

103
АКАДЕМИЯ НАУК СССР

РАДИОТЕХНИКА
И
ЭЛЕКТРОНИКА

Том XXXIII

(ОТДЕЛЬНЫЙ ОТТИСК)

8

МОСКВА · 1988

в степенной ряд левую и правую части (6) и выполнить сравнение коэффициентов при одинаковых степенях независимой переменной y . После этого задача сводится к нахождению функции φ , такой, чтобы порождаемые ею числа ξ_i были распределены по закону $p_{\xi_i}(y)$ и некоррелированы.

Следовательно, дифференциальное уравнение в этом случае запишется в виде (16) со своей функцией F , определяемой по известной форме сигнала $f_c(t)$ из (9) и со своей функцией φ .

Итак, решена задача синтеза дифференциального уравнения, решением которого является случайный процесс с заданными вероятностными характеристиками. Полученное уравнение (16) при определенных нелинейных функциях F и φ генерирует процесс, спектральная плотность которого определяется видом функции F , а плотность распределения вероятности — функцией φ .

ЛИТЕРАТУРА

1. Рабинович М.И., Трубецков Д.И. Введение в теорию колебаний и волн. М.: Наука, 1984.
2. Лихтенберг А., Либерман М. Регулярная и стохастическая динамика. М.: Мир, 1984.
3. Рыбин Ю.К. // РЭ. 1986. Т. 31. № 9. С. 1801.
4. Косякин А.А., Сандлер Е.А. // Изв. вузов. Математика: 1972. № 3. С. 32.
5. Расцепляев Ю.С., Фандиенко В.Н. Синтез моделей случайных процессов для исследования автоматических систем управления. М.: Энергия, 1981.
6. Рытов С.М. Введение в статистическую радиофизику. М.: Наука, 1966.
7. Рейссиг Р., Сансоне Г., Конти Р. Качественная теория нелинейных дифференциальных уравнений. М.: Наука, 1974.
8. Барановский А.Л., Носов А.М., Рыбин Ю.К. // Тез. докл. II Всесоюз. симпози. "Статистические измерения и применение микромашиных средств в измерениях". Рига, 1984. Т. 4. С. 45.
9. Моисеев Н.Н. Асимптотические методы нелинейной механики. М.: Наука, 1981.
10. Харкевич А.А. Линейные и нелинейные системы. М.: Наука, 1973.

Поступила в редакцию
17.III 1986

УДК 621.391.01

ТОЧНОСТЬ АППРОКСИМАЦИИ БАЙЕСОВСКОГО АЛГОРИТМА СОВМЕСТНОГО РАЗЛИЧЕНИЯ СИГНАЛОВ И ОЦЕНКИ ИХ ПАРАМЕТРОВ

Трифонов А.П., Невежин Ю.В.

Методами статистического моделирования на ЭВМ исследована точность аппроксимации байесовского алгоритма посредством алгоритма максимального правдоподобия. Для широкого диапазона априорных вероятностей и значений потерь получены условные и безусловные характеристики этих алгоритмов при разных отношениях сигнал/шум.

ВВЕДЕНИЕ

Оптимальное решение задачи совместного различения сигналов и оценки их параметров на фоне помех приводит к соответствующим байесовским алгоритмам (БА) [1–4]. При практическом использовании этих алгоритмов встречаются существенные трудности: часто имеющая место априорная неопределенность, произвольность выбора потерь, сложности теоретического анализа и технической

реализации. В работе [5] показано, что при достаточно больших отношениях сигнал/шум БА можно аппроксимировать его предельной формой — алгоритмом максимального правдоподобия (АМП). Для подобного применения АМП необходимо оценить точность аппроксимации при больших, но не бесконечных отношениях сигнал/шум.

Ниже приводятся результаты исследования точности аппроксимации БА его предельной формой методами статистического моделирования на ЭВМ.

1. ИСХОДНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Пусть принятая на интервале времени $[0; T]$ реализация наблюдаемых данных с вероятностью p_1 является смесью помехи и сигнала $s_1(t, \lambda_{01})$, а с вероятностью p_2 — смесью помехи и сигнала $s_2(t, \lambda_{02})$. Полагаем, что различаемые сигналы $s_\vartheta(t, \lambda_\vartheta)$ являются известными функциями времени t и неизвестных параметров ϑ и λ_ϑ , причем $\lambda_\vartheta \in \Lambda_\vartheta$, $\vartheta = 1; 2$. Потери при выборе решения $\tilde{\vartheta}$ и оценке $\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}$, когда присутствует сигнал $s_\vartheta(t, \lambda_\vartheta)$, обозначим $C_{\tilde{\vartheta}\vartheta}(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}, \lambda_\vartheta)$. Согласно [2, 3], БА совместного различения-оценки имеет вид

$$(1) \quad \tilde{\vartheta} \equiv \vartheta_6 = \begin{cases} 1, & l \geq c, \\ 2, & l < c, \end{cases}$$

$$(2) \quad \tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}} \equiv \lambda_6 = \begin{cases} \lambda_{16}, & l \geq c, \\ \lambda_{26}, & l < c. \end{cases}$$

Здесь $l = l_1/l_2$,

$$(3) \quad l_i = \int_{\Lambda_i} \exp[L_i(\lambda_i)] W_{ipr}(\lambda_i) d\lambda_i, \quad i = 1; 2,$$

— усредненный функционал отношения правдоподобия (ФОП), $L_i(\lambda_i)$ — логарифм ФОП для сигнала $s_i(t, \lambda_i)$, $W_{ipr}(\lambda_i)$ — априорная плотность вероятности параметра λ_i сигнала $s_i(t, \lambda_i)$, порог

$$(4) \quad c = \frac{p_2 \int_{\Lambda_2} [C_{12}(\lambda_{16}, \lambda_2) - C_{22}(\lambda_{26}, \lambda_2)] W_{2ps}(\lambda_2) d\lambda_2}{p_1 \int_{\Lambda_1} [C_{21}(\lambda_{26}, \lambda_1) - C_{11}(\lambda_{16}, \lambda_1)] W_{1ps}(\lambda_1) d\lambda_1}.$$

Величины λ_{i6} определяются из условия минимума следующих выражений:

$$B_i(\tilde{\lambda}_i) = p_1 l_1 \int_{\Lambda_1} C_{i1}(\tilde{\lambda}_i, \lambda_1) W_{1ps}(\lambda_1) d\lambda_1 + \\ + p_2 l_2 \int_{\Lambda_2} C_{i2}(\tilde{\lambda}_i, \lambda_2) W_{2ps}(\lambda_2) d\lambda_2,$$

где $W_{ips}(\lambda_i)$ — апостериорная плотность вероятности параметра λ_i .

Аналогично [5] будем считать, что априорные плотности вероятности $W_{ipr}(\lambda_i)$, $i = 1; 2$, непрерывны и $W_{ipr}(\lambda_i) > 0$ при $\lambda_i \in \Lambda_i$; все функции потерь $C_{ij}(\tilde{\lambda}_i, \lambda_j)$ ограничены и непрерывны по λ_j , а функции потерь $C_{ii}(\tilde{\lambda}_i, \lambda_i)$ достигают минимума при $\tilde{\lambda}_i = \lambda_i$. Полагаем также, что $p_i < 1$, потери неотрицательные и при неправильных решениях больше, чем потери при правильных решениях, т.е. $C_{12}(\tilde{\lambda}_1, \lambda_2) > C_{22}(\tilde{\lambda}_2, \lambda_2) \geq 0$, $C_{21}(\tilde{\lambda}_2, \lambda_1) > C_{11}(\tilde{\lambda}_1, \lambda_1) \geq 0$. Если к тому же различаемые сигналы удовлетворяют обычным условиям регулярности [6, 7], то с ростом отношения сигнал/шум БА (1), (2) сходится к АМП [3, 5]. Обозначим

$$A_i = \sup_{\lambda_i \in \Lambda_i} L_i(\lambda_i), \quad \hat{\lambda}_i = \arg \sup_{\lambda_i \in \Lambda_i} L_i(\lambda_i).$$

Тогда АМП совместного различения сигналов и оценки их параметров можно записать в виде

$$(5) \quad \tilde{\vartheta} \equiv \hat{\vartheta} = \begin{cases} 1, & A_1 \geq A_2, \\ 2, & A_1 < A_2, \end{cases}$$

$$(6) \quad \tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}} \equiv \hat{\lambda} = \begin{cases} \hat{\lambda}_1, & A_1 \geq A_2, \\ \hat{\lambda}_2, & A_1 < A_2. \end{cases}$$

При заданной функции потерь эффективность функционирования алгоритмов (1), (2) и (5), (6) естественно охарактеризовать величиной соответствующего риска. Для произвольного алгоритма совместного различения сигналов и оценки их параметров под условным риском будем понимать величину

$$(7) \quad \tilde{r}(\lambda_{01}, \lambda_{02}) = \vec{M}_X [C_{\tilde{\vartheta}}(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}, \lambda_{\tilde{\vartheta}}) | \lambda_{01}, \lambda_{02}] = \\ = \sum_{i=1}^2 p_i \vec{M} [C_{\tilde{\vartheta}}(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}, \lambda_{0i}) | \vartheta = i].$$

Здесь $\vec{M}_X[\cdot]$ означает усреднение по реализациям наблюдаемых данных, а $\vec{M}[\cdot]$ — по реализациям помехи при фиксированных для каждой гипотезы истинных значениях неизвестных параметров λ_{0i} , $i = 1; 2$. Безусловный риск можно получить, усредняя (7) по λ_{0i} с весами $W_{ipr}(\lambda_i)$:

$$(8) \quad \tilde{R} = \sum_{i=1}^2 p_i \int_{\Lambda_i} \vec{M} [C_{\tilde{\vartheta}}(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}, \lambda_i) | \vartheta = i] W_{ipr}(\lambda_i) d\lambda_i.$$

Согласно (1), (2) и (5), (6), алгоритм совместного различения сигналов и оценки их параметров представляет собой совокупность двух взаимно связанных решающих правил. Это — правило различения сигналов ((1) или (5)) и правило оценки ((2) или (6)). Поэтому целесообразно, особенно с точки зрения практических приложений, описывать эффективность функционирования алгоритмов совместного различения-оценки совокупностью показателей качества, соответствующих двум решающим правилам. Правило различения обычно характеризуют условной

$$(9) \quad P_E(\lambda_{01}, \lambda_{02}) = p_1 P(2|1, \lambda_{01}) + p_2 P(1|2, \lambda_{02})$$

или безусловной

$$(10) \quad P_E = p_1 P(2|1) + p_2 P(1|2)$$

средней вероятностью ошибки. Здесь $P_i(i|j, \lambda_{0j})$, $i \neq j$, — условная вероятность принятия решения о наличии i -го сигнала, в то время как в действительности присутствует j -й, а

$$P(i|j) = \int_{\Lambda_j} P(i|j, \lambda_j) W_{jpr}(\lambda_j) d\lambda_j -$$

безусловная вероятность ошибки.

В случае, когда неизвестные параметры λ_1 и λ_2 различаемых сигналов имеют одинаковый физический смысл, точность их оценки $\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}}$ удобно охарактеризовать величиной условного

$$(11) \quad V(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}} | \lambda_{01}, \lambda_{02}) = \vec{M}_X [(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}} - \lambda_0)^2 | \lambda_0] = \\ = \sum_{i=1}^2 p_i \vec{M} [(\tilde{\lambda}_{\tilde{\vartheta}} - \lambda_{0i})^2 | \vartheta = i]$$

или безусловного

$$(12) \quad V(\tilde{\lambda}_{\tilde{\theta}}) = \sum_{i=1}^2 p_i \int_{\Lambda_i} \vec{M}[(\tilde{\lambda}_{\tilde{\theta}} - \lambda_i)^2 | \vartheta = i] W_{ipr}(\lambda_i) d\lambda_i$$

рассеяния (среднего квадрата ошибки). В выражении (11) аналогично (2), (6) $\lambda_0 = \lambda_{01}$ с вероятностью p_1 и $\lambda_0 = \lambda_{02}$ с вероятностью p_2 .

Сравнение характеристик (7)–(12) для БА (1), (2) и АМП (5), (6) позволяет решить вопрос о возможности замены БА на АМП при конечных отношениях сигнал/шум.

2. МОДЕЛИРОВАНИЕ АЛГОРИТМОВ СОВМЕСТНОГО РАЗЛИЧЕНИЯ СИГНАЛОВ И ОЦЕНКИ ИХ ПАРАМЕТРОВ НА ЭВМ

БА был синтезирован при одинаковых априорных плотностях вероятности неизвестных параметров λ_i вида

$$(13) \quad W_{ipr}(\lambda_i) = \begin{cases} 1/\Lambda, & |\lambda_i| \leq \Lambda/2, \\ 0, & |\lambda_i| > \Lambda/2, \end{cases}$$

и аддитивной функции потерь [1]. Эта функция потерь простая при различении сигналов и квадратичная при оценке параметров

$$(14) \quad C_{ij}(\tilde{\lambda}_i, \lambda_j) = 1 - C_i \delta_{ij} [1 - a_i (\tilde{\lambda}_i - \lambda_j)^2],$$

$i, j = 1, 2$, δ_{ij} — символ Кронекера.

Априорное распределение (13) часто используется для аппроксимации неизвестного истинного априорного распределения, позволяет относительно просто найти БА совместного различения-оценки и имеет полезные экстремальные свойства [1, 2, 8]. Аддитивная функция потерь (14) довольно часто встречается в задачах различения-оценки, относительно проста с математической точки зрения и в достаточной степени учитывает влияние больших ошибок оценивания на эффективность алгоритма [1–3].

Подставляя (13), (14) в (1)–(4), находим

$$(15) \quad l = l_{01}/l_{02},$$

$$(16) \quad c = \frac{C_2 p_2}{C_1 p_1} \frac{1 - a_2 C_2 (l_{02} l_{22} - l_{12}^2)/l_{02}^2}{1 - a_1 C_1 (l_{01} l_{21} - l_{11}^2)/l_{01}^2},$$

$$(17) \quad \lambda_0 = \begin{cases} l_{11}/l_{01}, & l \geq c, \\ l_{12}/l_{02}, & l < c, \end{cases}$$

где

$$(18) \quad l_{ki} = \int_{-\Lambda/2}^{\Lambda/2} \lambda^k \exp[L_i(\lambda_i)] d\lambda_i,$$

$k = 0, 1, 2$; $i = 1, 2$.

Моделирование алгоритмов (15)–(17) и (5), (6) выполняли для ортогональных сигналов, содержащих один и тот же неизвестный неэнергетический параметр [5, 8] и принимаемых на фоне гауссовской помехи. Отношения сигнал/шум z^2 для этих сигналов задавали одинаковыми. В результате логарифмы ФОП при наличии первого сигнала имеют вид

$$(19) \quad \begin{aligned} L_1(\lambda_1) &= z^2 S(\lambda_{01} - \lambda_1) + z N_1(\lambda_1), \\ L_2(\lambda_2) &= z N_2(\lambda_2), \end{aligned}$$

а при наличии второго —

$$(20) \quad \begin{aligned} L_1(\lambda_1) &= zN_1(\lambda_1), \\ L_2(\lambda_2) &= z^2S(\lambda_{02} - \lambda_2) + zN_2(\lambda_2). \end{aligned}$$

Здесь $N_i(\lambda_i)$, $i = 1; 2$, — нормированные шумовые функции, представляющие собой реализации стационарных независимых гауссовских процессов, причем [8] $\vec{M}[N_i(\lambda_i)] = \vec{M}[N_1(\lambda_1)N_2(\lambda_2)] = 0$, $\vec{M}[N_1(\lambda_1)N_1(\lambda_2)] = \vec{M}[N_2(\lambda_1)N_2(\lambda_2)] = S(\lambda_1 - \lambda_2)$. Нормированная сигнальная функция задавалась одинаковой для двух различаемых сигналов

$$(21) \quad S(\lambda_1 - \lambda_2) = \exp[-(\lambda_1 - \lambda_2)^2/2].$$

Эту функцию с достаточной точностью часто можно использовать для аппроксимации реальных сигнальных функций (функций неопределенности). Например, к (21) приходим при приеме колокольного импульса с неизвестным временным положением, а также при приеме радиоимпульса с колокольной огибающей, в том числе с внутриимпульсной линейной частотной модуляцией. В последнем случае неизвестным параметром может быть временное положение радиоимпульса или его несущая частота [8]. Применительно к пространственно-временным сигналам примеры сигнальных функций (21) приведены в [9].

Выбор численных значений параметров, определяющих априорные данные и функцию потерь, проводился так, чтобы исследовать эффективность алгоритмов в характерных ситуациях. Величина априорного интервала возможных значений неизвестных параметров Λ выбрана равной 40, что позволяет в достаточной степени учесть вклад как нормальных, так и аномальных ошибок в рассеяние оценки [8]. Для обеспечения неотрицательности функции потерь (14) принято $a_1 = a_2 = \sigma_{\max}^{-2}$, где $\sigma_{\max}^2 = \Lambda^2/4$ — максимально возможная дисперсия случайной величины, принимающей значения из интервала $[-\Lambda/2; \Lambda/2]$. Величины p_i и C_i в (16) задавались соотношениями

$$(22) \quad p_1 = p_2 = 0,5, \quad C_1 = C_2 = 1,$$

т.е. сигналы равновероятны и потери за счет ошибок различения одинаковы, или

$$(23) \quad p_1 = 0,1; \quad p_2 = 0,9; \quad C_1 = 0,1; \quad C_2 = 1.$$

В последнем случае как априорные вероятности каждого из сигналов, так и потери за счет разных ошибок различения существенно разные.

В процессе моделирования на основе последовательности некоррелированных случайных чисел методом скользящего суммирования [10] формировались значения реализаций нормированных шумовых функций $N_i(\lambda_i)$, $i = 1; 2$, с заданным шагом $\Delta\lambda$. На основе сформированных дискретных последовательностей реализации $N_i(\lambda)$ аппроксимировались ступенчатыми функциями. Относительная среднеквадратичная погрешность аппроксимации определялась по формуле

$$\begin{aligned} \delta &= \left\{ \max_{\lambda \in (\lambda^* - \Delta\lambda/2; \lambda^* + \Delta\lambda/2)} \vec{M} \{ [N_i(\lambda^*) - N_i(\lambda)]^2 \} / \vec{M} [N_i^2(\lambda)] \right\}^{1/2} = \\ &= \{ 2[1 - S(\Delta\lambda/2)] \}^{1/2}. \end{aligned}$$

Здесь λ^* — одна из точек, в которых формировались отсчеты функций $N_i(\lambda)$. Для корреляционной функции (21) шаг дискретизации $\Delta\lambda$ выбирали равным 0,05, так что $\delta \leq 2,5\%$. Затем на основе отсчетов реализаций шумовых функций в соответствии с (19), (20) формировались отсчеты реализаций логарифмов ФОР. После этого по методу Симпсона вычисляли интегралы (18). Следовательно, погрешность аппроксимации подынтегральных функций в (18) существенно меньше, чем δ .

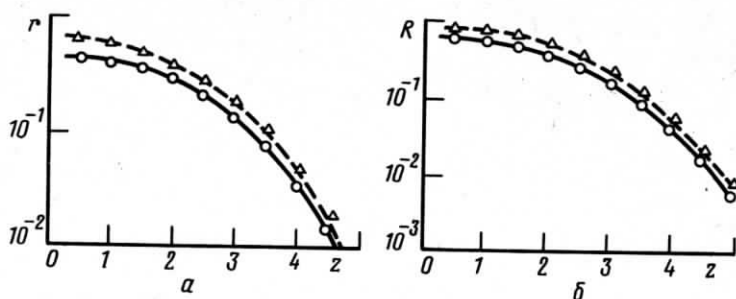


Рис. 1. Зависимости условного (а) и безусловного (б) риска от отношения сигнал/шум для (22)

С целью экономии машинного времени использовали метод зависимых испытаний [11], который был реализован следующим образом. В каждом цикле статистических испытаний после формирования двух независимых реализаций шумовых функций, соответствующих двум различаемым сигналам, выносились необходимые решения для 20 различных значений отношения сигнал/шум, двух совокупностей (22) и (23) исходных данных и двух видов исследуемых характеристик: условных и безусловных. При определении условных характеристик истинные значения λ_{0i} неизвестных параметров выбирали равными 0. Для определения безусловных характеристик истинные значения параметров изменялись от одного цикла испытаний к другому случайным образом в соответствии с распределением (13). В результате применение метода зависимых испытаний позволило сократить необходимое машинное время приблизительно в 80 раз. Всего было проведено $6 \cdot 10^3$ циклов испытаний, что потребовало около 30 ч машинного времени ЭВМ ЕС-1060.

В процессе моделирования определяли характеристики (7)–(12) для БА (15)–(17) и АМП (5), (6). Результаты статистического моделирования приведены на рис. 1–4.

На рис. 1, а, б представлены зависимости условных и безусловных рисков от отношения сигнал/шум для исходных данных (22). Сплошные линии – предполагаемая зависимость байесовского риска, штриховые – риска, соответствующего АМП. Сопоставление кривых показывает, что при $z \geq 1-2$ эффективность функционирования БА совместного различения-оценки и АМП практически одинаковая. На рис. 2 приведены экспериментальные зависимости условного и безусловного рисков от отношения сигнал/шум для исходных данных (23), где кружочки и квадратики – условный и безусловный риск для БА, треугольники и крестики – для АМП. Согласно рис. 2, различие рисков БА и АМП может быть существенным при не слишком больших отношениях сигнал/шум. Однако различие безусловных рисков заметно меньше, чем условных. Тем не менее при $z \geq 3-4$ эффективность функционирования этих алгоритмов практически одинаковая.

Реализованное в процессе моделирования число испытаний обеспечивает с вероятностью 0,9 отклонения границ доверительной области от экспериментальных значений r и R , приведенных на рис. 1, 2, не более чем на 15%.

На рис. 3 представлены экспериментальные значения средней вероятности ошибки различения. В процессе моделирования установлено, что условные (9) и безусловные (10) значения средней вероятности ошибки практически не различаются. Сплошной линией показана теоретическая зависимость $P_E(z)$, рассчитанная по результатам [6], треугольниками – экспериментальные значения для АМП (5); кружочками – для БА (1) при исходных данных (22) и крестиками – для БА (1) при (23). Согласно рис. 3, полученные в [6] асимптотические формулы для вероятности ошибки имеют удовлетворительную точность при

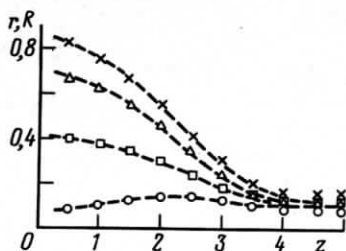


Рис. 2. Зависимости условного и безусловного риска от отношения сигнал/шум для (23)

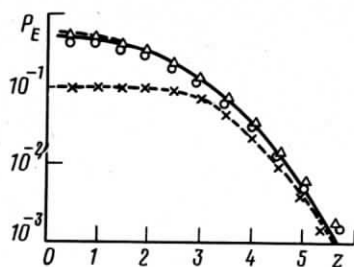


Рис. 3. Зависимость средней вероятности ошибки различения от отношения сигнал/шум

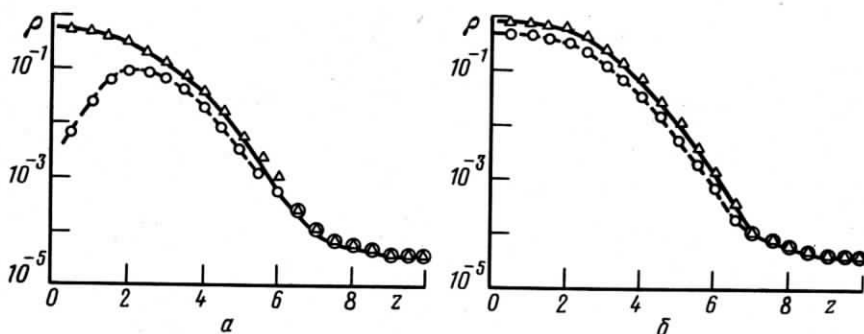


Рис. 4. Зависимости условного (а) и безусловного (б) рассеяния оценки от отношения сигнал/шум

$z \geq 1-2$ для исходных данных (22) и при $z \geq 3-4$ для исходных данных (23). Существенное различие между БА и АМП наблюдается лишь для исходных данных (23), когда $z \leq 4-5$. При этом для малых отношений сигнал/шум и исходных данных (23) средняя вероятность ошибки БА практически совпадает с меньшей из априорных вероятностей наличия одного из различаемых сигналов.

Отметим, что с вероятностью 0,9 границы доверительной области отклоняются от экспериментальных значений P_E , приведенных на рис. 3, не более чем на 15% при $z \leq 4,5$ и 35% при $z \geq 5$.

На рис. 4, а, б представлены соответственно условные и безусловные значения нормированного рассеяния оценки $\rho(z) = V(\tilde{\lambda}_{\tilde{y}})/V_{\text{макс}}$, где $V_{\text{макс}} = \Lambda^2/6$ — максимальное рассеяние оценки максимального правдоподобия (ОМП). Здесь границы доверительной области с вероятностью 0,9 отклоняются от экспериментальных значений $\rho(z)$ не более чем на 25%. Сплошными кривыми показаны теоретические зависимости нормированного рассеяния ОМП, рассчитанные по [5], треугольниками — экспериментальные значения рассеяния ОМП (6), кружочками — экспериментальные значения рассеяния байесовской оценки (БО) (17), которые для исходных данных (22) и (23) практически совпадают. Согласно рис. 4, полученные в [5] асимптотические формулы имеют удовлетворительную точность при $z \geq 1-2$, если определять безусловное рассеяние, и при $z \geq 3-4$, если надо рассчитать условное рассеяние БО. Как следует из рис. 4, а, заметно различаются лишь условные рассеяния БО и ОМП при $z \leq 3-4$. Если же $z \geq 3-4$, то как условные, так и безусловные рассеяния этих оценок практически совпадают.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Приведенные результаты статистического моделирования показывают, что для широкого диапазона априорных вероятностей и значений потерь эффективность функционирования БА и АМП практически одинаковая, когда отношение сигнал/шум больше 3–4. Безусловные характеристики этих алгоритмов сближаются при заметно меньших отношениях сигнал/шум, чем условные. Кроме того, скорость сходимости БА и АМП существенно выше для равновероятных сигналов и одинаковых потерь (22). Следует ожидать, что аналогично классической оценке [12] скорость сходимости БА к ОМП будет падать по мере отклонения априорного распределения неизвестных параметров от равномерного (13). Показана также возможность использования результатов [5, 6] для расчета характеристик БА и АМП совместного различения сигналов и оценки их параметров при умеренных отношениях сигнал/шум.

ЛИТЕРАТУРА

1. Репин В.Г., Тартаковский Г.П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. М.: Сов. радио, 1977.
2. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Т. 2. М.: Сов. радио, 1975.
3. Левин Б.Р., Шинаков Ю.С. //РЭ. 1977. Т. 22. № 11. С. 2239.
4. Левин Б.Р., Шинаков Ю.С. //Радиотехника. 1971. Т. 26. № 4. С. 16.
5. Трифонов А.П., Маршаков В.К., Трифонов В.П. //РЭ. 1981. Т. 26. № 12. С. 2577.
6. Трифонов А.П. Пробл. передачи информ. 1979. Т. 15. № 2. С. 85.
7. Маршаков В.К., Трифонов А.П. //Изв. АН СССР. Техн. кибернетика. 1973. № 6. С. 141.
8. Куликов Е.И., Трифонов А.П. Оценка параметров сигналов при наличии помех. М.: Сов. радио, 1978.
9. Фалькович С.Е. Оценка параметров сигнала. М.: Сов. радио, 1970.
10. Быков В.В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. М.: Сов. радио, 1971.
11. Поляк Ю.Г. Вероятностное моделирование на электронных вычислительных машинах. М.: Сов. радио, 1971.
12. Маршаков В.К., Радченко Т.А., Трифонов А.П. //Тр. VI Всесоюз. конф. по теории кодирования и передачи информации. Ч. 1. Теория информации. Статистические методы. Москва – Томск, 1975. С. 88–91.

Поступила в редакцию
16.IV 1936

УДК 621.396.62

РАЗДЕЛЕНИЕ СИГНАЛОВ И ПОМЕХ В ЗАДАЧЕ ПОИСКА ДРЕЙФУЮЩЕГО ПО ЧАСТОТЕ КОСМИЧЕСКОГО РАДИОИЗЛУЧЕНИЯ

Брук Ю.М., Ульянов О.М., Устименко Б.Ю.

Предложен линейный и корреляционный алгоритмы обнаружения радиоизлучения пульсаров, наблюдаемых на фоне широкополосных помех. Эффективность алгоритмов иллюстрируется примером обнаружения сигнала пульсара 1919 + 21 на фоне интенсивных помех.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Наблюдаемое на Земле широкополосное импульсное радиоизлучение пульсаров и других космических объектов обычно является суммой дрейфующего по частоте полезного сигнала с известным или неизвестным законом дрейфа, недрейфующей помехи и аддитивного шума. Проблема обнаружения подобных сигналов