

УДК 537.86: 519.23

ПРИМЕНЕНИЕ ЛОКАЛЬНО-АДДИТИВНОЙ АППРОКСИМАЦИИ ДЛЯ АНАЛИЗА ХАРАКТЕРИСТИК СОВМЕСТНЫХ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛОВ ПРИ ЧАСТИЧНОМ НАРУШЕНИИ УСЛОВИЙ РЕГУЛЯРНОСТИ РЕШАЮЩЕЙ СТАТИСТИКИ *

© 2004 А. В. Захаров

Воронежский государственный университет

Рассмотрен асимптотический метод анализа эффективности совместных оценок параметров сигналов по методу максимального правдоподобия при частичном нарушении условий регулярности решающей статистики. На основе аддитивно-мультипликативного представления моментов решающей статистики получены общие асимптотические выражения для характеристик оценок. В качестве примера рассмотрены совместные оценки времени прихода и частоты импульсного сигнала с гауссовской случайной субструктурой.

ВВЕДЕНИЕ

Одним из наиболее распространенных методов измерения (оценки) параметров сигналов на фоне помех является метод максимального правдоподобия (МП) [1, 2]. Этот метод позволяет получить простые, но достаточно эффективные алгоритмы оценок параметров сигналов, и требует относительно небольшого объема априорной информации. Однако, обоснованный выбор того или иного алгоритма оценки в различных физических приложениях при наличии помех можно сделать лишь на основе анализа статистических характеристик оценок: функции распределения, смещения, дисперсии, рассеяния оценки и т.п.

Задача нахождения точных аналитических выражений для характеристик оценок параметров сигналов является достаточно сложной математической задачей даже в простейших случаях. Поэтому исследование алгоритмов оценки часто выполняется лишь методом компьютерного статистического моделирования на ЭВМ для фиксированных параметров сигнала и шума. Это затрудняет выявление общих закономерностей функционирования алгоритмов оценки, справедливых в широком диапазоне априорных условий.

В настоящее время существует несколько методов, позволяющих получить асимптотически точные (с ростом отношения сигнал-шум (ОСШ)) выражения для характеристик оценок максимального правдоподобия (ОМП). Возможность практического применения этих методов для расчета характеристик ОМП зависит от аналитических свойств решающей статистики алгоритма оценки — логарифма функционала отношения правдоподобия (ФОП).

Метод малого параметра [1, 3 и др.] позволяет найти асимптотически точные (с ростом ОСШ) выражения для характеристик совместных ОМП произвольного конечного числа параметров сигнала. Однако, для применения метода требуется выполнение условий регулярности решающей статистики алгоритма ОМП — логарифма ФОП, как функции всех оцениваемых параметров сигнала. Параметры сигнала, для которых условия регулярности выполняются, называются *регулярными*. В случае гауссовского логарифма ФОП условия регулярности сводятся к существованию непрерывных вторых производных для первых двух моментов логарифма ФОП, взятых по оцениваемым параметрам [1, 3].

Если производные моментов логарифма ФОП по оцениваемым параметрам имеют разрывы первого рода в точке истинных значений этих параметров, то условия ре-

* Работа выполнена при поддержке CRDF и Минобрнауки РФ (проект VZ-010-0).

гулярности логарифма ФОР нарушаются и метод малого параметра оказывается неприемлемым. Такие параметры сигнала называют *разрывными* или неаналитическими [4—6]. Для вычисления асимптотически точных (с ростом ОСШ) выражений для характеристик *ОМП* одного *разрывного параметра* сигнала в [4 (гл. 6), 6 (п. 5.3)] разработан метод локально-марковской аппроксимации (ЛМА). Характеристики *совместных ОМП* нескольких *разрывных параметров* можно получить с помощью метода локально-аддитивной аппроксимации (ЛАА) совместно с методом ЛМА, как это сделано в [7]. Метод ЛАА применим, если моменты логарифма ФОР, как функции оцениваемых параметров сигнала, допускают *локальное аддитивно-мультипликативное представление* [7]. При таком представлении моменты логарифма ФОР выражаются в виде суммы конечного числа слагаемых, каждое из которых является произведением функций только одного оцениваемого параметра. Согласно методу ЛАА, аддитивно-мультипликативное представление моментов логарифма ФОР достаточно реализовать в малой окрестности точки истинных значений оцениваемых параметров.

На практике обработка сигналов часто производится в условиях *частичного* нарушения условий регулярности решающей статистики, когда неизвестны и *подлежат совместной оценке как разрывные, так и регулярные параметры*. В [4, 8] предложена методика вычисления асимптотически точных (с ростом ОСШ) выражений для характеристик *совместных ОМП* одного *разрывного и нескольких регулярных параметров* квазидетерминированных сигналов. В [9] эта методика обобщена для более широкого класса сигналов, включая гауссовские стохастические сигналы [10]. Результаты [9] позволяют записать асимптотически точные (с ростом ОСШ) выражения для характеристик *совместных ОМП произвольного конечного числа разрывных и регулярных параметров*. Для применения результатов [9], аналогично [7], необходимо локальное аддитивно-мультипликативное представление моментов логарифма ФОР по оцениваемым разрывным параметрам сигнала. Кроме того, аналогично [4, 8], накладываются локаль-

ные ограничения на первую и вторую производные моментов логарифма ФОР по оцениваемым регулярным параметрам сигнала.

Отметим, что локальное аддитивно-мультипликативное представление моментов логарифма ФОР возможно для широкого класса параметров сигналов. Например, при обработке импульса с гауссовской случайной субструктурой [10] в радио- и гидролокации, в связи, в радиоастрономии и др., такое представление моментов логарифма ФОР возможно для времени прихода, длительности, моментов появления и исчезновения импульса, а также для центральной частоты и ширины полосы частот спектральной плотности случайной субструктуры. Вместе с тем указанные параметры в общих выражениях для моментов логарифма ФОР обычно не выделяются в явном виде, а входят как формальные параметры модулирующей функции (огibaющей) сигнала и его спектральной плотности. Поэтому проверка локальных ограничений [9] для первой и второй производных моментов логарифма ФОР по этим параметрам в общем виде оказывается затруднительной. Требуется конкретизация модулирующей функции и спектральной плотности сигнала, что ограничивает общность получаемых результатов.

В ряде случаев указанные трудности можно преодолеть, если для вычисления характеристик совместных оценок разрывных и регулярных параметров воспользоваться методом ЛАА [7] с учетом необходимых обобщений на случай регулярных параметров. При этом достаточно требовать локального аддитивно-мультипликативного представления моментов логарифма ФОР по двум векторным параметрам — вектору разрывных и вектору регулярных параметров. Тогда использование метода ЛАА [7] позволит, аналогично [9], свести задачу нахождения характеристик совместных *ОМП* разрывных и регулярных параметров сигнала к двум более простым задачам: к расчету 1) характеристик совместных *ОМП* разрывных параметров при известных регулярных параметрах и 2) характеристик совместных *ОМП* регулярных параметров при известных разрывных параметрах. Для вычисления характеристик совместных *ОМП* разрывных параметров сигнала при априори известных

регулярных параметрах можно применить методы ЛАА и ЛМА, как это сделано в [7]. Для нахождения характеристик совместных ОМП регулярных параметров сигнала при априори известных разрывных параметрах можно воспользоваться методом малого параметра [1, 3].

Возможность применения метода ЛАА при частичном сохранении условий регулярности логарифма ФОП объясняется тем, что в методе не используется свойство регулярности решающей статистики. Метод ЛАА (с учетом некоторых изменений) применим как при выполнении, так и при нарушении условий регулярности решающей статистики для всех или части совместно оцениваемых параметров. Нужно, чтобы допускалось локальное аддитивно-мультипликативное представление моментов логарифма ФОП по этим параметрам.

Рассмотрим применение метода ЛАА для расчета асимптотических характеристик совместных ОМП произвольного (но конечно-го) числа разрывных и регулярных параметров сигнала.

1. ОЦЕНКИ МАКСИМАЛЬНОГО ПРАВДОПОДОБИЯ ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛОВ

Постановка задачи оценки

Пусть на вход устройства обработки в течение интервала наблюдения $t \in [0; T]$ поступает смесь

$$x(t) = s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0) \otimes n(t), \quad t \in [0; T] \quad (1)$$

полезного информационного сигнала $s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0)$ и шума $n(t)$. Здесь \otimes означает в общем случае произвольную комбинацию сигнала и шума, например, аддитивную, мультипликативную и т.п.

Сигнал $s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0)$ характеризуется векторами информативных параметров $\mathbf{l}_0 = \|l_{01}, l_{02}, \dots, l_{0p}\|$ и $\Theta_0 = \|\Theta_{01}, \Theta_{02}, \dots, \Theta_{0r}\|$, содержащих $p \geq 1$ и $r \geq 1$ скалярных параметров соответственно. Пусть параметры $l_{01}, l_{02}, \dots, l_{0p}$ являются разрывными, а параметры $\Theta_{01}, \Theta_{02}, \dots, \Theta_{0r}$ — регулярными параметрами сигнала. Считаем, что разрывные параметры l_{0i} , $i = 1, 2, \dots, p$ принимаемого сигнала $s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0)$ неизвестны и принимают значения из априорной области определения $\mathbf{l}_0 \in \mathfrak{X}_l$. Регулярные параметры Θ_{0j} , $j = 1, 2, \dots, r$ принимаемого сигнала

также неизвестны и принимают значения из области определения $\Theta_0 \in \mathfrak{X}_\theta$.

На основе наблюдаемых данных $x(t)$ (1) и имеющейся априорной информации о сигнале и шуме необходимо измерить (оценить) разрывные l_{0i} , $i = 1, 2, \dots, p$ и регулярные параметры Θ_{0j} , $j = 1, 2, \dots, r$ принимаемого сигнала $s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0)$.

Алгоритмы оценки максимального правдоподобия (МП)

Согласно методу МП [1—3], для получения совместных оценок (измерения) неизвестных параметров (\mathbf{l}_0, Θ_0) сигнала $s(t, \mathbf{l}_0, \Theta_0)$ следует на основе наблюдаемых данных $x(t)$ формировать решающую статистику — логарифм $L(\mathbf{l}, \Theta) = \ln \Lambda(\mathbf{l}, \Theta)$ функционала отношения правдоподобия (ФОП) $\Lambda(\mathbf{l}, \Theta)$, как функцию векторов $\mathbf{l} = \|l_1, l_2, \dots, l_p\|$ и $\Theta = \|\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_r\|$ разрывных и регулярных параметров сигнала. Выражение для логарифма ФОП

$$L(\mathbf{l}, \Theta) \equiv L(l_1, l_2, \dots, l_p, \Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_r) \quad (2)$$

в каждом конкретном случае можно найти, исходя из вероятностного (статистического) описания принимаемого сигнала и шума. Согласно определению [1—3], функционал отношения правдоподобия $\Lambda(\mathbf{l}, \Theta)$ задается как предел

$$\Lambda(\mathbf{l}, \Theta) = \lim_{\Delta \rightarrow 0, N \rightarrow \infty} [W(\mathbf{X} | \mathbf{l}, \Theta) / W_0(\mathbf{X})],$$

где $W(\mathbf{X} | \mathbf{l}, \Theta)$ — условная плотность вероятности выборки $\mathbf{X} = \|x_1, x_2, \dots, x_N\|$, $x_i = x(t_i)$ из наблюдаемых данных $x(t)$ в моменты времени $t_i = i\Delta$ при условии, что векторы неизвестных параметров принимаемого сигнала равны \mathbf{l}, Θ , а $W_0(\mathbf{X})$ — плотность вероятности выборки \mathbf{X} при отсутствии сигнала в наблюдаемых данных. Здесь N — количество элементов x_i выборки \mathbf{X} , $\Delta = T/N$ — временной шаг выборки, а предел вычисляется при постоянном значении длительности интервала наблюдения $N\Delta = T$. Согласно определению, ФОП $\Lambda(\mathbf{l}, \Theta)$ и соответствующий логарифм ФОП $L(\mathbf{l}, \Theta) = \ln \Lambda(\mathbf{l}, \Theta)$ характеризуют плотность вероятности значений \mathbf{l}, Θ параметров принимаемого сигнала при заданной реализации наблюдаемых данных $x(t)$.

Обозначим $\mathfrak{X} = \mathfrak{X}_l \cup \mathfrak{X}_\theta$ — априорная область возможных значений оцениваемых параметров (\mathbf{l}_0, Θ_0) , являющаяся объединением априорных областей \mathfrak{X}_l и \mathfrak{X}_θ возможных значений разрывных \mathbf{l}_0 и регулярных

Θ_0 параметров. Тогда совместные ОМП $l_{1m}, l_{2m}, \dots, l_{pm}$ и $\Theta_{1m}, \Theta_{2m}, \dots, \Theta_{rm}$ разрывных $l_{01}, l_{02}, \dots, l_{0p}$ и регулярных параметров $\Theta_{01}, \Theta_{02}, \dots, \Theta_{0r}$ сигнала вычисляются как координаты l_1, l_2, \dots, l_p и $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_r$ положения абсолютно-го максимума логарифма ФОП (2) в пределах априорной области \mathfrak{X} , т.е.

$$\begin{aligned} & (l_{1m}, l_{2m}, \dots, l_{pm}, \Theta_{1m}, \Theta_{2m}, \dots, \Theta_{rm}) = \\ & = \arg \sup_{(l, \Theta) \in \mathfrak{X}} L(l_1, l_2, \dots, l_p, \Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_r). \end{aligned} \quad (3)$$

Аналогично вектора $\mathbf{l}_m = \|l_{1m}, l_{2m}, \dots, l_{pm}\|$ и $\Theta_m = \|\Theta_{1m}, \Theta_{2m}, \dots, \Theta_{rm}\|$ совместных ОМП параметров \mathbf{l}_0 и Θ_0 можно записать в виде

$$(\mathbf{l}_m, \Theta_m) = \arg \sup_{(l, \Theta) \in \mathfrak{X}} L(l, \Theta) \quad (4a)$$

или

$$\mathbf{l}_m = \arg \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L(l, \Theta_m), \quad \Theta_m = \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L(\mathbf{l}_m, \Theta). \quad (4b)$$

Если необходимо формировать (анализировать) только ОМП \mathbf{l}_m (или Θ_m) разрывных (или регулярных) параметров, то оценки удобно представить как [1]

$$\begin{aligned} \mathbf{l}_m &= \arg \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} \left[\sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L(l, \Theta) \right] = \arg \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L_{m1}(l), \\ \Theta_m &= \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} \left[\sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L(l, \Theta) \right] = \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L_{m2}(\Theta), \end{aligned} \quad (5)$$

где решающие статистики $L_{m1}(l)$ и $L_{m2}(\Theta)$ оценок \mathbf{l}_m и Θ_m разрывных и регулярных параметров сигнала получают максимизацией решающей статистики $L(l, \Theta)$ (2) по регулярным Θ и разрывным l параметрам соответственно:

$$L_{m1}(l) = \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L(l, \Theta), \quad L_{m2}(\Theta) = \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L(l, \Theta). \quad (6)$$

Если обозначить

$$l_A(\Theta) = \arg \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L(l, \Theta), \quad \Theta_A(l) = \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L(l, \Theta),$$

то функционалы $L_{m1}(l)$ и $L_{m2}(\Theta)$ можно определить как сечения логарифма ФОП $L(l, \Theta)$ (2) поверхностями $\Theta = \Theta_A(l)$ и $l = l_A(\Theta)$ соответственно, т.е.

$$L_{m1}(l) = L[l, \Theta_A(l)], \quad L_{m2}(\Theta) = L[l_A(\Theta), \Theta]. \quad (7)$$

Если регулярные параметры Θ_0 априори известны, то совместные ОМП $\mathbf{l}_{m0} = \|l_{1m0}, l_{2m0}, \dots, l_{pm0}\|$ разрывных параметров \mathbf{l}_0 запишутся как [1—3]

$$\mathbf{l}_{m0} = \arg \sup_{l \in \mathfrak{X}_l} L_{01}(l), \quad L_{01}(l) = L(l, \Theta_0). \quad (8)$$

Решающая статистика $L_{01}(l)$ алгоритма оценки (8) является сечением логарифма ФОП $L(l, \Theta)$ (2) поверхностью $\Theta = \Theta_0$. Асимптотически точные (с ростом ОСШ) выражения для характеристик совместных ОМП \mathbf{l}_{m0} (8) разрывных параметров \mathbf{l}_0 при априори известных регулярных параметрах Θ_0 можно найти с помощью методов ЛАА и ЛМА, как это сделано в [7].

Если разрывные параметры \mathbf{l}_0 априори известны, то совместные ОМП $\Theta_{m0} = \|\Theta_{1m0}, \Theta_{2m0}, \dots, \Theta_{rm0}\|$ регулярных параметров Θ_0 определяются как

$$\Theta_{m0} = \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\Theta} L_{02}(\Theta), \quad L_{02}(\Theta) = L(\mathbf{l}_0, \Theta). \quad (9)$$

Решающая статистика $L_{02}(\Theta)$ алгоритма оценки (9) является сечением логарифма ФОП $L(l, \Theta)$ поверхностью $l = \mathbf{l}_0$. Асимптотически точные (с ростом ОСШ) выражения для характеристик совместных ОМП Θ_{m0} (9) регулярных параметров Θ_0 при априори известных разрывных параметрах \mathbf{l}_0 сигнала можно найти с помощью метода малого параметра [1, 3].

В общем случае $\Theta_A(l) \neq \Theta_0$ и $l_A(\Theta) \neq \mathbf{l}_0$, поэтому совместные ОМП \mathbf{l}_m и Θ_m (3)–(5) разрывных и регулярных параметров сигнала не совпадают с соответствующими ОМП \mathbf{l}_{m0} (8) разрывных параметров при известных регулярных параметрах и с ОМП Θ_{m0} (9) регулярных параметров при известных разрывных параметрах. Метод малого параметра и метод ЛМА непосредственно неприменимы для нахождения характеристик совместных ОМП (\mathbf{l}_m, Θ_m) (3)–(5) разрывных и регулярных параметров сигнала.

Рассмотрим применение метода ЛАА для вычисления асимптотически точных (с ростом ОСШ z) выражений для характеристик совместных ОМП (3)–(5) разрывных и регулярных параметров сигнала. Для этого конкретизируем локальные представления статистических характеристик логарифма ФОП (2), вытекающие из свойств разрывных и регулярных параметров сигналов.

2. ЛОКАЛЬНЫЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ХАРАКТЕРИСТИК РЕШАЮЩЕЙ СТАТИСТИКИ АЛГОРИТМА ОЦЕНКИ

Эффективность ОМП (3)–(5) однозначно определяется статистическими характеристиками логарифма ФОП (2). При анали-

зе ОМП удобно представить логарифм ФОП (2) в виде суммы $L(\mathbf{l}, \Theta) = S(\mathbf{l}, \Theta) + N(\mathbf{l}, \Theta)$, где $S(\mathbf{l}, \Theta) = \langle L(\mathbf{l}, \Theta) \rangle$ — сигнальная функция (детерминированная составляющая логарифма ФОП), а $N(\mathbf{l}, \Theta) = L(\mathbf{l}, \Theta) - \langle L(\mathbf{l}, \Theta) \rangle$ — шумовая функция (флуктуационная составляющая). Здесь и далее $\langle \rangle$ означает усреднение по реализациям наблюдаемых данных $x(t)$ (1) (или по реализациям логарифма ФОП (2)) при фиксированных истинных значениях \mathbf{l}_0 и Θ_0 оцениваемых параметров сигнала [1].

Следуя [1, 3—10 и др.], будем считать, что логарифм ФОП $L(\mathbf{l}, \Theta)$ является гауссовским случайным полем [11]. Тогда для вычисления характеристик ОМП (3)—(5) достаточно ограничиться анализом поведения первых двух моментов логарифма ФОП: сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$ и корреляционной функции $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2) = \langle N(\mathbf{l}_1, \Theta_1)N(\mathbf{l}_2, \Theta_2) \rangle$ шумовой функции $N(\mathbf{l}, \Theta)$. Здесь обозначено: $\mathbf{l}_j = \|\mathbf{l}_{j1}, \mathbf{l}_{j2}, \dots, \mathbf{l}_{jp}\|$, $\Theta_j = \|\Theta_{j1}, \Theta_{j2}, \dots, \Theta_{jr}\|$, $j = 1, 2$ — вектора разрывных и регулярных параметров сигнала.

Аналогично [1, 3-10 и др.] полагаем, что сигнальная функция $S(\mathbf{l}, \Theta)$ в пределах априорной области \mathfrak{X} имеет единственный максимум в точке $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, $\Theta = \Theta_0$, причем эта точка является внутренней точкой области \mathfrak{X} , а реализации шумовой функции $N(\mathbf{l}, \Theta)$ непрерывны с вероятностью 1. Тогда выходное отношение сигнал—шум (ОСШ) для алгоритма ОМП (3)—(5) запишется в виде [1]

$$z = S(\mathbf{l}_0, \Theta_0) / \sqrt{\langle N^2(\mathbf{l}_0, \Theta_0) \rangle} = A_S / \sigma_N, \quad (10)$$

где $A_S = S(\mathbf{l}_0, \Theta_0) > 0$ — величина абсолютно-го максимума сигнальной функции, а $\sigma_N^2 = \langle N^2(\mathbf{l}_0, \Theta_0) \rangle$ — дисперсия шумовой функции при $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, $\Theta = \Theta_0$. Для нахождения асимптотических (с ростом ОСШ z) выражений для характеристик ОМП (3)—(5) считаем, что ОСШ z (10) настолько велико, что достигается высокая апостериорная точность оценок [1, 3, 4, 6]. При этом совместные ОМП \mathbf{l}_m , Θ_m (3)—(5) расположены в малой окрестности точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, $\Theta = \Theta_0$ максимума сигнальной функции, а при $z \rightarrow \infty$ оценки \mathbf{l}_m и Θ_m сходятся к значениям \mathbf{l}_0 и Θ_0 в среднеквадратическом [1, 4, 6]. Тогда для расчета характеристик ОМП (3)—(5) достаточно учитывать поведение сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$ и корреляционной функции $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2)$ в малой окрестности точки

$\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, $\Theta = \Theta_0$, причем с ростом ОСШ z (10) величина этой окрестности уменьшается.

Конкретизируем локальные (в малой окрестности точки (\mathbf{l}_0, Θ_0)) представления первых двух моментов логарифма ФОП, позволяющие применить метод ЛАА для вычисления характеристик совместных оценок (3)—(5) разрывных и регулярных параметров сигнала.

2.1. Аддитивно-мультипликативное представление моментов логарифма ФОП по векторам разрывных и регулярных параметров

Рассмотрим в области \mathfrak{X} значений параметров \mathbf{l}, Θ малую окрестность \mathfrak{X}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) . Обозначим $\delta_{li} = \max |l_i - l_{0i}|$, $l_i \in \mathfrak{X}_\delta$ — величина максимального отклонения точек окрестности \mathfrak{X}_δ от точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) по координате l_i , соответствующей разрывному параметру l_{0i} , а $\delta_{\theta i} = \max |\Theta_i - \Theta_{0i}|$, $\Theta_i \in \mathfrak{X}_\delta$ — по координате Θ_i , соответствующей регулярному параметру Θ_{0i} . Введем максимальные отклонения $\delta_l = \max(\delta_{l1}, \delta_{l2}, \dots, \delta_{lp})$ и $\delta_\theta = \max(\delta_{\theta1}, \delta_{\theta2}, \dots, \delta_{\theta r})$ точек области \mathfrak{X}_δ от точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) по разрывным и регулярным параметрам соответственно, а $\delta = \max(\delta_l, \delta_\theta)$ — по всем оцениваемым параметрам сигнала.

Пусть в окрестности \mathfrak{X}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) сигнальная функция $S(\mathbf{l}, \Theta)$ и корреляционная функция $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2)$ допускают асимптотические (при $\delta \rightarrow 0$) аддитивно-мультипликативные представления

$$\begin{aligned} S(\mathbf{l}, \Theta) &= \sum_{k=1}^v A_{Sk} S_{Uk}(\mathbf{l}) S_{Rk}(\Theta) + o(\delta^2), \\ K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2) &= \\ &= \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) + o(\delta^2), \end{aligned} \quad (11)$$

где $S_{Rk}(\Theta)$ и $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ — функции, зависящие только от регулярных параметров, $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ — функции, зависящие только от разрывных параметров сигнала, $o(\delta^2)$ — величина большего порядка малости, чем δ^2 , а $v \geq 1$ и $u \geq 1$ — произвольное, но конечное количество слагаемых в суммах.

Параметры $\Theta(\Theta_i)$ являются регулярными, так что функции $S_{Rk}(\Theta)$ и $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ непрерывны и непрерывно дифференцируемы в рассматриваемой окрестности точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) как минимум дважды [1, 3, 4, 6].

Функции $S_{Rk}(\Theta)$ и $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ нормируем так, чтобы выполнялись условия

$$S_{Rk}(\Theta_0) = 1, K_{Rk}(\Theta_0, \Theta_0) = 1. \quad (12)$$

Параметры $\mathbf{l}(l_i)$ являются разрывными, так что функции $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ непрерывны, но их первые производные могут иметь разрывы первого рода в точках $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ и $\mathbf{l}_1 = \mathbf{l}_2$ соответственно [4-6]. Аналогично (12), функции $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ нормируем так, что

$$S_{Uk}(\mathbf{l}_0) = 1, K_{Uk}(\mathbf{l}_0, \mathbf{l}_0) = 1. \quad (13)$$

Из (11)—(13) следует, что константы A_{Sk} удовлетворяют условиям

$$\sum_{k=1}^v A_{Sk} + o(\delta^2) = A_S, \quad (14)$$

где $A_S = S(\mathbf{l}_0, \Theta_0)$ — величина максимума сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$. При этом

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^v A_{Sk} S_{Uk}(\mathbf{l}) + o(\delta^2) &= A_S S_U(\mathbf{l}), \\ \sum_{k=1}^v A_{Sk} S_{Rk}(\Theta) + o(\delta^2) &= A_S S_R(\Theta), \end{aligned} \quad (15)$$

где функции

$$\begin{aligned} S_U(\mathbf{l}) &= \sum_{k=1}^v A_{Sk} S_{Uk}(\mathbf{l}) / A_S + o(\delta^2) = S(\mathbf{l}, \Theta_0) / A_S, \\ S_R(\Theta) &= \sum_{k=1}^v A_{Sk} S_{Rk}(\Theta) / A_S + o(\delta^2) = S(\mathbf{l}_0, \Theta) / A_S \end{aligned} \quad (16)$$

являются нормированными сечениями сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$ поверхностями $\Theta = \Theta_0$ и $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ соответственно. Сечения $S_U(\mathbf{l})$ и $S_R(\Theta)$ будем называть нормированными сигнальными функциями по разрывным и регулярным параметрам сигнала. Из свойств сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$ следует, что функции $S_U(\mathbf{l})$ и $S_R(\Theta)$ (16) достигают максимума при $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ и $\Theta = \Theta_0$ соответственно, а величины этих максимумов, согласно (12), (13), нормированы так, что $S_U(\mathbf{l}_0) = 1$, $S_R(\Theta_0) = 1$.

Из (11)—(13) также следует, что константы σ_{Nk}^2 удовлетворяют условиям

$$\sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 + o(\delta^2) = \sigma_N^2, \quad (17)$$

где σ_N^2 — дисперсия шумовой функции $N(\mathbf{l}, \Theta)$ в точке (\mathbf{l}_0, Θ_0) . Аналогично (15)

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) + o(\delta^2) &= \sigma_N^2 K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2), \\ \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) + o(\delta^2) &= \sigma_N^2 K_R(\Theta_1, \Theta_2), \end{aligned} \quad (18)$$

где функции

$$\begin{aligned} K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) &= \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) / \sigma_N^2 + o(\delta^2) = \\ &= K(\mathbf{l}_1, \Theta_0, \mathbf{l}_2, \Theta_0) / \sigma_N^2, \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} K_R(\Theta_1, \Theta_2) &= \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) / \sigma_N^2 + o(\delta^2) = \\ &= K(\mathbf{l}_0, \Theta_1, \mathbf{l}_0, \Theta_2) / \sigma_N^2 \end{aligned}$$

являются нормированными сечениями корреляционной функции $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2)$ поверхностями $\Theta_1 = \Theta_0$, $\Theta_2 = \Theta_0$ и $\mathbf{l}_1 = \mathbf{l}_0$, $\mathbf{l}_2 = \mathbf{l}_0$ соответственно. При этом сечения (19) удовлетворяют свойствам корреляционных функций. В частности, функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$, $K_R(\Theta_1, \Theta_2)$ достигают максимума при $\mathbf{l}_1 = \mathbf{l}_2$, $\Theta_1 = \Theta_2$, причем, согласно (12), (13), выполняются условия $K_U(\mathbf{l}_0, \mathbf{l}_0) = 1$ и $K_R(\Theta_0, \Theta_0) = 1$. Кроме того, выполняются условия $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) = K_U(\mathbf{l}_2, \mathbf{l}_1)$, $K_R(\Theta_1, \Theta_2) = K_R(\Theta_2, \Theta_1)$ симметрии корреляционных функций. Поэтому сечения $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ и $K_R(\Theta_1, \Theta_2)$ будем называть нормированными корреляционными функциями шумовой функции по разрывным и регулярным параметрам сигнала.

Таким образом, считаем, что сигнальная функция и корреляционная функция шумовой функции в малой окрестности точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) допускают аддитивно-мультипликативное представление (11). Разрывные и регулярные параметры \mathbf{l} и Θ в выражениях для моментов (11) логарифма ФОП асимптотически разделяются. Такое аддитивно-мультипликативное представление должно быть точным хотя бы асимптотически (при $\delta \rightarrow 0$). При конечных (но малых) значениях δ аддитивно-мультипликативное представление должно осуществляться с точностью до величин большего порядка малости, чем δ^2 .

Отметим, что представление (11) моментов логарифма ФОП часто встречается при обработке сигналов с неизвестными частотными и временными параметрами. Например, при обработке импульса с гауссовской случайной субструктурой [10], имеющей непрерывно дифференцируемую спектральную плотность, представление (11) моментов логарифма ФОП возможно по времени прихода, длительности, моментам появления и исчезновения импульса (разрывные

параметры) и по центральной частоте, ширине полосы частот спектральной плотности случайной субструктуры импульса (регулярные параметры). При обработке радиопульса с прямоугольной огибающей представление (11) возможно по времени прихода, длительности (разрывные параметры) и частоте несущей, доплеровскому сдвигу частоты (регулярные параметры) [1, 6].

2.2. Локальные представления моментов логарифма ФОП по регулярным параметрам

Рассмотрим локальные представления составляющих $S_{Rk}(\Theta)$, $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$, а также нормированных сигнальной функции $S_R(\Theta)$ (16) и корреляционной функции $K_R(\Theta_1, \Theta_2)$ (19), описывающих поведение моментов логарифма ФОП по регулярным параметрам.

Обозначим $\mathfrak{X}_{\theta\delta} = \mathfrak{X}_\theta \cap \mathfrak{X}_\delta$ — δ -окрестность точки $\Theta = \Theta_0$ в пределах области \mathfrak{X}_θ возможных значений регулярных параметров сигнала, Так как параметры Θ_i , $i = 1, 2, \dots, r$ являются *регулярными*, то моменты логарифма ФОП $L(1, \Theta)$ непрерывны и непрерывно дифференцируемы по этим параметрам [4, 6]. Поэтому считаем, что функции $S_{Rk}(\Theta)$, $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ непрерывны и непрерывно дифференцируемы в пределах области значений \mathfrak{X}_θ регулярных параметров, в том числе внутри окрестности $\mathfrak{X}_{\theta\delta}$ точки $\Theta = \Theta_0$. При этом в точке Θ_0 функции $S_{Rk}(\Theta)$ и $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ непрерывно дифференцируемы как минимум дважды [1—4, 6].

Дополнительно будем считать, что функции $S_{Rk}(\Theta)$ достигают максимума в точке $\Theta = \Theta_0$, а функции $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$ достигают максимума при $\Theta_1 = \Theta_2 = \Theta_0$ и удовлетворяют условиям симметрии $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) = K_{Rk}(\Theta_2, \Theta_1)$. Тогда для всех $i = 1, 2, \dots, r$ выполняются условия

$$\begin{aligned} \partial S_{Rk}(\Theta) / \partial \Theta_i \Big|_{\Theta = \Theta_0} &= 0, \\ \partial K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_0) / \partial \Theta_{1i} \Big|_{\Theta_1 = \Theta_0} &= 0, \\ \partial K_{Rk}(\Theta_0, \Theta_2) / \partial \Theta_{2i} \Big|_{\Theta_2 = \Theta_0} &= 0. \end{aligned} \quad (20)$$

В силу дифференцируемости составляющих $S_{Rk}(\Theta)$ и $K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2)$, представим их с помощью разложения в r -мерный ряд Тейлора по параметрам Θ_i , $i = 1, 2, \dots, r$ в малой (при $\delta_\theta \rightarrow 0$) окрестности $\mathfrak{X}_{\theta\delta}$ точки $\Theta = \Theta_0$:

$$\begin{aligned} S_{Rk}(\Theta) &= 1 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r A_{kij}'' (\Theta_i - \Theta_{0i}) \times \\ &\quad \times (\Theta_j - \Theta_{0j}) + o(\delta_\theta^2), \\ K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) &= \\ &= 1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \vartheta_{kij}'' (\Theta_{1i} - \Theta_{0i})(\Theta_{1j} - \Theta_{0j}) + \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \vartheta_{kij}'' (\Theta_{2i} - \Theta_{0i})(\Theta_{2j} - \Theta_{0j}) + \\ &\quad + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \eta_{kij}'' (\Theta_{1i} - \Theta_{0i})(\Theta_{2j} - \Theta_{0j}) + o(\delta_\theta^2). \end{aligned} \quad (21)$$

Здесь A_{kij}'' , ϑ_{kij}'' , η_{kij}'' — независящие от $\Theta(\Theta_i)$ константы, определяемые как

$$\begin{aligned} A_{kij}'' &= -\partial^2 S_{Rk}(\Theta) / \partial \Theta_i \partial \Theta_j \Big|_{\Theta = \Theta_0}, \\ \vartheta_{kij}'' &= \partial^2 K_{Rk}(\Theta, \Theta_0) / \partial \Theta_i \partial \Theta_j \Big|_{\Theta = \Theta_0}, \\ \eta_{kij}'' &= \partial^2 K_{Rk}(\Theta_1, \Theta_2) / \partial \Theta_{1i} \partial \Theta_{2j} \Big|_{\Theta_i = \Theta_0, i=1,2}, \end{aligned} \quad (22)$$

причем $A_{kii}'' > 0$, $\vartheta_{kii}'' < 0$. При получении разложения (21) учтены условия нормировки (12), а также условия (20).

Подставляя разложения (21) в (15), (18), находим асимптотические (при $\delta_\theta \rightarrow 0$) представления нормированных сигнальной функции $S_R(\Theta)$ и корреляционной функции $K_R(\Theta_1, \Theta_2)$ в малой окрестности $\mathfrak{X}_{\theta\delta}$ точки $\Theta = \Theta_0$:

$$\begin{aligned} S_R(\Theta) &= 1 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r A_{ij}'' (\Theta_i - \Theta_{0i}) \times \\ &\quad \times (\Theta_j - \Theta_{0j}) + o(\delta_\theta^2), \\ K_R(\Theta_1, \Theta_2) &= \\ &= 1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \vartheta_{ij}'' (\Theta_{1i} - \Theta_{0i})(\Theta_{1j} - \Theta_{0j}) + \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \vartheta_{ij}'' (\Theta_{2i} - \Theta_{0i})(\Theta_{2j} - \Theta_{0j}) + \\ &\quad + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r \eta_{ij}'' (\Theta_{1i} - \Theta_{0i})(\Theta_{2j} - \Theta_{0j}) + o(\delta_\theta^2). \end{aligned} \quad (23)$$

Здесь A_{ij}'' , ϑ_{ij}'' , η_{ij}'' — независящие от $\Theta(\Theta_i)$ константы, которые определяются как

$$\begin{aligned} A_{ij}'' &= \sum_{k=1}^v A_{Sk} A_{kij}'' / A_S = -\frac{\partial^2 S_R(\Theta)}{\partial \Theta_i \partial \Theta_j} \Big|_{\Theta = \Theta_0}, \\ \vartheta_{ij}'' &= \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 \vartheta_{kij}'' / \sigma_N^2 = \frac{\partial^2 K_R(\Theta, \Theta_0)}{\partial \Theta_i \partial \Theta_j} \Big|_{\Theta = \Theta_0}, \end{aligned}$$

$$\eta_{ij}'' = \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 \eta_{kij}'' / \sigma_N^2 = \frac{\partial^2 K_R(\Theta_1, \Theta_2)}{\partial \Theta_{1i} \partial \Theta_{2j}} \Big|_{\Theta_i = \Theta_0}, \quad (24)$$

$$l = 1, 2,$$

причем $A_{ii}'' > 0$, $\vartheta_{ii}'' < 0$. Из (23) следует, что при $\delta_\theta \rightarrow 0$ справедливы асимптотические представления

$$\begin{aligned} S_R(\Theta) &= 1 - O(\delta_\theta^2), \\ K_R(\Theta_1, \Theta_2) &= 1 + O(\delta_\theta^2), \end{aligned} \quad (25)$$

где $O(\delta)$ — величина того же порядка малости, что и δ . Представления (25) моментов логарифма ФОП являются характерными для регулярных параметров сигналов [1—4, 6].

2.3. Локальные представления моментов логарифма ФОП по разрывным параметрам

Рассмотрим характеристики составляющих $S_{Uk}(\mathbf{l})$, $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$, а также сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ (16) и корреляционной функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ (19), описывающих поведение моментов логарифма ФОП по разрывным параметрам.

Так как параметры l_i , $i = 1, 2, \dots, p$ являются *разрывными*, то моменты логарифма ФОП непрерывны, но непрерывно не дифференцируемы по параметрам l_i при $l_i = l_{0i}$ [4, 6]. Первые производные моментов логарифма ФОП по параметрам l_i имеют разрывы первого рода при $l_i = l_{0i}$. Поэтому считаем, что составляющие $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ сигнальной и корреляционной функций (11) непрерывны. Производные функций $S_{Uk}(\mathbf{l})$ по параметрам l_i , $i = 1, 2, \dots, p$ могут иметь разрывы первого рода при $l_i = l_{0i}$. Производные составляющих $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ по параметрам l_{ji} , $j = 1, 2$, $i = 1, 2, \dots, p$ также могут иметь разрывы первого рода при $l_{1i} = l_{2i} = l_{0i}$. В остальных точках области определения функции $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ считаем непрерывно дифференцируемыми.

Обозначим $\mathfrak{X}_{i\delta} = \mathfrak{X}_i \cap \mathfrak{X}_\delta$ — δ -окрестность точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ в пределах области \mathfrak{X}_l возможных значений вектора \mathbf{l} разрывных параметров сигнала. Аналогично [7, 9], будем считать, что в окрестности $\mathfrak{X}_{i\delta}$ нормированные сигнальная функция $S_U(\mathbf{l})$ (16) и корреляционная функция $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ (19) шумовой функции логарифма ФОП по разрывным параметрам допускают *локальные аддитивно-мультипликативные представления*

Это значит [7, 9], что составляющие $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ нормированных сигнальной функции (16) и корреляционной функции (19) в малой ($\delta_l \rightarrow 0$) окрестности $\mathfrak{X}_{i\delta}$ точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ допускают асимптотически мультипликативные представления

$$\begin{aligned} S_{Uk}(\mathbf{l}) &= \prod_{i=1}^p S_{Uki}(l_i) + o(\delta_l), \quad k = 1, 2, \dots, v, \\ K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) &= \prod_{i=1}^p K_{Uki}(l_{1i}, l_{2i}) + o(\delta_l), \quad k = 1, 2, \dots, u \end{aligned} \quad (26)$$

где функции $S_{Uki}(l_i)$ и $K_{Uki}(l_{1i}, l_{2i})$ зависят только от i -го разрывного параметра $l_i(l_{1i}, l_{2i})$. В результате, все составляющие $S_{Uk}(\mathbf{l})$ и $K_{Uk}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ нормированных сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ (16) и корреляционной функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ (19) факторизуются по разрывным параметрам.

Конкретизируем локальные представления составляющих $S_{Uki}(l_i)$ исходя из свойств разрывных параметров.

Обозначим \mathfrak{S}_i , $i = 1, 2, \dots, p$ — интервалы $[l_{0i} - \delta_i; l_{0i} + \delta_i]$ значений разрывных параметров l_i в пределах рассматриваемой окрестности $\mathfrak{X}_{i\delta}$ точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, где $2\delta_i$ — длина интервала \mathfrak{S}_i . Введем в рассмотрение подинтервалы

$$\begin{aligned} \mathfrak{S}_{i1} &\equiv [l_{0i} - \delta_i; l_{0i}], \quad \mathfrak{S}_{i2} \equiv [l_{0i}; l_{0i} + \delta_i], \\ i &= 1, 2, \dots, p, \end{aligned} \quad (27)$$

интервалов \mathfrak{S}_i , причем $\mathfrak{S}_{i1} \cup \mathfrak{S}_{i2} = \mathfrak{S}_i$. Следуя [7, 9], ограничимся рассмотрением класса разрывных параметров, для которых факторизованные составляющие $S_{Uki}(l_i)$, $i = 1, 2, \dots, p$, $k = 1, 2, \dots, v$ (26) нормированной сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ (16) на каждом из подинтервалов \mathfrak{S}_{ij} , $j = 1, 2$ окрестности \mathfrak{S}_i точки $l_i = l_{0i}$ допускают асимптотическое представление

$$\begin{aligned} S_{Uki}(l_i) &= 1 - d_{ki}^{(j)} |l_i - l_{0i}| + o(\delta_i), \\ l_i &\in \mathfrak{S}_{ij}, \quad j = 1, 2 \end{aligned} \quad (28)$$

при $\delta_i \rightarrow 0$. Здесь $d_{ki}^{(j)}$ — постоянные, не зависящие от значений l_i в пределах рассматриваемого подинтервала $l_i \in \mathfrak{S}_{ij}$. Для различных значений j величины $d_{ki}^{(j)}$ могут отличаться.

Представление (28) охватывает широкий класс функций, характеризующих форму факторизованных составляющих нормиро-

ванной сигнальной функции логарифма ФОП по разрывным параметрам. Приведем некоторые примеры.

1) Если $d_{ki}^{(1)} = -d_{ki}^{(2)} = d_{ki}$, то получаем линейную составляющую

$$S_{Uki}(l_i) = 1 + d_{ki}(l_i - l_{0i}) + o(\delta_{li}).$$

Эта составляющая непрерывно дифференцируема в точке $l_i = l_{0i}$ и встречается при анализе оценок разрывных энергетических параметров сигналов [4, 6].

2) Если $d_{ki}^{(1)} = d_{ki}^{(2)} = d_{ki}$, то получаем треугольную составляющую

$$S_{Uki}(l_i) = 1 - d_{ki} \left| l_i - l_{0i} \right| + o(\delta_{li}),$$

часто встречающуюся при анализе оценок разрывных неэнергетических параметров сигналов [4, 6, 8]. Такая функция непрерывно не дифференцируема в точке $l_i = l_{0i}$ и имеет в этой точке разрыв первого рода.

3) Если $d_{ki}^{(1)} = d_{ki}$, $d_{ki}^{(2)} = 0$, $l_{0i} = 1$, то получаем ступенчатую составляющую

$$S_{Uki}(l_i) = \min(l_i, 1) + o(\delta_{li}),$$

которая часто встречается при анализе оценок разрывных энергетических параметров сигналов [4, 6]. Такая функция также непрерывно не дифференцируема в точке $l_i = l_{0i}$ и имеет в этой точке разрыв первого рода.

4) Если $d_{ki}^{(1)} = d_{ki}^{(2)} = 0$, то составляющая $S_{Uki}(l_i) = 1 + o(\delta_{li})$ не зависит от параметра l_i и может быть исключена из представления (26).

Таким образом, в общем случае составляющие $S_{Uki}(l_i)$ (28) непрерывно не дифференцируемы в точке $l_i = l_{0i}$, причем первые производные этих функций в точке $l_i = l_{0i}$ имеют разрыв первого рода.

Конкретизируем локальные представления составляющих $K_{Uki}(l_1, l_2)$.

Обозначим \mathfrak{N}_i , $i = 1, 2, \dots, p$ — области значений параметров l_1, l_2 в окрестности точки l_{0i} , удовлетворяющие условиям $l_1, l_2 \in [l_{0i} - \delta_{li}; l_{0i} + \delta_{li}]$. Введем в рассмотрение подобласти \mathfrak{N}_{ij} , $j = 1, 2, \dots, 6$ области \mathfrak{N}_i значений параметров l_1 и l_2 , удовлетворяющие условиям

$$\begin{aligned} l_{0i} - \delta_{li} &\leq l_1 \leq l_2 \leq l_{0i}, \text{ если } l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i1}; \\ l_{0i} - \delta_{li} &\leq l_2 \leq l_1 \leq l_{0i}, \text{ если } l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i2}; \\ l_{0i} &\leq l_1 \leq l_2 \leq l_{0i} + \delta_{li}, \text{ если } l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i3}; \\ l_{0i} &\leq l_2 \leq l_1 \leq l_{0i} + \delta_{li}, \text{ если } l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i4}; \end{aligned} \quad (29)$$

$$l_{0i} - \delta_{li} \leq l_1 \leq l_{0i} \leq l_2 \leq l_{0i} + \delta_{li}, \quad l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i5};$$

$$l_{0i} - \delta_{li} \leq l_2 \leq l_{0i} \leq l_1 \leq l_{0i} + \delta_{li}, \quad l_1, l_2 \in \mathfrak{N}_{i6}$$

причем $\mathfrak{N}_{i1} \cup \mathfrak{N}_{i2} \cup \mathfrak{N}_{i3} \cup \mathfrak{N}_{i4} \cup \mathfrak{N}_{i5} \cup \mathfrak{N}_{i6} = \mathfrak{N}_i$. Аналогично (28) будем считать, что факторизованные составляющие $K_{Uki}(l_1, l_2)$ в (19) на каждой из подобластей \mathfrak{N}_{ij} , $j = 1, 2, \dots, 6$ в окрестности точки l_{0i} допускают представление

$$\begin{aligned} K_{Uki}(l_1, l_2) &= 1 - c_{ki0}^{(j)} |l_2 - l_1| - \\ &- c_{ki1}^{(j)} |l_1 - l_{0i}| - c_{ki2}^{(j)} |l_2 - l_{0i}| + o(\delta_{li}), \quad (30) \\ l_1, l_2 &\in \mathfrak{N}_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots, 6. \end{aligned}$$

Здесь $c_{kim}^{(j)}$, $m = 0, 1, 2$ — постоянные, не зависящие от значений l_1, l_2 на рассматриваемой подобласти \mathfrak{N}_{ij} . Для различных j постоянные $c_{kim}^{(j)}$ могут отличаться.

Представление (30) охватывает широкий класс функций, характеризующих форму факторизованных составляющих нормированной корреляционной функции логарифма ФОП по разрывным параметрам. Приведем некоторые примеры.

1) Если $c_{ki1}^{(j)} = c_{ki2}^{(j)} = 0$, а $c_{ki0}^{(j)} = c_{ki}$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, тогда получаем

$$K_{Uki}(l_1, l_2) = 1 - c_{ki} |l_2 - l_1| + o(\delta_{li}).$$

Такие составляющие корреляционной функции логарифма ФОП часто встречаются при анализе оценок неэнергетических разрывных параметров квазидетерминированных [4, 6, 8] и стохастических [10] сигналов.

2) Если $c_{ki0}^{(j)} = c_{ki0}$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, $c_{ki1}^{(j)} = 0$ при $j = 1, 4, 5, 6$, $c_{ki2}^{(j)} = 0$ при $j = 2, 3, 5, 6$, а также $c_{ki1}^{(j)} = c_{ki}$ при $j = 2, 3$ и $c_{ki2}^{(j)} = c_{ki}$ при $j = 1, 4$, то

$$\begin{aligned} K_{Uki}(l_1, l_2) &= 1 - c_{ki0} |l_2 - l_1| - \\ &- \begin{cases} c_{ki} \min(|l_2 - l_{0i}|, |l_1 - l_{0i}|) + o(\delta_{li}), \\ \text{если } (l_2 - l_{0i})(l_1 - l_{0i}) \geq 0; \\ o(\delta_{li}), \text{ если } (l_2 - l_{0i})(l_1 - l_{0i}) < 0. \end{cases} \end{aligned}$$

Такие составляющие встречается при анализе оценок неэнергетических разрывных параметров стохастических сигналов [10].

3) Пусть $l_{0i} = 1$, $c_{ki0}^{(j)} = 0$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, $c_{ki1}^{(j)} = 0$ при $j = 2, 4, 6$, $c_{ki1}^{(j)} = 1$ при $j = 1, 5$, $c_{ki1}^{(j)} = -1$ при $j = 3$, $c_{ki2}^{(j)} = 0$ при $j = 1, 3, 5$, $c_{ki2}^{(j)} = 1$ при $j = 2, 6$, а также $c_{ki2}^{(j)} = -1$ при $j = 4$. Тогда получаем составляющие

$$K_{U_{ki}}(l_{1i}, l_{2i}) = \min(l_{2i}, l_{1i}) + o(\delta_i),$$

которые встречаются при анализе оценок энергетических разрывных параметров квазидетерминированных [4, 6] и стохастических [10] сигналов.

4) Если $l_{0i} = 1$, $c_{ki0}^{(j)} = 0$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, $c_{ki1}^{(j)} = 0$ при $j = 2, 3, 4, 6$, $c_{ki1}^{(j)} = 1$ при $j = 1, 5$, $c_{ki2}^{(j)} = 0$ при $j = 1, 3, 4, 5$, $c_{ki2}^{(j)} = 1$ при $j = 2, 6$, то получаем

$$K_{U_{ki}}(l_{1i}, l_{2i}) = \min(1, l_{2i}, l_{1i}) + o(\delta_i).$$

Такие составляющие встречается при анализе оценок энергетических разрывных параметров стохастических сигналов [10].

5) Если $c_{ki0}^{(j)} = c_{ki1}^{(j)} = c_{ki2}^{(j)} = 0$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, то $K_{U_{ki}}(l_{1i}, l_{2i}) = 1 + o(\delta_i)$. Такая составляющая может быть исключена из представления (26).

Таким образом, в общем случае функции $K_{U_{ki}}(l_{1i}, l_{2i})$ (30) непрерывно не дифференцируемы по параметрам l_{1i}, l_{2i} при $l_{1i} = l_{0i}$, $l_{2i} = l_{0i}$, причем первые производные этих функций в точке l_{0i} имеют разрыв первого рода.

Подставляя выражения (28), (30) в (26), находим асимптотические (при $\delta_i \rightarrow 0$) представления составляющих $S_{U_k}(\mathbf{l})$, $K_{U_k}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ в окрестности \mathfrak{R}_δ точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$:

$$\begin{aligned} S_{U_k}(\mathbf{l}) &= 1 - \sum_{i=1}^p d_{ki}^{(j)} |l_i - l_{0i}| + o(\delta_i) \\ &\text{при } l_i \in \mathfrak{S}_{ij}, j = 1, 2, \\ K_{U_k}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) &= 1 + \sum_{i=1}^p c_{ki0}^{(j)} |l_{2i} - l_{1i}| + \\ &+ \sum_{i=1}^p c_{ki1}^{(j)} |l_{1i} - l_{0i}| + \sum_{i=1}^p c_{ki2}^{(j)} |l_{2i} - l_{0i}| + o(\delta_i) \\ &\text{при } l_{1i}, l_{2i} \in \mathfrak{K}_{ij}, j = 1, 2, \dots, 6. \end{aligned} \quad (32)$$

Здесь \mathfrak{S}_{ij} и \mathfrak{K}_{ij} — области значений параметров l_i и l_{1i}, l_{2i} , удовлетворяющие условиям (27) и (29). Подставляя выражения (32) в (16), (19), находим асимптотические (при $\delta_i \rightarrow 0$) представления нормированных сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ и корреляционной функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ в окрестности \mathfrak{R}_δ точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$:

$$\begin{aligned} S_U(\mathbf{l}) &= 1 - \sum_{i=1}^p d_i^{(j)} |l_i - l_{0i}| + o(\delta_i) \\ &\text{при } l_i \in \mathfrak{S}_{ij}, j = 1, 2, \end{aligned} \quad (33)$$

$$\begin{aligned} K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) &= 1 + \sum_{i=1}^p c_{i0}^{(j)} |l_{2i} - l_{1i}| + \sum_{i=1}^p c_{i1}^{(j)} |l_{1i} - l_{0i}| + \\ &+ \sum_{i=1}^p c_{i2}^{(j)} |l_{2i} - l_{0i}| + o(\delta_i) \end{aligned}$$

при $l_{1i}, l_{2i} \in \mathfrak{K}_{ij}, j = 1, 2, \dots, 6$.

Здесь

$$\begin{aligned} d_i^{(j)} &= \sum_{k=1}^v A_{S_k} d_{ki}^{(j)} / A_S, \quad c_{ij}^{(j)} = \sum_{k=1}^u \sigma_{Nk}^2 c_{kij}^{(j)} / \sigma_N^2, \\ j &= 0, 1, 2, \quad i = 1, 2, \dots, p \end{aligned} \quad (34)$$

— константы, не зависящие от значений $\mathbf{l}(\mathbf{l}_i)$ в пределах рассматриваемых подобластей $l_i \in \mathfrak{S}_{ij}$ (27), $l_{1i}, l_{2i} \in \mathfrak{K}_{ij}$ (29).

Из (33) следует, что при $\delta_i \rightarrow 0$ справедливы асимптотические представления

$$S_U(\mathbf{l}) = 1 - O(\delta_i), \quad K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) = 1 + O(\delta_i).$$

Такие представления моментов логарифма ФОП, в отличие от (25), являются характерными для разрывных параметров сигналов [4—6].

3. ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА ЛОКАЛЬНО-АДДИТИВНОЙ АППРОКСИМАЦИИ ДЛЯ АНАЛИЗА СОВМЕСТНЫХ ОЦЕНОК РАЗРЫВНЫХ И РЕГУЛЯРНЫХ ПАРАМЕТРОВ

3.1. Асимптотическое представление распределения совместных оценок разрывных и регулярных параметров

Рассмотрим асимптотически точные (с ростом ОСШ (10)) аппроксимации для характеристик совместных ОМП (3), (4) разрывных и регулярных параметров сигнала с учетом рассмотренных в п. 2 локальных характеристик моментов логарифма ФОП. Считаем, что ОСШ (10) настолько велико, что достигается высокая апостериорная точность оценок [1,4,6] и для расчета характеристик ОМП (3), (4) достаточно учитывать только локальное поведение моментов логарифма ФОП $L(\mathbf{l}, \Theta)$ в малой δ -окрестности \mathfrak{R}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) .

Воспользовавшись разложениями (21) и (32), получим асимптотические (при $\delta \rightarrow 0$) представления сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$ и корреляционной функции $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2)$ шумовой функции логарифма ФОП (2) в окрестности \mathfrak{R}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) . Для этого под-

ставим (21), (32) в (11). Ограничиваясь в полученных выражениях учетом слагаемых, имеющих не более, чем второй порядок малости по δ , и, выполняя преобразования с учетом выражений (23), (33), находим

$$\begin{aligned} S(\mathbf{l}, \Theta) &= A_S[S_U(\mathbf{l}) + S_R(\Theta) - 1] + o(\delta^2), \\ K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2) &= \\ &= \sigma_N^2[K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) + K_R(\Theta_1, \Theta_2) - 1] + o(\delta^2) \end{aligned} \quad (35)$$

при $\delta \rightarrow 0$. Здесь функции $S_U(\mathbf{l})$ и $S_R(\Theta)$ являются нормированными сечениями (16) сигнальной функции $S(\mathbf{l}, \Theta)$, а функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ и $K_R(\Theta_1, \Theta_2)$ — нормированными сечениями (19) корреляционной функции $K(\mathbf{l}_1, \Theta_1, \mathbf{l}_2, \Theta_2)$.

Таким образом, первые два момента гауссовского логарифма ФОП $L(\mathbf{l}, \Theta)$ допускают локально-аддитивное представление (35) в окрестности точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) , так что разрывные и регулярные параметры в выражениях для моментов логарифма ФОП асимптотически разделяются.

Введем в рассмотрение гауссовскую случайную величину M_0 с математическим ожиданием A_S и дисперсией σ_N^2 , причем случайная величина M_0 и логарифм ФОП $L(\mathbf{l}, \Theta)$ статистически независимы. Обозначим $M(\mathbf{l}, \Theta) = L(\mathbf{l}, \Theta) + M_0$. Так как ОМП не меняются при добавлении случайной величины к решающей статистике, то совместные ОМП (4) можно представить в виде $(\mathbf{l}_m, \Theta_m) = \arg \sup_{(\mathbf{l}, \Theta) \in \mathfrak{X}}$ или

$$\begin{aligned} \mathbf{l}_m &= \arg \sup_{\mathbf{l} \in \mathfrak{X}_l} M(\mathbf{l}, \Theta_m), \\ \Theta_m &= \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_\theta} M(\mathbf{l}_m, \Theta). \end{aligned} \quad (36)$$

Обозначим $M_U(\mathbf{l})$, $M_R(\Theta)$ - статистически независимые совместно гауссовские случайные поля, математические ожидания $S_{MU}(\mathbf{l})$, $S_{MR}(\Theta)$ и корреляционные функции $K_{MU}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$, $K_{MR}(\Theta_1, \Theta_2)$ которых в окрестности точек $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$, $\Theta = \Theta_0$ представляются в виде

$$\begin{aligned} S_{MU}(\mathbf{l}) &= A_S S_U(\mathbf{l}), \\ S_{MR}(\Theta) &= A_S S_R(\Theta), \\ K_{MU}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) &= \sigma_N^2 K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2), \\ K_{MR}(\Theta_1, \Theta_2) &= \sigma_N^2 K_R(\Theta_1, \Theta_2). \end{aligned} \quad (37)$$

Согласно (35),(37), при $\delta \rightarrow 0$ решающая статистика $M(\mathbf{l}, \Theta) = L(\mathbf{l}, \Theta) + M_0$ ОМП (36) в окрестности \mathfrak{X}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) сходится по распределению к сумме статистически независимых гауссовских случайных полей $M_U(\mathbf{l})$ и $M_R(\Theta)$, т.е.

$$M(\mathbf{l}, \Theta) \rightarrow^P M_U(\mathbf{l}) + M_R(\Theta), \quad \delta \rightarrow 0.$$

Как отмечалось выше, характеристики ОМП при больших ОСШ z (10) определяются поведением решающей статистики в малой окрестности \mathfrak{X}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) , причем при $z \rightarrow \infty$ величина δ этой окрестности стремится к нулю. Будем считать, что ОСШ z настолько велико, а величина $\delta(\delta_l, \delta_\theta)$ окрестности \mathfrak{X}_δ точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) настолько мала, что в пределах этой окрестности справедливы представления (37) моментов случайных полей $M_U(\mathbf{l})$ и $M_R(\Theta)$. Тогда совместную плотность вероятности $W(\mathbf{l}, \Theta)$ оценок (\mathbf{l}_m, Θ_m) (36) при указанных значениях ОСШ z можно аппроксимировать произведением

$$W(\mathbf{l}, \Theta) = W_U(\mathbf{l})W_R(\Theta), \quad (38)$$

где $W_U(\mathbf{l})$ и $W_R(\Theta)$ — плотности вероятностей векторов $\mathbf{l}_e = \|l_{1e}, l_{2e}, \dots, l_{pe}\|$ и $\Theta_e = \|\Theta_{1e}, \Theta_{2e}, \dots, \Theta_{re}\|$ эквивалентных оценок разрывных \mathbf{l}_0 и регулярных Θ_0 параметров сигнала соответственно:

$$\begin{aligned} \mathbf{l}_e &= \arg \sup_{\mathbf{l} \in \mathfrak{X}_{l\delta}} [M_U(\mathbf{l}) + M_R(\Theta_e)] = \arg \sup_{\mathbf{l} \in \mathfrak{X}_{l\delta}} M_U(\mathbf{l}), \\ \Theta_e &= \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_{\theta\delta}} [M_U(\mathbf{l}_e) + M_R(\Theta)] = \arg \sup_{\Theta \in \mathfrak{X}_{\theta\delta}} M_R(\Theta). \end{aligned} \quad (39)$$

Здесь $\mathfrak{X}_{l\delta} = \mathfrak{X}_l \cap \mathfrak{X}_\delta$ и $\mathfrak{X}_{\theta\delta} = \mathfrak{X}_\theta \cap \mathfrak{X}_\delta$ — малые окрестности точки (\mathbf{l}_0, Θ_0) в пределах области \mathfrak{X}_δ , соответствующие только разрывным и только регулярным параметрам. Точность представления (38), (39) возрастает с увеличением ОСШ z , причем $\delta \rightarrow 0$ при $z \rightarrow \infty$.

Таким образом, характеристики совместных ОМП \mathbf{l}_m и Θ_m (4) разрывных \mathbf{l}_0 и регулярных Θ_0 параметров сигнала асимптотически (с ростом ОСШ z) совпадают с соответствующими характеристиками эквивалентных оценок \mathbf{l}_e и Θ_e (39). Совместные ОМП \mathbf{l}_m , Θ_m (4) сходятся по распределению к эквивалентным оценкам \mathbf{l}_e и Θ_e (39) при $z \rightarrow \infty$, т.е.

$$(\mathbf{l}_m, \Theta_m) \rightarrow^P (\mathbf{l}_e, \Theta_e), \quad z \rightarrow \infty.$$

Так как случайные поля $M_U(\mathbf{1})$ и $M_R(\Theta)$ статистически независимы, то оценки $\mathbf{1}_e$ и Θ_e (39) также статистически независимы. Поэтому совместные ОМП $\mathbf{1}_m$ и Θ_m (4) асимптотически (с ростом ОСШ) статистически независимы.

Согласно (16),(37), математическое ожидание $S_{MU}(\mathbf{1})$ решающей статистики $M_U(\mathbf{1})$ алгоритма (39) оценки $\mathbf{1}_e$ в окрестности \mathfrak{R}_{δ} точки $\mathbf{1} = \mathbf{1}_0$ совпадает с математическим ожиданием $S_{01}(\mathbf{1}) = S(\mathbf{1}, \Theta_0)$ решающей статистики $L_{01}(\mathbf{1}) = L(\mathbf{1}, \Theta_0)$ алгоритма ОМП $\mathbf{1}_{m0}$ (8) разрывных параметров сигнала. Согласно (19), (37), корреляционная функция $K_{MU}(\mathbf{1}_1, \mathbf{1}_2)$ статистики $M_U(\mathbf{1})$ в окрестности \mathfrak{R}_{δ} точки $\mathbf{1} = \mathbf{1}_0$ совпадает с корреляционной функцией $K_{01}(\mathbf{1}_1, \mathbf{1}_2) = K(\mathbf{1}_1, \Theta_0, \mathbf{1}_2, \Theta_0)$ статистики $L_{01}(\mathbf{1})$. При этом случайные поля $M_U(\mathbf{1})$ и $L_{01}(\mathbf{1})$ имеют гауссовское распределение вероятностей. Следовательно, характеристики эквивалентной оценки $\mathbf{1}_e$ (39) асимптотически (с ростом ОСШ z) совпадают с характеристиками ОМП $\mathbf{1}_{m0}$ (8) разрывных параметров при априори известных регулярных параметрах сигнала. Оценки $\mathbf{1}_e$ (39) и $\mathbf{1}_{m0}$ (8) разрывных параметров $\mathbf{1}_0$ сигнала асимптотически эквивалентны по распределению, т.е. $\mathbf{1}_e \xrightarrow{P} \mathbf{1}_{m0}$ при $z \rightarrow \infty$.

Аналогично получаем, что математическое ожидание $S_{MR}(\Theta)$ решающей статистики $M_R(\Theta)$ алгоритма (39) оценки Θ_e в окрестности $\mathfrak{R}_{\delta\theta}$ точки $\Theta = \Theta_0$ совпадает с математическим ожиданием $S_{02}(\Theta) = S(\mathbf{1}_0, \Theta)$ решающей статистики $L_{02}(\Theta) = L(\mathbf{1}_0, \Theta)$ алгоритма ОМП Θ_{m0} (9) регулярных параметров. Корреляционная функция $K_{MR}(\Theta_1, \Theta_2)$ решающей статистики $M_R(\Theta)$ совпадает с корреляционной функцией $K_{02}(\Theta_1, \Theta_2) = K(\mathbf{1}_0, \Theta_1, \mathbf{1}_0, \Theta_2)$ статистики $L_{02}(\Theta)$. При этом случайные поля $M_R(\Theta)$ и $L_{02}(\Theta)$ имеют гауссовское распределение вероятностей. Следовательно, характеристики эквивалентной оценки Θ_e (39) асимптотически (с ростом ОСШ z) совпадают с характеристиками ОМП Θ_{m0} (9) разрывных параметров при априори известных регулярных параметрах сигнала. Оценки Θ_e (39) и Θ_{m0} (9) регулярных параметров Θ_0 сигнала асимптотически эквивалентны по распределению, т.е. $\Theta_e \xrightarrow{P} \Theta_{m0}$ при $z \rightarrow \infty$.

Таким образом, в качестве асимптотических характеристик ОМП $\mathbf{1}_m$ (4) можно рассматривать характеристики ОМП $\mathbf{1}_{m0}$ (8)

разрывных параметров сигнала при априори известных регулярных параметрах. Характеристики ОМП $\mathbf{1}_{m0}$ (8) можно найти с помощью методов ЛАА и ЛМА, как это сделано в [7]. В качестве асимптотических характеристик ОМП Θ_m (4) можно рассматривать характеристики ОМП Θ_{m0} (8) регулярных параметров сигнала при априори известных разрывных параметрах. Характеристики ОМП Θ_{m0} (9) можно найти с помощью метода малого параметра [1,3]. При этом следует учитывать, что совместные ОМП $\mathbf{1}_m$ и Θ_m асимптотически (с ростом ОСШ) статистически независимы, так что их совместная плотность вероятности допускает представление (38).

Воспользовавшись асимптотической эквивалентностью характеристик оценок $\mathbf{1}_m, \Theta_m$ (4) и $\mathbf{1}_{m0}, \Theta_{m0}$ (8),(9), запишем асимптотически точные (с ростом ОСШ) выражения характеристик совместных ОМП $\mathbf{1}_m, \Theta_m$ (4).

3.2. Характеристики совместных оценок разрывных и регулярных параметров

Регулярные параметры. Используя метод малого параметра [1,3] для вычисления характеристик совместных оценок Θ_{m0} (9), находим, что условная (при фиксированном Θ_0) совместная плотность вероятности $W_R(\Theta)$ оценок Θ_m (4) является гауссовской и определяется по формуле

$$W_R(\Theta_m) = \frac{z^r}{\sqrt{(2\pi)^r}} \sqrt{\det(\mathbf{AK}^{-1}\mathbf{A}^T)} \times \exp\left[-\frac{z^2}{2}(\Theta_m - \Theta_0)^T \mathbf{AK}^{-1}\mathbf{A}^T(\Theta_m - \Theta_0)\right], \quad (40)$$

где z — ОСШ (10), $\mathbf{A} = \|A_{ij}''\|$ и $\mathbf{K} = \|\eta_{ij}''\|$ — матрицы размером $r \times r$ с элементами A_{ij}'' и η_{ij}'' , $i, j = 1, 2, \dots, r$ (24) соответственно, а символы “T” и “-1” означают операции транспонирования и обращения матрицы соответственно.

Используя распределение (40), находим условные (при фиксированном Θ_0) вектор смещений $\mathbf{b} = \|b_i\|$ и матрицу рассеяний $\mathbf{V} = \|V_{ij}\|$ с элементами $b_i = \langle \Theta_{im} - \Theta_{0i} \rangle$ и $V_{ij} = \langle (\Theta_{im} - \Theta_{0i})(\Theta_{jm} - \Theta_{0j}) \rangle$, $i, j = 1, 2, \dots, r$, причем [1]

$$\mathbf{b} = 0, \quad b_i = 0, \quad \mathbf{V} = (\mathbf{AK}^{-1}\mathbf{A}^T)^{-1} / z^2, \quad (41)$$

$$V_{ij} = \sum_{k=1}^r \sum_{m=1}^r \hat{A}_{ki} \hat{A}_{mj} \eta_{km}'' / z^2 (\det \mathbf{A})^2.$$

Здесь \hat{A}_{ij} , $i, j = 1, 2, \dots, r$ — алгебраические дополнения матрицы \mathbf{A} . Таким образом, совместные ОМП Θ_m (4) регулярных параметров являются асимптотически несмещенными. Из (41) находим условные смещение $b \equiv b_1$ и рассеяние $V \equiv V_{11}$ оценки Θ_{1m} одного ($r = 1$) регулярного параметра Θ_{01} [1,3]:

$$b = 0, \quad V = \frac{1}{z^2 \Psi},$$

$$\Psi = \frac{(A_{11}^*)^2}{\eta_{11}''} =$$

$$= \left\{ \left[\frac{\partial^2 S_R(\Theta)}{\partial \Theta^2} \right] / \frac{\partial^2 K_R(\Theta_{11}, \Theta_{21})}{\partial \Theta_{11} \partial \Theta_{21}} \right\}_{\Theta_{11} = \Theta_{21} = \Theta_{01}}. \quad (42)$$

Выражения (40)—(42) для характеристик совместных ОМП Θ_m (4) регулярных параметров сигнала являются асимптотически точными, их точность возрастает с увеличением ОСШ z (10).

Разрывные параметры. Воспользуемся методами ЛАА и ЛМА, как это делается в [7], для вычисления характеристик совместных оценок \mathbf{l}_{m0} (8). Из (33) следует, что сечения $S_{U_i}^*(l_i) = S_U(\mathbf{l})|_{l_k=l_{0k}, k=1,2,\dots,p, k \neq i}$, $i = 1, 2, \dots, p$ нормированной сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ по каждому из разрывных параметров l_i в окрестности точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$ допускают асимптотическое (при $\delta_i \rightarrow 0$) представление

$$S_{U_i}^*(l_i) = 1 - d_i^{(j)} |l_i - l_{0i}| + o(\delta_i) \quad (43)$$

при $l_i \in \mathfrak{S}_{ij}$, $j = 1, 2$,

где постоянные $d_i^{(j)}$, $i = 1, 2, \dots, p$ определяются из (34), а \mathfrak{S}_{ij} , $j = 1, 2$ — области значений параметров l_i , удовлетворяющие условиям (27). Согласно (33), соответствующие сечения $K_{U_i}^*(l_{1i}, l_{2i}) = K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)|_{l_{jk}=l_{0k}, j=1,2, k=1,2,\dots,p, k \neq i}$ нормированной корреляционной функции $K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ при $\delta_i \rightarrow 0$ представляются как

$$K_{U_i}^*(l_{1i}, l_{2i}) = 1 + c_{i0}^{(j)} |l_{2i} - l_{1i}| +$$

$$+ c_{i1}^{(j)} |l_{1i} - l_{0i}| + c_{i2}^{(j)} |l_{2i} - l_{0i}| + o(\delta_i) \quad (44)$$

при $l_{1i}, l_{2i} \in \mathfrak{K}_{ij}$, $j = 1, 2, \dots, 6$,

где постоянные $c_{im}^{(j)}$, $i = 1, 2, \dots, p$, $m = 0, 1, 2$ определяются из (34), а \mathfrak{K}_{ij} , $j = 1, 2, \dots, 6$ — области значений параметров удовлетворяющие условиям (29).

Обозначим $\Delta(\mathbf{l}) = [L(\mathbf{l}, \Theta_0) - L(\mathbf{l}^*, \Theta_0)] / \sigma_N^2$ — нормированный функционал приращений логарифма ФОП по разрывным параметрам,

где $\mathbf{l}^* = \|l_1^*, l_2^*, \dots, l_p^*\|$ — фиксированное значение вектора \mathbf{l} разрывных параметров сигнала из окрестности $\mathfrak{R}_{i\delta}$ точки $\mathbf{l} = \mathbf{l}_0$. Введем $K_{\Delta}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) = \langle [\Delta(\mathbf{l}_1) - \langle \Delta(\mathbf{l}_1) \rangle][\Delta(\mathbf{l}_2) - \langle \Delta(\mathbf{l}_2) \rangle] \rangle =$
 $= K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2) - K_U(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}^*) - K_U(\mathbf{l}^*, \mathbf{l}_2) + K_U(\mathbf{l}^*, \mathbf{l}^*)$ — корреляционная функция нормированных приращений $\Delta(\mathbf{l})$ логарифма ФОП. Следуя [7], рассмотрим класс разрывных параметров, для которых сечения $S_{U_i}^*(l_i)$ нормированной сигнальной функции $S_U(\mathbf{l})$ при $\delta_i \rightarrow 0$ допускают представления (43), а сечения $K_{\Delta_i}^*(l_{1i}, l_{2i}) = K_{\Delta}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)|_{l_{jk}=l_{0k}, j=1,2, k=1,2,\dots,p, k \neq i}$ корреляционной функции $K_{\Delta}(\mathbf{l}_1, \mathbf{l}_2)$ при $\delta_i \rightarrow 0$ представляются в виде [7]

$$K_{\Delta_i}^*(l_{1i}, l_{2i}) = \begin{cases} B_{1i} \min(|l_{1i} - l_i^*|, |l_{2i} - l_i^*|) + C_{1i} + o(\delta_i), & \text{если } l_{1i}, l_{2i} < l_{0i}; \\ B_{2i} \min(|l_{1i} - l_i^*|, |l_{2i} - l_i^*|) + C_{2i} + o(\delta_i), & \text{если } l_{1i}, l_{2i} \geq l_{0i}; \\ \text{при } (l_{1i} - l_i^*)(l_{2i} - l_i^*) \geq 0; \\ 0, & \text{при } (l_{1i} - l_i^*)(l_{2i} - l_i^*) < 0. \end{cases} \quad (45)$$

Здесь $B_{ki} > 0$, $C_{ki} \geq 0$, $k = 1, 2$, $i = 1, 2, \dots, p$, причем константы C_{ki} могут зависеть от выбранных значений l_i^* .

Представление (45) несколько ограничивает класс разрывных параметров сигнала по сравнению с разложением (44), следующим из формулы (33). Однако, для широкого класса разрывных параметров, удовлетворяющих разложению (44), справедливо и представление (45). В [7] приведены примеры сечений корреляционных функций, которые допускают разложения (44) и (45).

Воспользовавшись результатами [7], получаем, что совместные ОМП l_{im} , $i = 1, 2, \dots, p$ разрывных параметров сигнала асимптотически статистически независимы. Условная (при фиксированном \mathbf{l}_0) совместная плотность вероятности $W_U(\mathbf{l})$ оценок \mathbf{l}_m (3), (4) определяется по формуле

$$W_U(\mathbf{l}_m) \equiv W_U(l_{1m}, l_{2m}, \dots, l_{pm}) = \prod_{i=1}^p W_{U_i}(l_{im}), \quad (46)$$

где $W_{U_i}(l_{im})$, $i = 1, 2, \dots, p$ — условные плотности вероятностей ОМП l_{im} (3), (4):

$$W_{U_i}(l_i) = \begin{cases} 2z_{1i}^2 W_0[2z_{1i}^2(l_{0i} - l_i), 1/R_i] & \text{при } l_i < l_{0i}; \\ 2z_{2i}^2 W_0[2z_{2i}^2(l_i - l_{0i}), R_i] & \text{при } l_i \geq l_{0i}; \end{cases} \quad (47)$$

$$W_0(x, u) = \Phi\left(\sqrt{\frac{|x|}{2}}\right) - 1 + \frac{2+u}{u} \exp\left(|x| \frac{1+u}{u^2}\right) \left\{ 1 - \Phi\left(\sqrt{\frac{|x|}{2}} \left[\frac{2+u}{u}\right]\right) \right\}.$$

Здесь $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \exp(-t^2/2) dt / \sqrt{2\pi}$ — интеграл вероятности, $R_i = B_{1i} d_i^{(2)} / d_i^{(1)} B_{2i} = \chi_i z_{2i} / z_{1i}$, $\chi_i = \sqrt{B_{1i} / B_{2i}}$, а параметры $z_{1i} = A_S d_i^{(1)} / \sqrt{B_{1i}}$ и $z_{2i} = A_S d_i^{(2)} / \sqrt{B_{2i}}$ при больших ОСШ z являются величинами порядка z (10).

Используя (47), находим условные (при фиксированном l_0) смещения $b_i = \langle l_{im} - l_{0i} \rangle$ и рассеяния $V_i = \langle (l_{im} - l_{0i})^2 \rangle$ оценок l_{im} , $i = 1, 2, \dots, p$:

$$b_i = \frac{2R_i + 1}{2z_{2i}^2 (R_i + 1)^2} - \frac{R_i (R_i + 2)}{2z_{1i}^2 (R_i + 1)^2}, \quad (48)$$

$$V_i = \frac{5R_i^2 + 6R_i + 2}{2z_{2i}^4 (R_i + 1)^3} + \frac{R_i (2R_i^2 + 6R_i + 5)}{2z_{1i}^4 (R_i + 1)^3}.$$

Моменты ошибок оценок l_{im} более высокого порядка получены в [7]. Точность формул (46)-(48) возрастает с увеличением ОСШ z (с увеличением z_{1i} и z_{2i}).

4. ХАРАКТЕРИСТИКИ СОВМЕСТНЫХ ОЦЕНОК ЧАСТОТНЫХ И ВРЕМЕННЫХ ПАРАМЕТРОВ ИМПУЛЬСА С ГАУССОВСКОЙ СЛУЧАЙНОЙ СУБСТРУКТУРОЙ

Рассмотрим в качестве примера совместные ОМП времени прихода λ_0 и частоты ν_0 узкополосного импульса со случайной субструктурой [10, 18]

$$s(t) = \xi(t) I[(t - \lambda_0) / \tau], \quad (49)$$

наблюдаемого на фоне аддитивного гауссовского белого шума $n(t)$ с односторонней спектральной плотностью N_0 . Здесь $I(x) = 1$ при $|x| < 1/2$, $I(x) = 0$ при $|x| \geq 1/2$ — прямоугольная модулирующая функция, τ — длительность импульса, $\xi(t)$ — узкополосный стационарный центрированный гауссовский случайный процесс, описывающий случайную субструктуру сигнала. Спектральную плотность случайной субструктуры сигнала можно представить в виде [10]

$G(\omega) = (\gamma/2) G_0 \{[(\nu_0 - \omega) / \Omega] + G_0[(\nu_0 + \omega) / \Omega]\}$.
Здесь обозначено: γ — интенсивность, ν_0 и Ω — центральная частота и ширина полосы

частот спектральной плотности, а непрерывно дифференцируемая функция $G_0(x) \geq 0$ описывает форму спектральной плотности $G(\omega)$ и нормирована так, что $\max G_0(x) = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} G_0^2(x) dx = 1$. Время корреляции узкополосного случайного процесса $\xi(t)$ значительно меньше длительности τ импульса (49), т.е.

$$\mu = \tau \Omega / 2\pi \gg 1, \quad \nu_0 \gg \Omega. \quad (50)$$

Задача обработки сигналов (49) со случайной субструктурой встречается в различных приложениях радиопизики и радиотехники. Примерами импульсов (49) могут быть отраженные локационные сигналы [12], радиоимпульсы, искаженные модулирующей помехой [13], сигналы в спектроскопии и астрономии [14, 15] и др. Случайные сигналы (49) могут быть использованы в качестве шумовой импульсной несущей в системах передачи информации [16].

Для получения совместных ОМП λ_m и ν_m времени прихода λ_0 и частоты ν_0 случайного импульса (49) необходимо по наблюдаемой реализации $x(t) = s(t) + n(t)$ смеси сигнала и шума формировать логарифм ФОП $L(\lambda, \nu)$ как функцию оцениваемых параметров. При выполнении (50) находим [10, 18]

$$L(\lambda, \nu) = M(\lambda, \nu) - \frac{\tau \Omega}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \ln [1 + q G_0(x)] dx,$$

$$M(\lambda, \nu) = \frac{1}{N_0} \int_{\lambda - \tau/2}^{\lambda + \tau/2} y^2(t, \nu) dt, \quad (51)$$

где $q = \gamma / N_0$, $y(t, \nu) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t') h(t - t', \nu) dt'$ —

отклик фильтра с импульсной переходной функцией $h(t, \nu)$ на принимаемую реализацию $x(t)$, причем передаточная функция $H(\omega, \nu)$ этого фильтра удовлетворяет условию

$$|H(\omega, \nu)|^2 = H_0[(\nu - \omega) / \Omega] + H_0[(\nu + \omega) / \Omega],$$

$$H_0(x) = q G_0(x) / [1 + q G_0(x)].$$

Пусть время прихода и частота случайного импульса принимают значения из априорных интервалов $\lambda_0 \in [\lambda_{\min}; \lambda_{\max}]$ и $\nu_0 \in [\nu_{\min}; \nu_{\max}]$. Тогда совместные ОМП λ_m и ν_m времени прихода и частоты импульса (49) определяются как

$$(\nu_m, \lambda_m) = \arg \sup_{\lambda, \nu} M(\lambda, \nu),$$

$$\lambda \in [\lambda_{\min}; \lambda_{\max}], \quad \nu \in [\nu_{\min}; \nu_{\max}], \quad (52)$$

т.е. являются координатами λ и ν положения абсолютного максимума функционала $M(\lambda, \nu)$ на интервалах $\lambda \in [\lambda_{\min}; \lambda_{\max}]$, $\nu \in [\nu_{\min}; \nu_{\max}]$ соответственно.

Воспользовавшись методом ЛАА, найдем характеристики совместных ОМП λ_m, ν_m (52). Решающая статистика $M(\lambda, \nu)$ (51) является асимптотически (при $\mu \rightarrow \infty$) гауссовским случайным полем [10]. Будем считать [10], что величина μ настолько велика, что выполняется условие гауссовости функционала (51).

Обозначим $\eta = \lambda / \tau$, $\eta_j = \lambda_j / \tau$, $\kappa = \nu / \Omega$, $\kappa_j = \nu_j / \Omega$, $j = 0, 1, 2$ — нормированные время прихода и частота случайного сигнала. Функционал (51) представим в виде суммы $M(\lambda, \nu) = S(\eta, \kappa) + N(\eta, \kappa) + B$, где $S(\eta, \kappa) = \langle M(\eta\tau, \kappa\Omega) \rangle - B$ — сигнальная функция, $N(\eta, \kappa) = M(\eta\tau, \kappa\Omega) - \langle M(\eta\tau, \kappa\Omega) \rangle$ — шумовая функция, а $B = \mu q \int_{-\infty}^{\infty} \{G_0(x) / [1 + qG_0(x)]\} dx$ — несущественное постоянное слагаемое.

При выполнении (50) аналогично [10] находим сигнальную функцию

$$S(\eta, \kappa) = S_0 C_1(\eta - \eta_0) C_{20}(\kappa - \kappa_0), \quad S_0 = \mu q^2,$$

$$C_1(\eta) = \begin{cases} 1 - |\eta|, & \text{при } |\eta| \leq 1; \\ 0, & \text{при } |\eta| > 1; \end{cases} \quad (53)$$

$$C_{20}(\kappa) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0(x) G_0(x + \kappa)}{1 + qG_0(x)} dx$$

и корреляционную функцию шумовой функции

$$K(\eta_1, \eta_2, \kappa_1, \kappa_2) = \langle N(\eta_1, \kappa_1) N(\eta_2, \kappa_2) \rangle =$$

$$= D_1 R_1(\eta_1, \eta_2, \eta_0) R_2(\kappa_1, \kappa_2, \kappa_0) + \quad (54)$$

$$+ D_0 C_1(\eta_1 - \eta_2) C_2(\kappa_1 - \kappa_2),$$

$$D_0 = \mu q^2, \quad D_1 = \mu q^3,$$

$$C_2(\kappa) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0(x) G_0(x - \kappa) dx}{[1 + qG_0(x)][1 + qG_0(x - \kappa)]},$$

$$R_1(\eta_1, \eta_2, \eta_0) =$$

$$= \begin{cases} \begin{cases} 1 - |\eta_1 - \eta_2| - \min(|\eta_2 - \eta_0|, |\eta_1 - \eta_0|), \\ \text{при } (\eta_2 - \eta_0)(\eta_1 - \eta_0) \geq 0; \\ 1 - |\eta_1 - \eta_2|, & \text{при } (\eta_2 - \eta_0)(\eta_1 - \eta_0) < 0; \\ \text{если } \max(|\eta_1 - \eta_2|, |\eta_2 - \eta_0|, |\eta_1 - \eta_0|) < 1; \\ 0, & \text{если } \max(|\eta_1 - \eta_2|, |\eta_2 - \eta_0|, |\eta_1 - \eta_0|) \geq 1; \end{cases} \end{cases}$$

$$R_2(\kappa_1, \kappa_2, \kappa_0) =$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0(x - \kappa_1) G_0(x - \kappa_2) G_0(x - \kappa_0)}{[1 + qG_0(x - \kappa_1)][1 + qG_0(x - \kappa_2)]} \times$$

$$\times [2 + qG_0(x - \kappa_0)] dx.$$

Анализ выражений (53), (54) позволяет сделать следующие выводы.

1) Производные моментов (53), (54) решающей статистики (51) по времени η имеют разрывы первого рода в точке $\eta = \eta_0$. В силу дифференцируемости функции $G_0(x)$, моменты (53), (54) непрерывно дифференцируемы по частоте κ . Тогда время прихода λ_0 импульса (49) является разрывным параметром, а частота ν_0 — регулярным параметром. Следовательно, здесь рассматривается совместная оценка одного разрывного и одного регулярного параметров ($r = p = 1$).

2) Сигнальная функция $S(\eta, \kappa)$ (53) достигает абсолютного максимума при $\eta = \eta_0$, $\kappa = \kappa_0$, т.е. в точке истинных значений времени прихода и частоты. При этом $A_S = S_0^2 C_{20}^2(0)$, $\sigma_N^2 = D_1 R_2(0, 0, 0) + D_0 C_2(0)$, а ОСШ (10) определяется как

$$z = \frac{A_S}{\sigma_N} = \sqrt{\mu} q \left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0^2(x) dx}{1 + qG_0(x)} \right]. \quad (55)$$

3) Моменты (53), (54) решающей статистики (51) допускают аддитивно-мультипликативные представления (11) при $v = 1$, $u = 2$, где следует положить $\mathbf{1} = \eta$, $\mathbf{\Theta} = \kappa$, $\mathbf{1}_j = \eta_j$, $\mathbf{\Theta}_j = \kappa_j$, $j = 0, 1, 2$, причем

$$A_{S1} = A_S = S_0 C_{20}(0), \quad \sigma_{N1}^2 = D_1 R_2(0, 0, 0),$$

$$\sigma_{N2}^2 = D_0 C_2(0), \quad S_{U1}(\eta) = C_1(\eta - \eta_0),$$

$$S_{R1}(\kappa) = C_{20}(\kappa - \kappa_0) / C_{20}(0),$$

$$K_{U1}(\eta_1, \eta_2) = R_1(\eta_1, \eta_2, \eta_0),$$

$$K_{U2}(\eta_1, \eta_2) = C_1(\eta_1 - \eta_2),$$

$$K_{R1}(\kappa_1, \kappa_2) = R_1(\kappa_1, \kappa_2, \kappa_0) / R_1(0, 0, 0),$$

$$K_{R2}(\kappa_1, \kappa_2) = C_2(\kappa_1 - \kappa_2) / C_2(0).$$

4) Составляющие $S_{R1}(\kappa)$ и $K_{R1}(\kappa_1, \kappa_2)$, $K_{R2}(\kappa_1, \kappa_2)$ моментов логарифма ФОП достигают максимума при $\kappa = \kappa_0$ и $\kappa_j = \kappa_0$, $j = 1, 2$, так что выполняются условия (20). Для этих составляющих справедливы разложения (21) при $r = 1$.

5) Составляющие $S_{U1}(\eta)$, $K_{U1}(\eta_1, \eta_2)$ и $K_{U2}(\eta_1, \eta_2)$ допускают представления (32) при

$p = 1$, где $d_{1i}^{(1)} = d_{1i}^{(2)} = 1$, $c_{1i0}^{(j)} = c_{2i0}^{(j)} = 1$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$, $c_{1i1}^{(j)} = 0$ при $j = 1, 4, 5, 6$, $c_{1i1}^{(j)} = 1$ при $j = 2, 3$, $c_{1i2}^{(j)} = 0$ при $j = 2, 3, 5, 6$, $c_{1i2}^{(j)} = 1$ при $j = 1, 4$, $c_{2i1}^{(j)} = c_{2i2}^{(j)} = 0$ для всех $j = 1, 2, \dots, 6$. При этом сечения нормированных сигнальной функции $S_U(\eta)$ и корреляционной функции $K_U(\eta_1, \eta_2)$ по разрывному параметру допускают представления (43), (44), (45), где $d_i^{(1)} = d_i^{(2)} = 1$, $C_{1i} = C_{2i} = 0$, $B_{1i} = B_{2i} = \sigma_N^2 / (2 - g)$,

$$g = \frac{D_1 R_2(0, 0, 0)}{\sigma_N^2} = q \int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0^3(x) [2 + q G_0(x)]}{[1 + q G_0(x)]^2} dx. \quad (56)$$

Таким образом, выполнены все условия применимости метода ЛАА. Тогда характеристики ОМП λ_m и ν_m можно получить из (40)—(42) и (46)—(48). Учитывая, что в данном случае $z_{1i}^2 = z_{2i}^2 = z^2 / (2 - g)$ и $R_i = 1$, находим условные смещение (систематическую ошибку) и рассеяние (средний квадрат ошибки) ОМП λ_m времени прихода λ_0 импульса (49):

$$b_t = \langle \lambda_m - \lambda_0 \rangle = 0, \quad (57)$$

$$V_t = \langle (\lambda_m - \lambda_0)^2 \rangle = 13\tau^2 \frac{(2 - g)^2}{8z^4},$$

где z и g определяются из (55), (56). Воспользовавшись выражениями (42) находим условные смещение и рассеяние ОМП ν_m частоты ν_0 сигнала (49):

$$b_f = \langle \nu_m - \nu_0 \rangle = 0,$$

$$V_f = \langle (\nu_m - \nu_0)^2 \rangle = \Omega^2 / z^2 \Psi,$$

$$\Psi = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[dG_0(x)/dx]^2}{[1 + qG_0(x)]^2} dx \Big/ \left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{G_0^2(x) dx}{1 + qG_0(x)} \right]^2. \quad (58)$$

Выражения (57), (58) для характеристик ОМП (52) совпадают с соответствующими выражениями для характеристик надежных оценок времени прихода и частоты случайного импульса, полученными в [18]. Выражения (57), (58) являются асимптотически точными, их точность возрастает с увеличением ОСШ z (55). Из результатов моделирования оценок на ЭВМ, приведенных в [18], следует, что формулы (57), (58) обладают удовлетворительной точностью уже при $z \geq 1.5 - 2$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов на фоне помех. М.: Сов. радио, 1978. 296 с.

2. Тихонов В.И. Оптимальный прием сигналов. М.: Радио и связь, 1983. 320 с.

3. Куликов Е.И. Методы измерения случайных процессов. М.: Радио и связь, 1986. 272 с.

4. Прикладная теория случайных процессов и полей / Васильев К.К., Драган Я.Л., Казаков В.А. и др.; Под ред. К. К. Васильева, В. А. Омельченко. Ульяновск: УлГТУ, 1995. 256 с.

5. Ибрагимов И.А., Хасъминский Р.З. Асимптотическая теория оценивания. М.: Наука, 1979. 528 с.

6. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. М.: Радио и связь, 1986. 264 с.

7. Трифонов А.П., Захаров А.В. Эффективность совместных оценок параметров сигналов при нарушении условий регулярности решающей статистики // Вестник ВГУ. Сер. Физика. Математика. 2002. № 1. С. 59—68.

8. Трифонов А.П., Бутейко В.К. Характеристики совместных оценок параметров сигнала при частичном нарушении условий регулярности // Радиотехника и электроника. 1991. Т. 36. № 2. С. 319—327.

9. Трифонов А.П., Захаров А.В., Воробьев А.М. Асимптотические характеристики совместных оценок параметров сигналов // Вестник Воронежского государственного университета. Сер. Физика. Математика. 2003. № 2. С. 77—92.

10. Трифонов А.П., Нечаев Е.П., Парфенов В.И. Обнаружение стохастических сигналов с неизвестными параметрами. Воронеж: Изд-во ВГУ, 1991. 246 с.

11. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника. М.: Радио и связь, 1982. 624 с.

12. Вопросы статистической теории радиолокации / П. А. Бакут, И. А. Большаков, Б. М. Герасимов и др.; Под ред. Г. П. Тартаковского. М.: Сов. радио, 1963. Т. 1. 426 с.

13. Кремер И.Я., Владимиров В.И., Карпухин В.И. Модулирующие помехи и прием радиосигналов. М.: Сов. радио, 1972. 480 с.

14. Ван-Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции. В 3-х томах. Т. 3 / Пер с англ. под ред. В. Т. Горяинова. М.: Сов. радио, 1977. 644 с.

15. Ахманов С.А., Дьяков Ю.Э., Чиркин А.С. Введение в статистическую радиофизику и оптику. М.: Наука, 1981. 640 с.

16. Харкевич А.А. Передача сигналов, модулированных шумом. Избранные труды. Т. 2. М.: Наука, 1973. С. 524—529.

17. Трифонов А.П., Захаров А.В. Прием сигналов с неизвестной задержкой при наличии модулирующей помехи // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 1986. Т. 29. № 4. С. 36—41.

18. Трифонов А.П., Захаров А.В. Характеристики совместной оценки времени прихода и частоты случайного радиоимпульса // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 2002. Т. 45. № 5. С. 3—13.