобия для идентификации сигналов в условиях различных отношений сигнал-шум (ОСШ), а также интерференционных искажений. Оценим эффективность алгоритмов идентификации на базе перечисленных оценок при поиске сигналов различных стандартов.

Пусть в накопленной спектральной панораме присутствуют спектры K_j сигналов j -го типа совместно с участками с нецелевыми сигналами (нецелевым сигналам далее условно присвоим «0-й» тип). Отношение суммарной полосы частот $III_{0\Sigma}$, занятой нецелевыми сигналами, к ширине спектра B_j сигнала j -го типа $K_0 = III_{0\Sigma} / B_j$ будем считать условным количеством «каналов» с нецелевыми сигналами.

В идеальном случае, после проведения эксперимента по анализу спектрограммы должны быть зафиксированы K_j случаев выявления целевых сигналов вблизи их реальных частот и не должно быть идентифицировано ни одного целевого радиоизлучения на участках, далеко отклоняющихся от реального расположения сигналов.

Пусть при тестировании β -го алгоритма, учитывающего q решающих статистик для оценки сходства спектра с маской, при использовании вектора порогов принятия решений $\mathbf{t} = (t_1, \dots, t_q)$ после проведения эксперимента оказалось корректно выявлено $N_{jj}^{(\beta)}(\mathbf{t})$ сигналов j -го типа (т.е. эти сигналы оказались идентифицированы в зоне допустимой погрешности δ_f оценки частотной позиции сигнала), а также были ложно (за пределами зоны допустимой погрешности) выявлены $N_{0j}^{(\beta)}(\mathbf{t})$ сигналов j -го типа. Тогда показателями качества работы β -го алгоритма могут служить

– вероятность успешной идентификации сигналов j -го типа

$$P_{\text{уи}j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) = N_{jj}^{(\beta)}(\mathbf{t}) / K_j,$$

– вероятность пропуска целевых сигналов

$$P_{\text{пс}j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) = 1 - P_{\text{уи}j}^{(\beta)}(\mathbf{t}),$$

– вероятность ложной идентификации нецелевых сигналов в качестве сигналов j -го типа

$$P_{\text{ли}j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) = N_{0j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) / K_0.$$

Отметим, что процедуры детального анализа сигналов, направленные на перепроверку результатов оценочной идентификации, обладают значительной вычислительной сложностью, в силу которой скорость обеспечиваемой ими идентификации оказывается существенно ниже, чем у анализируемых алгоритмов оценки спектрального подобия. И в целях повышения производительности детальная проверка должна производиться лишь на завершающем этапе анали-

за радиообстановки и опираться на результаты оценочной идентификации (например, производить детальный анализ следует лишь в той полосе, которая соответствует стандарту идентифицированного на первом этапе сигнала). В силу подобной особенности использования процедур оценочной идентификации высокая вероятность ложной идентификации будет приводить к существенному замедлению работы СРК, и снижению итоговой вероятности успешной идентификации. Небольшая же доля ложных идентификаций, при которой вероятность $P_{ли j}^{(\beta)}(\mathbf{t})$ не будет превышать некоторого порога $P_{ли max}$, является вполне допустимой, т.к. ошибки будут устранены на этапе детального анализа, а незначительное количество лишних проверок не будет приводить к заметному росту временных затрат.

Совокупность событий пропуска целевых сигналов включает в себя как случаи отсутствия их идентификации, так и случаи их идентификации как сигналов нецелевого типа. При этом случаи отсутствия идентификации не могут быть исправлены на последующих ее этапах, а высокая доля случаев ложной идентификации оказывается недопустима. Поэтому первостепенной задачей при оптимизации алгоритмов идентификации для СРК является максимизация вероятности успешной идентификации целевых сигналов (или минимизация вероятности их пропуска), для которой при отборе и оптимизации алгоритмов идентификации целесообразно задать минимальное требуемое значение $P_{уи min}$.

Для оценки пригодности β -го алгоритма для идентификации сигналов j -го типа при выбранных значениях порогов принятия решений введем функцию $g_j^{(\beta)}(\mathbf{t})$, равную вероятности успешной идентификации при выполнении ограничений на вероятности успешной и ложной идентификации и нулю при их нарушении:

$$g_j^{(\beta)}(\mathbf{t}) = \begin{cases} P_{уи j}^{(\beta)}(\mathbf{t}), & P_{уи j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) > P_{уи min}, \quad P_{ли j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) \leq P_{ли max}, \\ 0, & P_{уи j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) \leq P_{уи min}, \quad P_{ли j}^{(\beta)}(\mathbf{t}) > P_{ли max}. \end{cases}$$

Тогда задача оптимизации алгоритмов идентификации примет вид

$$g_j^{(\beta)}(\mathbf{t}) \rightarrow \max_{\mathbf{t}},$$

а численное значение этого показателя может служить основой сравнительного анализа алгоритмов идентификации для разных условий приема.

В качестве исходных данных для тестирования в исследовании использовался набор эфирных записей, содержащих сигналы следующих стандартов:

- UMTS (БС сотовой связи 3G);
- LTE_{5, 10, 20} (БС сотовой связи 4G, полоса 5, 10, 20 МГц соответственно);
- DVB-T2 (телевещание).

При формировании спектров использовалось накопление с коэффициентом $R=64$, а также нормировка спектров для приведения ОСШ сигналов к величине дБ, достаточной для срабатывания алгоритмов идентификации при отсутствии искажений. Для сборки спектральной панорамы использовались не только отсчеты в полосе сигналов, но и смежные с ними шумовые отсчеты. Число отсчетов используемых спектральных фрагментов составляло

$$M_j' = C_{wide} \cdot M_j,$$

где $C_{wide} = 1,098$ – коэффициент расширения фрагмента панорамы относительно ширины маски. Примеры спектров соответствующих сигналов показаны на рис. 2.

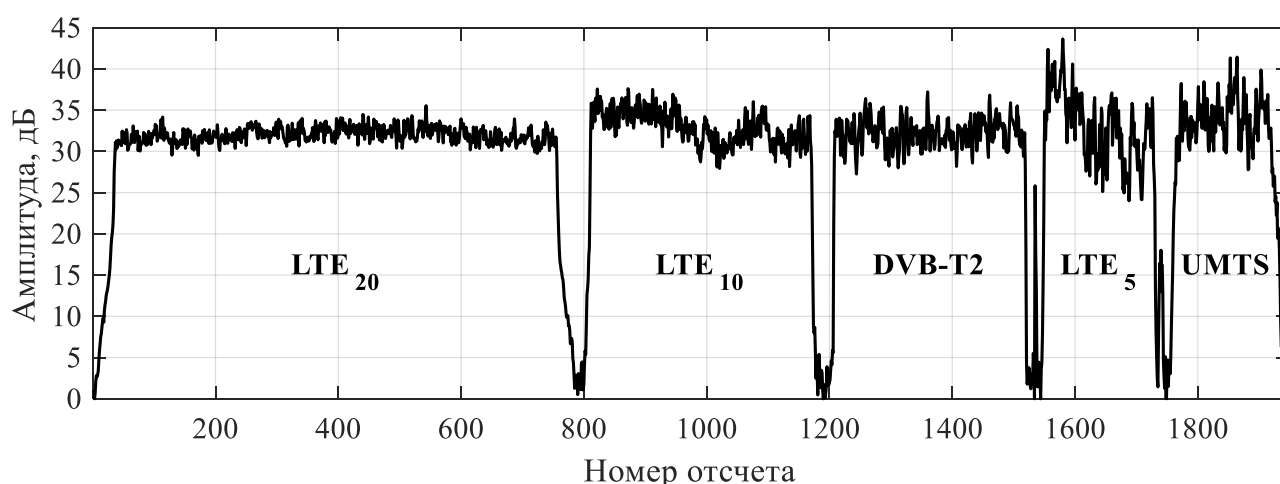


Рис. 2. Спектры, используемые для тестирования алгоритмов идентификации

Для имитации различной радиообстановки исходный массив спектров подвергался модификациям, моделирующим действие шума, а также интерференционных искажений.

Моделирование воздействия шума на спектр в полосе сигнала, накопленный по R реализациям, базировалось на использовании аддитивного белого гауссовского шума.

Пусть $\dot{s}_r(m)$, $m = n_0 - M_j' / 2, n_0 + M_j' / 2$, – комплексный спектр, представляющий полосу частот модифицируемого сигнала с центральной частотой, соответствующей отсчету n_0 .

Выражение для накопленного спектра $S_{\eta 1}$, полученного по комплексным спектрам в полосе сигнала $\dot{s}_r(m)$ и шумовым спектрам $\dot{\eta}_r(m)$, имеет вид

$$S_{\eta 1}(m) = 20 \cdot \lg \left(\max_r \left| \dot{s}_r(m) + \dot{\eta}_r(m) \right| \right).$$

В целях снижения объема вычислений возможно выполнять модификацию уже накопленных спектров путем суммирования с также накопленным шумом. Соответствующее выражение для модифицированного спектра $S_{\eta 2}$ имеет вид

$$S_{\eta 2}(m) = 20 \cdot \lg \left(\max_r \left| \dot{s}_r(m) \right| + \max_r \left| \dot{\eta}_r(m) \right| \right). \quad (8)$$

Генерация и накопление шумовых массивов для всего набора тестовых спектров требует существенных вычислительных ресурсов, поэтому вместо базовой формулы (8) использовалась упрощенная процедура, позволяющая по одному шумовому массиву получить набор отсчетов с распределением, близким к накопленным шумовым массивам. Рассмотрим этапы процедуры генерации накопленных шумовых массивов.

Первичной операцией является генерация отсчетов исходного шумового массива

$$\eta_1(m) = \sqrt{10^{P_{\eta}/10}} \cdot \eta_0(m),$$

где $\eta_0(m)$ – массив из L отсчетов нормально распределенного случайного процесса, принимающих значения в диапазоне $[-1, 1]$, P_{η} – мощность шума в дБ, определяемая как

$$P_{\eta} = H_{ref} - H_{tg} - \eta_{pf},$$

где H_{tg} – требуемое ОСШ, $\eta_{pf} = 10$ дБ – пик-фактор шума.

По отсчетам η_1 выполняется расчет отсчетов скользящего максимума

$$\eta_{1max}(m) = \max_k \eta_1(k), \quad k = \overline{m, m+R-1}.$$

Для массивов мгновенного шума и его скользящего максимума выполняется расчет среднего и дисперсии:

$$\overline{\eta_1} = \frac{1}{M_j'} \sum_{i=1}^{M_j'} \eta_1(i),$$

$$\overline{\eta_{1max}} = \frac{1}{M_j'} \sum_{i=1}^{M_j'} \eta_{1max}(i),$$

$$D_{\eta_1} = \frac{1}{M_j' - 1} \sum_{i=1}^{M_j'} (\eta_1(i) - \overline{\eta_1})^2,$$

$$D_{\eta_{1max}} = \frac{1}{M_j' - 1} \sum_{i=1}^{M_j'} (\eta_{1max}(i) - \overline{\eta_{1max}})^2.$$

Результирующие отсчеты «накопленного» шума η_{acc} определяются по формуле

$$\eta_{acc}(m) = \overline{\eta_{1max}} + \eta_1(m) \cdot \sqrt{D_{\eta_{1max}} / D_{\eta_1}},$$

а модифицированный спектр определяется выражением

$$S_{\eta_3}(m) = 20 \cdot \lg \left(\max_r |\dot{s}_r(m)| + \eta_{acc}(m) \right).$$

При тестировании заданные значения ОСШ H_{tg} составляли от 30 дБ до минус 5 дБ (отрицательное значение использовалось для компенсации ошибок оценки исходного ОСШ и нормировки спектра). Шаг изменения значений заданного ОСШ составил 5 дБ, а для увеличения вариативности тестовых данных при генерации шумовых отсчетов был установлен разброс ОСШ на равномерно распределенную случайную величину в диапазоне $\pm 2,5$ дБ.

Для моделирования интерференционных искажений, выражающихся в падении амплитуд группы соседних спектральных составляющих, после зашумления случайные участки спектра шириной 5 и более отсчетов умножались на кусочно-линейную функцию из двух участков, принимающую значения в диапазоне $[-1, 1]$ и определяемую следующими параметрами:

- 1) C_{drop} – степень максимального падения уровня сигнала относительно исходного уровня в диапазоне $\overline{0, 1}$ (0 – падение на весь уровень канала, 1 – нет падения);
- 2) C_{symm} – степень симметрии «спектрального провала» в диапазоне $\overline{0, 1}$ (0 – ассимметричный провал вида «/» или «\», 1 – симметричный провал вида «\»).

При модификации исходных накопленных спектров для каждого из них параметры C_{drop} , C_{symm} выбирались случайно в пределах заданных диапазонов. Для C_{symm} был зафиксирован диапазон $\overline{0,5, 1}$, а для C_{drop} он задавался в зависимости от цели эксперимента.

Из полученных в результате описанных модификаций спектров собирались панорамы объемом около 10^5 отсчетов, содержащие приблизительно 100 спектров сигналов каждого стандарта. Участок такой панорамы при отсутствии зашумления ($H_{tg} = 30$ дБ), иллюстрирующий смоделированные провалы амплитуды при диапазоне $C_{drop} = \overline{0,5, 1}$, показан на рис. 3.

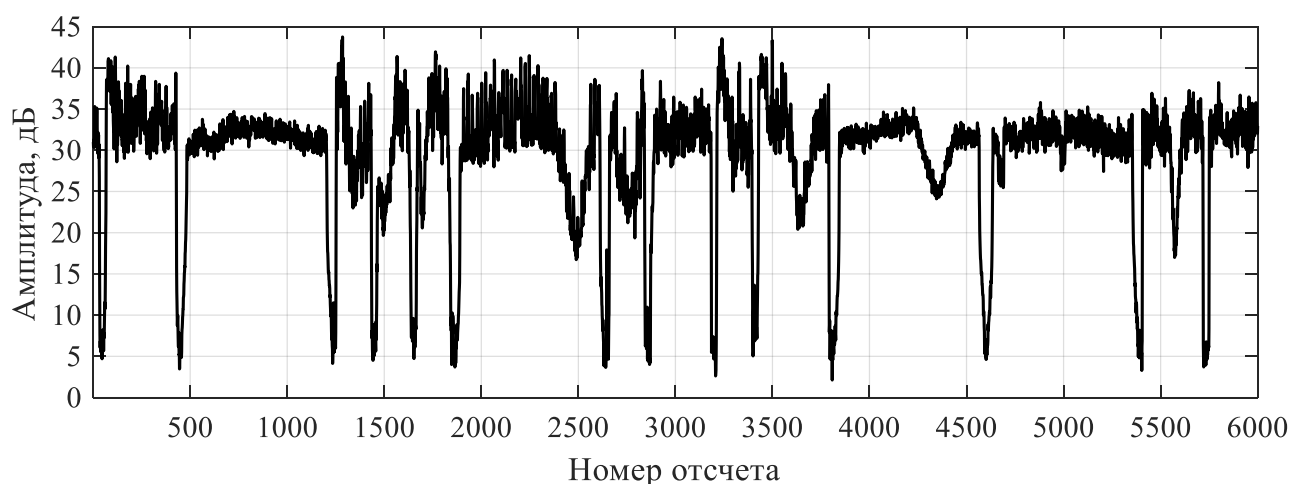


Рис. 3. Участок тестовой панорамы

Сформированные панорамы использовались в качестве исходных данных для идентификации. Используемый набор СМ состоял из комплектов СМ для каждого стандарта, отражающих возможное изменение ширины спектра сигналов, установленное в ходе натурных испытаний.

Тестирование проводилось для двух диапазонов параметра C_{drop} :

- 1) $C_{drop} = \overline{0,5, 1}$, отражающий значительные интерференционные искажения (вплоть до двукратного падения уровней спектральных составляющих в логарифмическом масштабе);
- 2) $C_{drop} = \overline{0,75, 1}$, отражающий умеренные интерференционные искажения (падение уровней спектральных составляющих не превышало $\frac{1}{4}$ от исходного значения).

При тестировании использовались ограничения на вероятности успешной идентификации $P_{уи min} = 0,8$, и ложной идентификации $P_{ли max} = 0,1$.

Сводные результаты тестирования в виде минимальных ОСШ, при которых алгоритм идентификации сохраняет работоспособность, приведены в таблице 1. На текущем этапе тестирования при идентификации использовалась лишь одна маска, из-за чего стандарты с сопоставимой полосой (LTE₅/UMTS), естественно, с большой вероятностью перепутывались, поэтому стандарт LTE₅ временно был исключен из анализа (хотя и присутствовал в тестовых панорамах). Прочерки в ячейках таблицы 1 означают, что для максимального ОСШ $H_{tg} = 30$ дБ текущий алгоритм не позволил выполнить установленные ограничения на вероятности успешной и ложной идентификации при любых порогах принятия решений.

Таблица 1 – Минимальные ОСШ для базовых алгоритмов идентификации при существенных/умеренных интерференционных искажениях

Стандарт Алгоритм	LTE ₂₀	LTE ₁₀	DVB-T2	UMTS
SCC	25/10	-/20	-/15	20/5
SAM	20/20	-/-	-/-	15/5
SID	10/15	30/25	-/25	15/10

По результатам из таблицы 1 можно заключить, что при заданных ограничениях на вероятности P_{yu} и $P_{ли}$ работоспособными для всех используемых стандартов в условиях умеренных интерференционных искажений оказываются алгоритмы SCC и SID, однако требуемое ОСШ для работы этих алгоритмов достигает 25 дБ, тогда как для задач радиоконтроля требуются значения порядка 5-10 дБ. При необходимости же осуществления идентификации сигналов в условиях существенных интерференционных искажений ни один из алгоритмов не оказался работоспособным для всех используемых стандартов. Полученный результат указывает на целесообразность разработки специализированного алгоритма идентификации, позволяющего успешно распознавать сигналы в условиях интерференционных искажений при ОСШ не превышающих 5-10 дБ.

Разработка базовых статистик для специализированного алгоритма идентификации радиосигналов

Для разработки алгоритма выявления в контролируемом диапазоне частот излучений определенного класса рассмотрим участок оси частот, где потенциально может наблюдаться сигнал, соответствующий j -му стандарту. При расположении сигнала на оси частот, начиная с n_j -го отсчета «склеенной панорамы» $S(n)$, отсчеты этой панорамы можно записать в виде

$$S(n_j + m) = k_2 \cdot \mu_j(m) + k_1 + \xi_m, \quad m = \overline{0, M_j - 1} \quad (9)$$

где k_2 – коэффициент вертикального растяжения СМ, соответствующий наблюдаемому в точке приема отношению сигнал-шум (ОСШ), k_1 – коэффициент сдвига маски по вертикали, определяемый уровнем фонового шума, ξ_m – случайные поправки, порождаемые шумом и погрешностями измерений.

Величина k_1 может на практике принимать достаточно произвольные значения, поскольку зависит от уровня нормировки отсчетов панорамы при их преобразовании в логарифмический масштаб, а вот в отношении значений коэффициента k_2 можно сделать ряд физически обоснованных предположений: например, значение $k_2 = 0$ соответствует случаю реального отсутствия сигнала, а значения $k_2 < 0$, очевидно, противоречат физической сути аппроксимации (9).

Если в качестве основной меры рассогласования модели (9) с реально принятой спектральной панорамой использовать сумму квадратов невязок на отсчетах $S(n)$ в пределах j -й СМ, что соответствует решению методом наименьших квадратов (МНК), то функционал минимизации примет вид [16]

$$U(n_j) = \sum_{m=0}^{M_j-1} \left(S(n_j + m) - (k_2 \cdot \mu_j(m) + k_1) \right)^2. \quad (10)$$

В предположении, что поправки ξ_m являются случайными, распределены по одному закону и имеют нулевое среднее, решение МНК будет статистически оптимальным [16]. Соответствующая (10) задача МНК может быть представлена в виде

$$\begin{pmatrix} \mu_j(0) & 1 \\ \mu_j(1) & 1 \\ \vdots & \vdots \\ \mu_j(M_j-1) & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} k_2 \\ k_1 \end{pmatrix} \cong \begin{pmatrix} S(n_j) \\ S(n_j+1) \\ \vdots \\ S(n_j+M_j-1) \end{pmatrix},$$

а ее решение имеет вид

$$\begin{pmatrix} \hat{k}_2 \\ \hat{k}_1 \end{pmatrix} = \frac{1}{M_j \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j^2(m) - \left(\sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m) \right)^2} \times \begin{pmatrix} M_j & -\sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m) \\ -\sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m) & \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j^2(m) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m) \cdot S(n_j+m) \\ \sum_{m=0}^{M_j-1} S(n_j+m) \end{pmatrix}. \quad (11)$$

Итоговое значение функционала невязки может быть рассчитано подстановкой решения (11) в выражение (10).

Для упрощения записи введем следующие обозначения:

$$S1_{\mu_j} = \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j(m). \quad (12)$$

для суммы отсчетов, составляющих маску,

$$S2_{\mu_j} = \sum_{m=0}^{M_j-1} \mu_j^2(m) \quad (13)$$

для суммы квадратов отсчетов, входящих в маску $\mu_j(m)$,

$$S1_a(i) = \sum_{m=0}^{M_j-1} S(i+m) \quad (14)$$

для суммы значений смещенного на i отсчетов накопленного спектра на длине маски,

$$S2_a(i) = \sum_{m=0}^{M_j-1} S^2(i+m)$$

для аналогичной суммы квадратов уровней спектра и

$$\langle S_j(i), \mu_j \rangle = P_{a\mu}(i) = \sum_{m=0}^{M_j-1} S(i+m) \cdot \mu_j(m)$$

для скалярного произведения спектра и маски. При этом выражения (12), (13), (14) зависят только от коэффициентов маски μ_j и могут быть предвычислены. С использованием введенных обозначений формулы расчета оценок коэффициентов смещения $k_1(n_j)$ и растяжения $k_2(n_j)$ могут быть представлены в виде

$$\hat{k}_1(n_j) = \frac{S2_{\mu j} \cdot S1_a(n_j) - S1_{\mu j} \cdot \langle S_j(n_j), \mu_j \rangle}{M_j \cdot S2_{\mu j} - S1_{\mu j}^2}, \quad (16)$$

$$\hat{k}_2(n_j) = \frac{M_j \cdot \langle S_j(n_j), \mu_j \rangle - S1_{\mu j} \cdot S1_a(n_j)}{M_j \cdot S2_{\mu j} - S1_{\mu j}^2}. \quad (17)$$

Эти коэффициенты соответствуют гипотезе о размещении соответствующего j -му стандарту сигнала в панораме $S(n)$, начиная с n_j -го отсчета, и обеспечивают для этой гипотезы минимальную среднеквадратическую погрешность представления реального спектра моделью (9). Соответствующий им квадрат показателя рассогласования между маской и реальным спектром может быть выражен как

$$dz^2(n_j) = M_j^{-1} \cdot [S2_a(n_j) + M_j \cdot \hat{k}_1^2(n_j) + S2_{\mu j} \cdot \hat{k}_2^2(n_j) - 2\hat{k}_1(n_j) \cdot S1_a(n_j) - 2\hat{k}_2(n_j) \cdot \langle S_j(n_j), \mu_j \rangle + 2\hat{k}_1(n_j) \cdot \hat{k}_2(n_j) \cdot S1_{\mu j}]. \quad (18)$$

Рассчитать показатели (16)-(18) для единственной проверяемой гипотезы не сложно, однако если целью обработки является поиск радиоизлучений j -го стандарта во всем контролируемом диапазоне частот, то контроль значений $\hat{k}_1(i)$, $\hat{k}_2(i)$ и $dz^2(i)$ для сотен тысяч и более потенциально возможных смещений i становится весьма трудоемкой задачей. Действительно, для каждого значения i расчет величин $S1_a(i)$ и $\langle S_j(i), \mu_j \rangle$ требует выполнения приблизительно $2 \cdot M_j$ операций сложения и M_j операций умножения, а вместе с вычислением функционала невязки вычислительные затраты составляют около $5 \cdot M_j$ операций сложения и $3 \cdot M_j$ операций умножения.

Некоторого сокращения вычислительных затрат можно добиться, если первичный поиск потенциально возможных смещений i для спектров сигналов j -го стандарта производить на основе поиска максимумов модифицированного

коэффициента корреляции между СМ и стартовым с i -го отсчета участком накопленной спектральной панорамы $a_{ij}(m) = S(i+m), m = \overline{0, M_j - 1}$. Для этого целесообразно сдвинуть СМ по уровню так, чтобы ее минимальный элемент был равен нулю; подобные действия не приводят к увеличению вычислительной сложности обработки, так как могут быть выполнены еще на этапе формирования СМ.

Кроме того, будем считать, что фрагмент спектра сдвинут так, что его максимум совпадает с максимальным значением маски. Этот сдвиг

$$\Delta_{a\mu}(i) = \max_m S(i+m) - \max_m \mu_j(m), \quad m = \overline{0, M_j - 1} \quad (19)$$

также не требует реальной реализации и может быть учтен в формуле расчета модифицированного коэффициента корреляции, а именно

$$\begin{aligned} MCC_j(i) &= \frac{\langle a_{ij} - \Delta_{a\mu}(i), \mu_j \rangle}{\|a_{ij} - \Delta_{a\mu}(i)\|_2 \cdot \|\mu_j\|_2} = \\ &= \frac{\langle S_j(i), \mu_j \rangle - \Delta_{a\mu}(i) \cdot S1_{\mu j}}{\sqrt{S2_{\mu j} \cdot [S2_a(i) - 2 \cdot S1_a(i) \cdot \Delta_{a\mu}(i) + M_j \cdot \Delta_{a\mu}^2(i)]}}. \end{aligned} \quad (20)$$

В сравнении с линейным коэффициентом корреляции (7), модифицированный обладает меньшей зависимостью от ОСШ сигналов, что позволяет использовать его при более низких ОСШ, а также меньшим соотношением уровней, соответствующих наличию и отсутствию целевого сигнала. При принятии решений только на основании одного показателя соответствия данная особенность повышает число ложных гипотез о наличии сигнала, но при комплексировании нескольких показателей перестает быть проблемой.

Целесообразность использования в алгоритме идентификации модифицированного коэффициента корреляции $MCC_j(i)$ определяется, в первую очередь, малой трудоемкостью его расчета. Во-вторых, при наличии в поправках ξ_m (4) существенных по величине неслучайных компонент алгоритм, базирующийся на контроле показателей (16)-(18), строго говоря, уже не будет оптимальным. В подобных условиях комплексирование показателей может способствовать повышению качества идентификации. Полезно отметить, что лишь получение при каком-то смещении i больших значений модифицированного коэффициента корреляции также еще не гарантирует присутствие в спектре проверяемой j -й СМ, так как большие значения $MCC_j(i)$ могут получаться и для участков спектра, содержащих лишь шумы либо фрагменты сигналов с большей шириной спектра, что выражается в весьма значительной деформации маски «по вертикали». Поэтому потенциально возможная позиция сигнала – это смещение i , для которого при уровнях модифицированного коэффициента корреляции (20) и растяжения маски (17), превышающих заданные пороги, наблюдается минимум показателя рассогласования (18).

Предлагаемый комплексированный алгоритм оценки количества и расположения на оси частот сигналов определенного стандарта

Пусть априори известно, что в анализируемой полосе частот на фоне шума может наблюдаться один или несколько сигналов j -го стандарта и необходимо на основе анализа накопленной спектральной панорамы $S(n)$ определить их количество и местоположение. Для определения положения спектров сигналов j -го стандарта на оси частот можно рекомендовать *следующий комплексированный алгоритм*:

Шаг 1. Для всех потенциально возможных смещений СМ $i = 1, N - \max_j M_j$ производится расчет базовых статистик (17), (20) и формируется подмножество I , для всех значений i из которого выполняются требования

$$\max_m S(i+m) - \min_m S(i+m) > t_h \cdot \max_m \mu_j(m), \quad m = \overline{0, M_j - 1}, \quad (21)$$

$$MCC_j(i) > t_{MCC}, \quad (22)$$

$$\hat{k}_2(i) > t_h, \quad (23)$$

где t_h – порог, препятствующий распознаванию в качестве СМ слабых спектральных всплесков, случайно совпадающих с СМ по форме, t_{MCC} – минимально допустимое значение модифицированного коэффициента корреляции (по результатам экспериментов выбраны значения $t_h = 0,65$, $t_{MCC} = 0,75$).

Шаг 2. Внутри I производится поиск смещений i , соответствующих локальным минимумам рассогласований $dz^2(i)$. При этом локальный минимум фиксируется как возможное смещение расположения j -й СМ, если «левее» i имеется по меньшей мере два значения ($i_{(-)} < i_{(-)}$) из I , для которых

$$dz^2(i_{(-)}) > dz^2(i) \text{ и } dz^2(i_{(-)}) \geq dz^2(i), \quad (24)$$

«правее» i имеется по меньшей мере два значения ($i_{(++)} > i_{(++)}$) из I , для которых

$$dz^2(i_{(++)}) \geq dz^2(i) \text{ и } dz^2(i_{(++)}) > dz^2(i), \quad (25)$$

и соответствующая величина рассогласования не превышает порог t_{dz} .

Если смещения i_1 и i_2 из числа удовлетворяющих требованиям (21)-(25), разнесены друг от друга по оси частот более чем на M_j , то есть при

$$i_2 \geq i_1 + M_j, \quad (26)$$

считается, что каждому из них соответствует сигнал со спектром j -го стандарта.

Если же локальные минимумы i_1 и i_2 «конфликтуют» за место на оси частот (т.е. (26) нарушается), то за оценку местоположения сигнала на оси частот принимают смещение, соответствующее меньшему рассогласованию

$$i_{out} = \arg \min_i \{dz^2(i)\}, \quad i = (i_1, i_2),$$

а локальный минимум, характеризующий большей величиной рассогласования, далее игнорируется.

Примечание 1: В целях ускорения вычислений, при идентификации сигнала в точке i_{out} поиск центра следующего сигнала в последующих точках с индексами $\overline{i_{out} + M_j / 8}$, $\overline{i_{out} + M_j \cdot 7 / 8}$ не производится.

Примечание 2: Особой причиной случаев ложной идентификации является кратность полос частот различных стандартов, в силу которой совокупности более узкополосных сигналов могут быть идентифицированы как более широкополосные (например, пара каналов LTE₅ может быть идентифицирована как LTE₁₀). Для разрешения таких случаев массив размещений сигналов i_{out} подвергается следующей проверке...

Шаг 3. На старте проверки целостности спектров определяется номер элемента маски n , соответствующего уровню 0,75 от ее максимального значения:

$$n = \arg \min_k (\mu_j(k) - 0,75 \cdot \mu_{\max j}), \quad k = \overline{0, M_j / 2},$$

где $\mu_{\max j} = \max_m \mu_j(m)$ – максимальное значение маски.

Затем определяется ширина провала в спектре, сигнализирующая о том, что идентифицированный сигнал состоит из более узкополосных:

$$d = \max(\text{floor}(0,1 / \text{bin}) - 1, 3),$$

где $\text{floor}(\cdot)$ – операция округления «вниз», $\text{bin} = F_s / N_{IF} / 10^6$ – дискретность спектра в мегагерцах.

Далее для каждого сигнала с центром в точке i в соответствии с выражением (9) проводится расчет порогового уровня

$$t_m = 0,35 \cdot \hat{k}_2(i) \cdot \mu_{\max j} + \hat{k}_1(i),$$

и для индексов $p = \overline{i - M_j / 2 + n + 1, i + M_j / 2 - n - d}$ выполняется поиск максимальных значений спектра $S_{\max j}(q) = \max_q S(q)$, $q = \overline{p, p + d - 1}$.

При выполнении условия

$$S_{\max j}(q) < t_m$$

сигнал считается составным и исключается из набора результатов.

При поиске сигнала одного конкретного стандарта в контролируемом диапазоне частот шаг 3 является завершающим шагом алгоритма, а при необходимости идентификации сигналов для группы стандартов представленный набор шагов необходимо итеративно повторить несколько раз. Особенности подобной процедуры идентификации будут проанализированы в последующей части работы. Блок-схема предложенного алгоритма идентификации приведена на рис. 4.

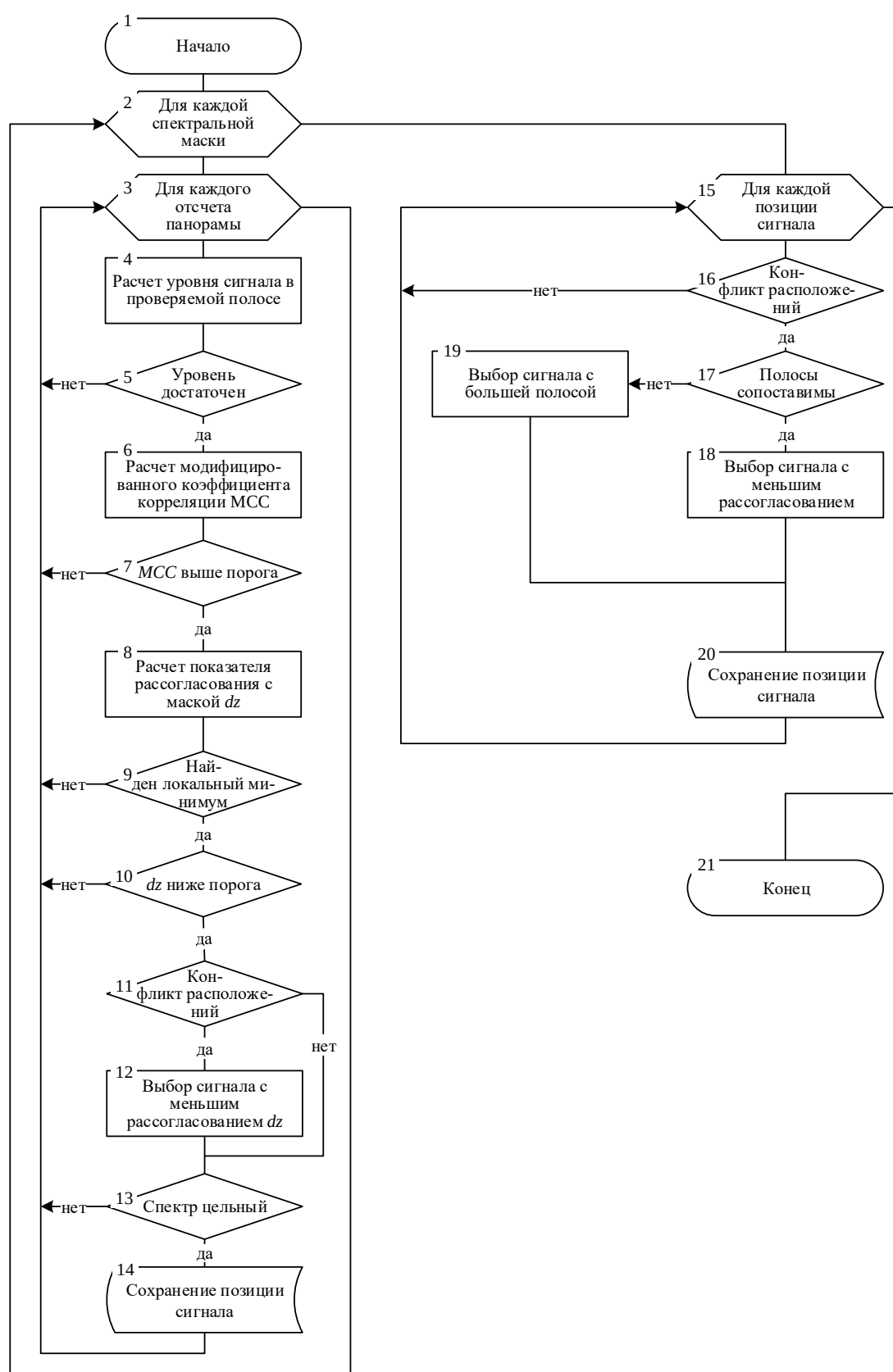


Рис. 4. Блок-схема предложенного алгоритма идентификации

Практическая апробация специализированного алгоритма идентификации для сигналов определенного типа

Проверка работоспособности приведенного выше алгоритма предварительной идентификации проводилась на реальных сигналах, регистрируемых с по-

мощью выпускаемого компанией АО «ИРКОС» измерительного приемника «АРГАМАК-ИС» [17]. Используемый набор СМ соответствовал сигналам нисходящих каналов БС сотовой связи, а также цифрового телевидения следующих стандартов:

- UMTS (БС сотовой связи 3G);
- LTE_{1,4, 3, 5, 10, 15, 20} (БС сотовой связи 4G, полоса 1,4, 3, 5, 10, 15, 20 МГц соответственно);
- DVB-T2 (телевещание), DTMB₆ (телевещание, полоса 6 МГц);
- CDMA 2000 (БС сотовой связи 3G).

Отметим, что степень использования частотно-временного ресурса для сигналов базовых станций является довольно высокой, что позволяло получать качественную форму спектра при усреднении или накоплении. Сигналы мобильных станций, напротив, содержали длительные паузы между импульсами [18], а в случае LTE также менее равномерно использовали частотный ресурс канала, поэтому вероятность их успешной идентификации по форме спектра существенно меньше в сравнении с сигналами БС.

Результаты отдельного эксперимента по поиску радиоизлучений стандарта UMTS в диапазоне частот 2110–2170 МГц, содержащем 12 подобных постоянно действующих сигналов, можно увидеть на рис. 5. В протяженной серии опытов с использованием спектров, накапливаемых по 3 и более выборкам, сигналы идентифицировались корректно в более чем 90% случаев. При попытках идентифицировать сигналы стандарта UMTS в нехарактерных для них диапазонах можно было наблюдать случаи ложного обнаружения, когда за сигнал UMTS принимались искаженные фрагменты иных излучений. Примеры подобного ошибочного выявления сигналов представлены на рис. 6-7, а их вероятность составляла до 12% за проход частотного диапазона шириной 3 ГГц. Данный факт указывает на обязательность заключительного этапа процедуры идентификации, проверяющего соответствие стандарту не только внешних признаков сигналов, но и их «тонкой структуры».

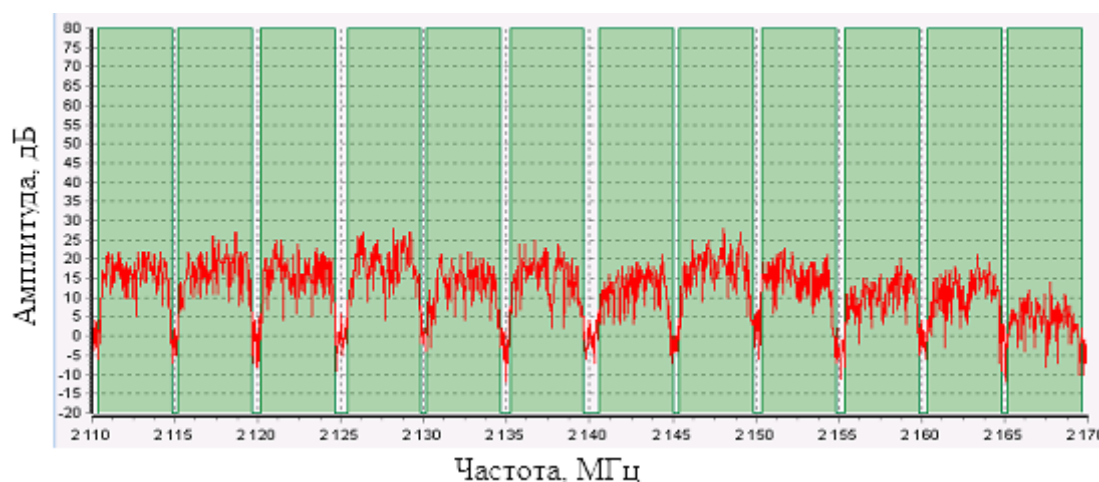


Рис. 5. Пример корректного выявления сигналов стандарта UMTS в диапазоне частот 2110–2170 МГц

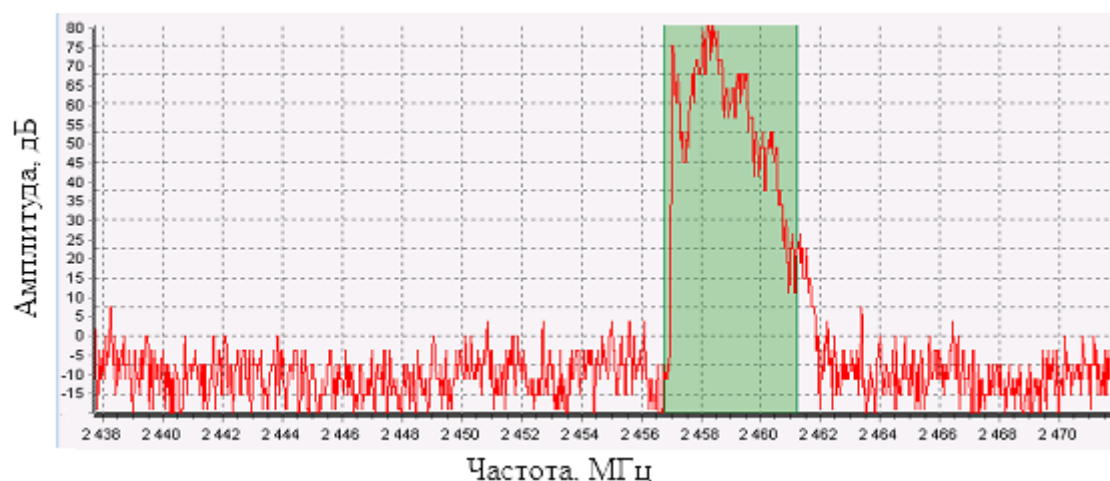


Рис. 6. Пример ошибочного принятия за сигнал UMTS части сигнала Wi-Fi

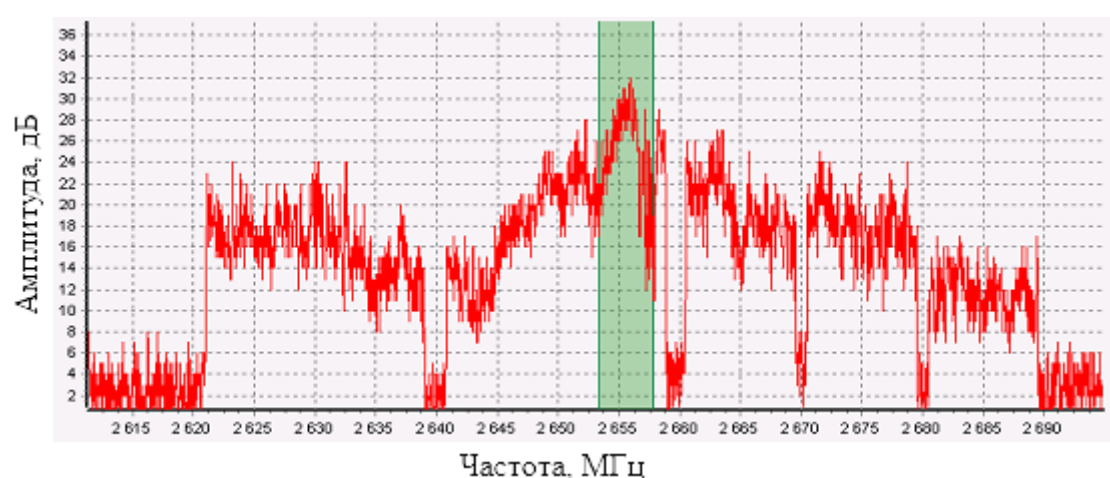


Рис. 7. Пример ошибочного выявления спектральной маски UMTS внутри сигнала БС LTE при работе по накопленному спектру

Проверка качества выявления сигналов LTE₁₀ производилась в диапазоне сканирования 1805–2690 МГц, где действовали 5 сигналов данного стандарта. Вероятность корректного выявления сигналов составила на практике от 70 до 80%; основным препятствием к успешному срабатыванию алгоритма являлись вызываемые сложной «интерференционной картиной», складывающейся в условиях города, устойчивые искажения спектров сигналов, из-за которых отличия формы спектра принимаемого радиоизлучения от эталонной маски оказывались недопустимо большими.

Выявление сигналов для совокупности стандартов в широкой полосе частот

При необходимости производить идентификацию сигналов на практике использовать алгоритм, ориентированный на выявление сигналов лишь какого-то единственного типа, не слишком удобно. Как правило, существует обширный набор стандартов передачи данных, сигналы которых с высокой вероятностью могут наблюдаться в контролируемом диапазоне частот. Как следствие, приведенный выше подход следует расширить на коллекцию СМ, включающую $J \gg 1$ спектральных масок.

Для предотвращения проиллюстрированного на рис. 6-7 эффекта идентификации части более широкополосного сигнала в качестве искаженного спектра менее широкополосного излучения можно рекомендовать выполнять идентификацию сигналов в порядке уменьшения ширины масок M_j . То есть полный алгоритм идентификации сигналов в широких диапазонах частот по совокупности СМ должен быть построен на основе «вытесняющего» принципа: поиск позиций для сигналов разных стандартов следует производить, начиная с наиболее широкополосных СМ, а для каждой из последующих масок поиск возможных позиций сигналов производится лишь по совокупности участков оси частот, где не были выявлены сигналы для предыдущих СМ. Исключением являются стандарты с малым отличием ширины спектра, например, LTE₅ и UMTS, для сигналов которых найденные локальные минимумы рассогласования будут соответствовать обеим этим маскам, и при использовании вытеснения будет всегда выбираться лишь немного более широкий канал (в данном случае – LTE₅). Поэтому для таких совокупностей стандартов в качестве результата идентификации выбирается канал того из них, для которого показатель рассогласования с маской минимален.

Еще раз отметим, что вычислительно эффективным изложенный алгоритм оказывается лишь для радиоизлучений с не более чем 10-кратным разбросом ширины спектра. Причиной этого служит факт существенного влияния на достоверность распознавания интерференционных искажений, из-за которых на удовлетворительное качество идентификации можно рассчитывать лишь при условии, что наиболее узкополосные из идентифицируемых сигналов будут иметь спектр шириной в несколько десятков отсчетов. Для широкополосных сигналов достоверность идентификации будет зависеть от ширины изменяющейся части СМ (это боковые части масок – «склоны»), которая также должна суммарно составлять не менее 30-40 отсчетов. С другой стороны, для широкополосных излучений с $M_j \gg 100$ отсчетов расчет показателей (16)-(20) становится весьма трудоемким, приводящим к чрезмерным расходам временных и вычислительных ресурсов. Таким образом, хотя изложенный выше алгоритм может применяться к идентификации весьма разнообразных сигналов, однако включать в набор на идентификацию рекомендуется лишь радиоизлучения с сопоставимой шириной спектра. В случае широкополосного радиоконтроля подобный набор включает лишь сигналы с шириной спектра, превышающей 1 МГц (или, по меньшей мере, составляющей несколько сотен килогерц).

Результаты применения на практике изложенного выше алгоритма совместной идентификации сигналов для набора стандартов, полученные с использованием программно-аппаратного комплекса, построенного на базе измерительного приемника «АРГАМАК-ИС», показаны на рис. 8. Используемое программное обеспечение позволяло при старте сканирования частотного диапазона указать совокупность СМ и соответствующие им разрешенные участки частот, для которых следует производить поиск сигналов в анализируемом диапазоне. При поиске в диапазоне сканирования 20–3000 МГц сигналов для набора масок LTE₅, 10, 20 и UMTS, с использованием спектров, накопленных по 10 выборкам и

имеющих дискретность по частоте 25 кГц, предложенный выше алгоритм в большинстве случаев обеспечил корректную идентификацию сигналов, соответствующих маскам.

В завершение, приведем результаты тестирования разработанного алгоритма на сигналах с ОСШ от 30 до 10 дБ для существенных искажений, и от 30 до 0 дБ при умеренных искажениях. Тестирование проводилось по той же методике, по которой тестировались базовые алгоритмы идентификации. Оптимизация проводилась по вектору порогов $\mathbf{t} = (t_h, t_{MCC}, t_{dz})$. Полученные результаты, организованные аналогично таблице 1, отражены в таблице 2. Знак « $\leq$ » перед ОСШ означает, что тестирование при меньших значениях не проводилось.

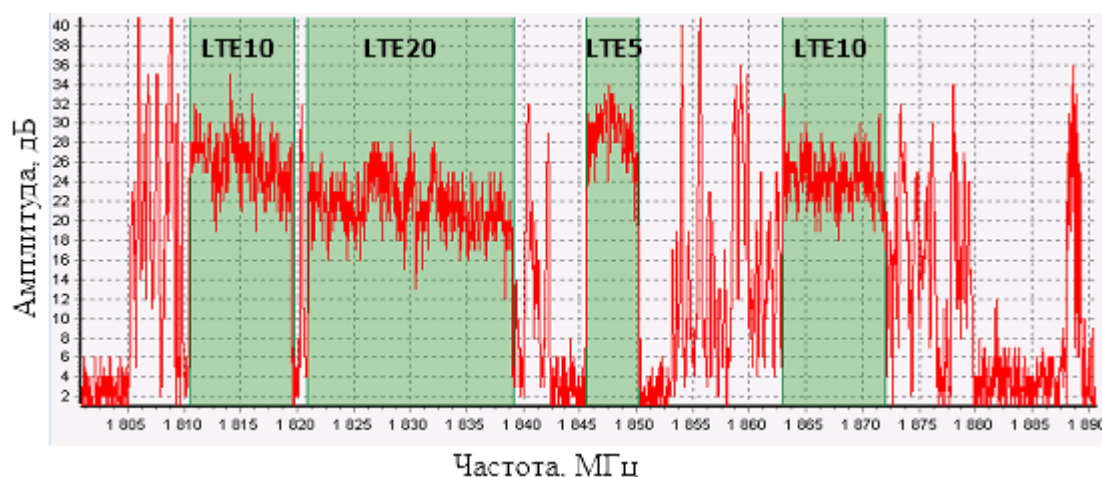


Рис. 8. Результаты идентификации сигналов в диапазоне 1810–1880 МГц

Таблица 2 – Минимальные ОСШ для разработанного алгоритма при существенных / умеренных интерференционных искажениях

Стандарт Алгоритм	LTE ₂₀	LTE ₁₀	DVB-T2	UMTS
Предложенный	15 / 5	≤ 10 / ≤ 0	≤ 10 / ≤ 0	≤ 10 / ≤ 0

Стоит повторить, что нулевые величины ОСШ не означают отсутствия превышения уровня сигнала над шумом в силу закладываемого при тестировании случайного разброса ОСШ в 2,5 дБ, а также ошибки оценки уровня канала. Однако даже без высокоточной оценки абсолютных значений ОСШ, по их относительным изменениям в сравнении с показателями из таблицы 1 можно констатировать существенное повышение помехоустойчивости при применении разработанного алгоритма идентификации. В условиях умеренных интерференционных искажений минимальное ОСШ, при котором предложенный алгоритм остается работоспособным, меньше обеспечиваемого базовыми алгоритмами идентификации на 5 дБ, а при существенных искажениях – на 10 дБ.

Отметим, что полученные показатели соответствуют довольно «мягким» ограничениям на вероятности правильной и ложной идентификации ($P_{ли} \leq 0,1$, $P_{уи} > 0,8$), и при более жестких ограничениях будут ухудшаться. Поэтому процедура оценочной идентификации предложенным алгоритмом носит предвари-

тельный характер, а для проверки сформированных гипотез необходим более детальный анализ сигналов на основе анализа их внутренней структуры.

Выводы

В работе рассмотрена задача идентификации радиосигналов при проведении радиоконтроля на основе накопленной спектральной панорамы, и получены оценки качества идентификации при использовании алгоритмов на основе базовых оценок спектрального сходства. Для осуществления идентификации в условиях действия интерференционных искажений, а также низких ОСШ, разработан специализированный алгоритм идентификации. Новизной предложенного алгоритма является использование модели деформации спектра, а также модифицированного коэффициента корреляции для расчета статистик, характеризующих рассогласование спектров принятого сигнала и спектральных масок, а также процедуры сопоставления формируемых гипотез и проверки целостности спектров идентифицированных сигналов.

По результатам тестирования, приведенным в таблицах 1-2, видно, что предложенный алгоритм в сравнении с предлагаемыми в технической литературе обеспечивает успешную идентификацию при меньшем на 5 дБ ОСШ в условиях умеренных интерференционных искажений, и при меньшем на 10 дБ ОСШ при существенных искажениях.

Необходимым условием обеспечения достоверной идентификации является включение в подлежащую поиску совокупность лишь тех стандартов, для которых ширина дискретных спектров сигналов составляет не менее нескольких десятков отсчетов. Данный факт препятствует совмещенной идентификации как широкополосных, так и узкополосных сигналов, т.к. дискретность представления спектра при широкополосном радиоконтроле обычно превышает 10 кГц, что не обеспечивает достаточной детализации спектров узкополосных сигналов и, как следствие, влечет низкую достоверность их распознавания.

Несмотря на отсутствие в алгоритме сложных вычислений, при анализе широких диапазонов частот объем вычислительных, а, следовательно, и временных затрат на идентификацию становится весьма значительным. Например, анализ диапазона 20–3000 МГц одним приемником «АРГАМАК-ИС» с использованием набора спектральных масок, соответствующих стандартам UMTS, LTE_{1,4, 3, 5, 10, 15, 20}, DVB-T2, DTMB₆, CDMA 2000 и применяемых в разрешенных диапазонах, занимал при натурных испытаниях в среднем 13 с. Особый рост вычислительных затрат соответствует применению алгоритма в распределенных моноимпульсных системах радиоконтроля таких, как АРК-Д19Р [19], собирающих данные о радиообстановке одновременно с большого числа выносных приемных модулей, когда затраты возрастают пропорционально числу используемых выносных модулей. В подобных условиях для проведения анализа в режиме, близком к режиму реального времени, целесообразно аппаратное ускорение идентификационных расчетов, например, с использованием ПЛИС, входящих в состав радиоприемных модулей.

Литература

1. Регламент Радиосвязи МСЭ. 2016. – URL: <https://www.itu.int/pub/R-REG-RR-2016> (дата обращения: 14.03.2021).
2. Holland O., Bogucka H., Medeisis A. Opportunistic Spectrum Sharing and White Space Access: The Practical Reality. – Wiley, Hoboken NJ, 2015. – 695 p.
3. Техническая идентификация цифровых сигналов. Рекомендация МСЭ-R SM.1600-3. 2018. – 26 с. – URL: <https://www.itu.int/rec/R-REC-SM.1600> (дата обращения: 14.03.2021).
4. Концепция развития системы контроля за излучениями радиоэлектронных средств и (или) высокочастотных устройств гражданского назначения в Российской Федерации на период до 2025 года // Министерство цифрового развития, связи и массовых коммуникаций Российской Федерации [Электронный ресурс]. 2017. – 33 с. – URL: <https://digital.gov.ru/uploaded/files/kontsepsiya-radiokontrolya.pdf> (дата обращения: 14.03.2021).
5. Zhu Z., Nandi A.K. Automatic Modulation Classification: Principles, Algorithms, and Applications. – Wiley, Chichester, West Sussex, 2015. – 184 p.
6. Dobre O.A., Abdi A., Bar-Ness Y., Su W. Survey of Automatic Modulation Classification Techniques: Classical Approaches and New Trends // IET Communication. 2007. Vol. 1. № 2. P. 137-156. doi: 10.1049/iet-com:20050176.
7. Thakur P.S., Madan S., Madan M. Trends in Automatic Modulation Classification for Advanced Data Communication Networks // IJARCET. 2015. Vol. 4. № 2. P. 496-507.
8. Al-Nuaimi D.H., Hashim I.A., Zainal Abidin I.S., Salman L.B., Mat Isa N.A. Performance of Feature-Based Techniques for Automatic Digital Modulation Recognition and Classification – A Review // Electronics. 2019. Vol. 8. № 12. – 1407 p. doi: 10.3390/electronics8121407.
9. Jagannath J., Polosky N., Jagannath A., Restuciiia F., Melodia T. Machine Learning for Wireless Communications in the Internet of Things: A Comprehensive Survey // Ad Hoc Networks. 2019. № 93. doi: 10.1016/j.adhoc.2019.101913.
10. Li X., Dong F., Zhang S., Guo W. A Survey on Deep Learning Techniques in Wireless Signal Recognition // Wireless Communications and Mobile Computing. 2019. Vol. 2019. doi: 10.1155/2019/5629572. – URL: <https://www.hindawi.com/journals/wcmc/2019/5629572/> (дата обращения: 14.07.2021).
11. Ding J.G., Li X., Huang L. A Novel Method for Spectral Similarity Measure by Fusing Shape and Amplitude Features // Journal of Engineering Science and Technology Review. 2015. Vol. 8. № 5. P. 172-179. doi: 10.25103/jestr.085.22.
12. Liu D., Han L. Spectral Curve Shape Matching Using Derivatives in Hyperspectral Images // IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters. 2017. Vol. 14. № 4. P. 504-508. doi: 10.1109/LGRS.2017.2651060.
13. Рембовский А. М., Ашихмин А. В., Козьмин В. А. Радиомониторинг: задачи, методы, средства / под ред. А. М. Рембовского. – 4-е изд., перераб. и доп. – М.: Горячая линия-Телеком, 2015. – 640 с.

14. Рембовский А. М., Ашихмин А. В., Козьмин В. А. Автоматизированные системы радиоконтроля и их компоненты / под ред. А. М. Рембовского. – М.: Горячая линия-Телеком, 2017. – 424 с.
15. Chang C. Hyperspectral Data Processing: Algorithm Design and Analysis. – Wiley, Hoboken NJ, 2013. – 1164 p.
16. Мудров В. И., Кушко В. Л. Методы обработки измерений: квазиправдоподобные оценки. – М.: Радио и связь, 1983. – 304 с.
17. АРГАМАК-ИС – измеритель напряженности поля панорамный // Компания «ИРКОС» [Электронный ресурс]. 14.03.2021. – URL: http://ircos.ru/ru/msr_argamak-is.html (дата обращения: 14.03.2021).
18. Поляков А. В., Студеникин А. Г., Токарев А. Б. Поиск пакетных радиосигналов системами радиоконтроля в режиме панорамного спектрального анализа // Вестник Воронежского института МВД России. 2020. № 1. С. 125-136.
19. АРК-Д19Р – моноимпульсная система дистанционного радиоконтроля в помещениях // Компания «ИРКОС» [Электронный ресурс]. 14.03.2021. – URL: http://ircos.ru/ru/asrp_d19r.html (дата обращения: 14.03.2021).

References

1. ITU Radio Regulations, 2016. Available at: <https://www.itu.int/pub/R-REG-RR-2016> (accessed 14 March 2021) (in Russian).
2. Holland O., Bogucka H., Medeisis A. *Opportunistic Spectrum Sharing and White Space Access: The Practical Reality*. Wiley, Hoboken NJ, 2015. 695 p.
3. Technical Identification of digital signals. ITU-R Recommendation SM.1600-3, 2018, 26 p. Available at: <https://www.itu.int/rec/R-REC-SM.1600> (accessed 14 March 2021) (in Russian).
4. The concept of development of a system for monitoring the radiation of radio-electronic means and (or) high-frequency civilian devices in the Russian Federation for the period up to 2025. *Ministerstvo tsifrovogo razvitiia, sviazi i massovykh kommunikatsii Rossiiskoi Federatsii* [Ministry of Digital Development, Communications and Mass Media of the Russian Federation], 2017, 33 p. Available at: <https://digital.gov.ru/uploaded/files/kontseptsiya-radiokontrolya.pdf> (accessed 14 March 2021) (in Russian).
5. Zhu Z., Nandi A.K. *Automatic Modulation Classification: Principles, Algorithms, and Applications*. Wiley, Chichester, West Sussex, 2015. 184 p.
6. Dobre O. A., Abdi A., Bar-Ness Y., Su W. Survey of Automatic Modulation Classification Techniques: Classical Approaches and New Trends. *IET Communication*, 2007, vol. 1, no. 2, pp. 137-156. doi: 10.1049/iet-com:20050176.
7. Thakur P.S., Madan S., Madan M. Trends in Automatic Modulation Classification for Advanced Data Communication Networks. *IJAR CET*, 2015, vol. 4, no. 2, pp. 496-507.
8. Al-Nuaimi D.H, Hashim I.A, Zainal Abidin I.S., Salman L.B., Mat Isa N. A. Performance of Feature-Based Techniques for Automatic Digital Modulation Recognition and Classification – A Review. *Electronics*, 2019, vol. 8, no. 12, pp. 1407 doi: 10.3390/electronics8121407.

9. Jagannath J., Polosky N., Jagannath A., Restuciiia F., Melodia T. Machine Learning for Wireless Communications in the Internet of Things: A Comprehensive Survey. *Ad Hoc Networks*, 2019, vol. 93, doi: 10.1016/j.adhoc.2019.101913.
10. Li X., Dong F., Zhang S., Guo W. A Survey on Deep Learning Techniques in Wireless Signal Recognition. *Wireless Communications and Mobile Computing*, 2019, vol. 2019. doi: 10.1155/2019/5629572. Available at: <https://www.hindawi.com/journals/wcmc/2019/5629572/> (accessed 01 July 2021).
11. Ding J. G., Li X., Huang L. A Novel Method for Spectral Similarity Measure by Fusing Shape and Amplitude Features. *Journal of Engineering Science and Technology Review*, 2015, vol. 8, no. 5, pp. 172-179. doi: 10.25103/jestr.085.22.
12. Liu D., Han L. Spectral Curve Shape Matching Using Derivatives in Hyperspectral Images. *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters*, 2017, vol. 14, no. 4, pp. 504-508. doi: 10.1109/LGRS.2017.2651060.
13. Rembovsky A. M., Ashikhmin A. V., Kozmin V. A. *Radiomonitoring: zadachi, metody, sredstva* [Radio monitoring: tasks, methods, means]. Moscow, Hotline-Telekom, 2015. 640 p. (in Russian).
14. Rembovsky A. M., Ashikhmin A. V., Kozmin V. A. *Radio Monitoring: Automated Systems and Their Components*. Moscow, Hotline-Telekom, 2017. 424 p. (in Russian).
15. Chang C. *Hyperspectral Data Processing: Algorithm Design and Analysis*. Wiley, Hoboken NJ, 2013. 1164 p.
16. Mudrov V. I., Kushko V. L. *Metody obrabotki izmerenii: kvazipravdopodobnye otsenki* [Measurement processing methods: quasi-likelihood estimates]. Moscow, Radio i sviaz, 1983. 304 p. (in Russian).
17. ARGAMAK-IS – Panoramic Field Strength Meter. *IRCOS*, 14 March 2021. Available at: http://ircos.ru/ru/msr_argamak-is.html (accessed 14 March 2021) (in Russian).
18. Polyakov A. V., Studenikin A. G., Tokarev A.B. Detection of Packet Radio Signals by Radio Monitoring Systems In Panoramic Spectrum Mode. *Vestnik Voronezhskogo instituta MVD Rossii*, 2020, vol. 1, pp. 125-136 (in Russian).
19. ARC-D19R – Monopulse Indoor Remote Radio Monitoring System. *IRCOS*, 14 March 2021. Available at: http://ircos.ru/ru/asrp_d19r.html (accessed 14 March 2021) (in Russian).

Статья поступила 05 июля 2021 г.

Информация об авторах

Студеникин Алексей Геннадьевич – аспирант кафедры радиотехники. Воронежский государственный технический университет. Инженер-программист сектора цифровой обработки сигналов. АО «ИРКОС». Область научных интересов: цифровая обработка сигналов. Тел.: +7(473)2392301. E-mail: agstudenikin@gmail.com

Крыжко Игорь Борисович – кандидат технических наук, доцент. Доцент кафедры программного обеспечения и администрирования информационных систем. Воронежский государственный университет. Старший научный со-

трудник. АО «ИРКОС». Область научных интересов: алгоритмы радиомониторинга. Тел.: +7(473)2392301. E-mail: kryzhkoib@ircoc.vrn.ru

Токарев Антон Борисович – доктор технических наук, доцент. Профессор кафедры радиотехники. Воронежский государственный технический университет. Профессор кафедры информационной безопасности и систем связи. Международный институт компьютерных технологий. Старший научный сотрудник. АО «ИРКОС». Область научных интересов: широкополосный радиомониторинг, алгоритмы цифровой обработки сигналов. Тел.: +7(473)2437665. E-mail: TokarevAB@ircoc.vrn.ru

Ашихмин Александр Владимирович – доктор технических наук, профессор. Директор обособленного структурного подразделения, главный конструктор. АО «ИРКОС». Область научных интересов: радиомониторинг, антенны, алгоритмы приема и обработки сигналов. Тел.: +7(473)2392301. E-mail: ashihminav@ircoc.vrn.ru

Фатеев Александр Андреевич – аспирант кафедры программного обеспечения и администрирования информационных систем. Воронежский государственный университет. Область научных интересов: алгоритмы радиомониторинга. Тел.: +7(473)2392301. E-mail: fateevaa@ircoc.vrn.ru

Адрес: 394049, Россия, г. Воронеж, Рабочий проспект 101«б».

Algorithm for preliminary identification of radio signals with spectral masks

A. G. Studenikin, I. B. Kryzhko, A. B. Tokarev,
A. V. Ashihmin, A. A. Fateev

Purpose. The implementation of broadband radio monitoring involves determining the belonging of observed radio emissions to specific data transmission standards. The procedures for full-scale verification of such an affiliation are very laborious, so it is advisable to use a two-stage identification procedure, at the initial stage of which the most plausible are identified among possible hypotheses about compliance of radiation with standards, and at the final stage, after a detailed recheck of these hypotheses, final decisions are made. **The purpose of the work** is to develop an algorithm for preliminary identification of signals, which allows us to hypothesize that the observed radio emissions belong to different standards only on the basis of broadband spectral diagrams accumulated over a wide range of samples. The formation of accumulated spectral diagrams is an integral part of the procedure for detecting radio emissions and therefore their use does not increase the computational complexity of signal processing in radio monitoring systems. **Novelty.** The proposed identification algorithm takes into account the possibility of significant deformation of the accumulated signal spectra due to interference distortions and uses the combination of known statistics (modified correlation coefficient of fragments of accumulated spectral diagrams with spectral masks of detected emissions) and author's approaches to search for target signals. The latter include control of compliance of stretching degree of the normalized reference spectra (spectral masks) with physical expectations, estimation of mismatch between the spectra of the received signal and spectral masks, as well as specialized check of integrity of the identified spectra. **Results.** The practical testing of the proposed algorithm on real signals demonstrates the stability of its operation and the high reliability of identifying signals even with significant interference distortions of their spectra in a complex urban radio setting. Comparative testing shows that the proposed algorithm is operational at a signal-to-noise ratio 5-10 dB less than the values required for other known algorithms presented in the technical literature. **Practical relevance:** the implementation of the developed algorithm provides radio monitoring systems with a reduction in the cost of time and computing resources to determine the belonging of detected signals to specific data transmission standards.

Key words: radio monitoring systems, signal identification, accumulated spectrum, spectral mask of emission, spectral similarity measures, Spectral Correlation Coefficient, Spectral Angle Mapper, Spectral Information Divergence

Information about Authors

Aleksey Gennad'evich Studenikin – Postgraduate student of the Department of Radio Engineering. Voronezh State Technical University. Software Engineer of the Digital Signal Processing sector. Joint Stock Company “IRCOS”. Field of research: digital signal processing. Tel.: +7(473)2392301. E-mail: agstudenikin@gmail.com

Igor Borisovich Kryzhko – Ph.D. of Engineering Sciences, Associate Professor. Associate Professor of the Department of Software and Information Systems Administration. Voronezh State University. Senior Researcher at the Research sector. Joint Stock Company “IRCOS”. Field of research: Algorithms for Radio Monitoring Tel.: +7(473)2392301. E-mail: kryzhkoib@ircoc.vrn.ru

Anton Borisovich Tokarev – Advanced Doctor of Engineering Sciences, Docent. Professor of the Department of Radio Engineering. Voronezh State Technical University. Professor of the Department of Information Security and Communication Systems. International Institute of Computer Technology. Senior Researcher at the Research sector. Joint Stock Company “IRCOS”. Field of research: wideband radio-monitoring, digital signal processing algorithms. Tel.: +7(473)2437665. E-mail: tokarevab@ircoc.vrn.ru

Aleksandr Vladimirovich Ashihmin – Advanced Doctor of Engineering Sciences, Professor. General director of separate structural division, Chief Designer. Joint Stock Company “IRCOS”. Field of research: radiomonitoring, antennas, algorithms for receiving and processing signals. Tel.: +7(473)2392301. E-mail: ashihminav@ircoc.vrn.ru

Aleksandr Andreevich Fateev – Postgraduate student of the Department of Software Development and Information Systems Administration. Voronezh State University. Field of research: Algorithms for Radio Monitoring. Tel.: +7(473)2392301. E-mail: fateevaa@ircoc.vrn.ru

Address: Russia, 394049, Voronezh, Rabochiy prospekt, 101 B.