ОПТИМАЛЬНАЯ ОБРАБОТКА РАДИОМЕТЕОРНОЙ ИНФОРМАЦИИ. II. ОБНАРУЖЕНИЕ ПОТОКА СИГНАЛОВ ПРИ РЕГИСТРАЦИИ ЧИСЛЕННОСТИ МЕТЕОРОВ

Ю. И. Волощук

Харьков

При регистрации численности метеоров одной из основных является задача обнаружения потока сигналов, маскированных шумами [1].

II-1. Задача обнаружения сигнала на фоне шума эквивалентна задаче проверки гипотез. На основе некоторой принятой входной реализации $y(t)$ необходимо проверить гипотезу о присутствии в ней сигнала в сравнении с гипотезой о его отсутствии. Решение выносится на основании некоторого правила $\delta(\gamma/y(t))$, являющегося математической аналогией физического устройства, которое необходимо синтезировать для обработки данных и выработки решения. В общем виде правило принятия решения можно записать так [2]:

$$\delta(\gamma_i/y(t) \in \Gamma_j) = \delta_{i,j}, \quad i, j = 0,1, \tag{1}$$

где Γ_0 и Γ_1 — области, на которые разбивается пространство наблюдения, соответствующие решениям: один шум Γ_0; сигнал и шум Γ_1;

$$\delta_{i,j} = 0 \ (i \neq j);$$
$$\delta_{i,j} = 1 \ (i = j).$$

Будем рассматривать устройство, которое выносит решение о наличии сигнала по превышении входной реализацией некоторого относительного порогового уровня V. Тогда

$$\Gamma_1 = \{y(t) > V\},$$
$$\Gamma_0 = \{y(t) \leqslant V\},$$

и задача определения оптимального правила решения сводится к нахождению величины V.

При оценке параметров потока сигналов целесообразно разделить эти параметры на два типа: а) характеристики, связанные с прибором и б) характеристики, связанные с объектом наблюдения. Такое разделение оправдано тем, что характеристики разных типов определяют и разные этапы обработки сигналов. Характеристики первого типа — сигнальные — задаются функциями и коэффициентами правдоподобия. Характеристики второго типа в условиях, когда количество отраженных сигналов неизвестно, а между случайными значениями их параметров существуют статистические связи, описываются с помощью теории случайных потоков.

II—2. Рассмотрим сигнальные характеристики.

Пусть на входе схемы обнаружения действует реализация, представляющая собой аддитивную смесь сигнала $s(t, \lambda)$ и шума $n(t)$, т. е.

$$y(t) = s(t, \lambda) + n(t). \tag{2}$$

Здесь λ — некоторый параметр сигнала. В нашем случае λ — дальность до следа (временная задержка отраженного сигнала относительно зондирующего).

В исследованиях по приему сигналов [3—6] обычно рассматривается два крайних идеализированных случая радиолокационных сигналов: детерминированные и флуктуирующие. При отражении от метеоров, когда отношение сигнал/шум велико, отраженные импульсы можно рассматривать как сигналы точно известного вида, если же это отношение мало, сигнал с большей достоверностью можно отнести к сигналам флуктуирующим. В последнем случае, как рекомендуется в работах [3, 4, 7], при изучении эхо-сигналов от объектов сложной конфигурации, если длина волны мала по сравнению с геометрическими размерами объекта, будем описывать эти флуктуации сигналов гауссовым распределением. Рассмотрим эти крайние случаи.

а) Детерминированный сигнал. Предположим, что весь диапазон изменения дальности регистрируемых отражений разбит на m интервалов, таких что вероятность появления сигнала в любом из них одинакова. Кроме того, предположим, что интервалы таковы, что вероятностью попадания в один интервал одновременно двух и больше отражений можно пренебречь. Добиться этого можно соответствующим выбором тактовой частоты устройства. Тогда функция плотности вероятности коэффициента правдоподобия одиночного детерминированного сигнала, принимаемого на фоне гауссовых помех, выражается следующим образом [3]:

$$W_1(\Lambda_1/d) = \frac{1}{\Lambda_1 d\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[2\ln\Lambda_1 - d^2]^2}{8d^2}\right\},$$

где Λ_1 — коэффициент правдоподобия одиночного сигнала;
d — отношение сигнал/шум по напряжению.

Закон распределения амплитуд отраженных сигналов при регистрации метеоров хорошо аппроксимируется обратно-степенным законом [8]:

$$W(d) = (a-1)\,d^{-a}, \quad 1 \leqslant d < \infty, \tag{3}$$

где a — некоторый параметр.

По формуле полной вероятности [9] можно найти безусловную функцию плотности вероятности случайной величины λ_1 для разных значений порога V:

$$W_1(\lambda_1)_V = \frac{(a-1)\,V^{a-1}}{\lambda_1 \sqrt{2\pi}} \int\limits_V^{\infty} \times$$

$$\times\, d^{-(a+1)} \exp\left\{-\frac{[2\ln\lambda_1 - d^2]^2}{8d^2}\right\} dd. \tag{4}$$

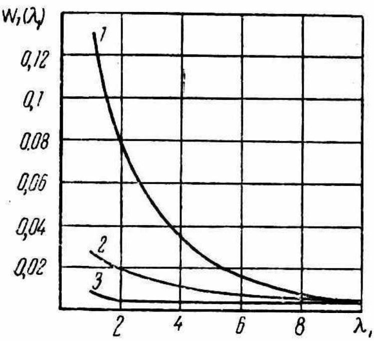


Рис. 1. Функция плотности вероятности коэффициента правдоподобия одиночного детерминированного сигнала:
$1 - V = 1$; $2 - V = 2$; $3 - V = 3$.

График функции $W_1(\lambda_1)_V$ для аппаратуры, описанной в работах [10—12], приведен на рис. 1.

б) Флуктуирующий сигнал. При тех же предположениях, что были сформулированы выше, для сигнала, флуктуирующего по гауссовому закону, функция плотности вероятности коэффициента правдоподобия равна [3]

$$W_2(\Lambda_1/d) = \begin{cases} 0 & \text{при } \Lambda_1 < \dfrac{2}{2+d^2}; \\ \dfrac{2}{d^2}\left[\left(1+\dfrac{d^2}{2}\right)\Lambda_1\right]^{-\frac{2}{d^2}} \Lambda_1^{-1} & \text{при } \Lambda_1 \geqslant \dfrac{2}{2+d^2}. \end{cases}$$

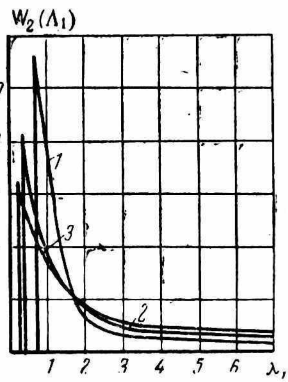
Безусловный закон распределения Λ_1 с учетом (3) получится следующим:

$$W_2(\Lambda_1)_V = \begin{cases} 0 & \text{при } \Lambda_1 < \dfrac{2}{2+d^2} \\ \dfrac{2aV^{a-1}}{\Lambda_1} \int\limits_V^{\infty} \left[\Lambda_1\left(1+\dfrac{d^2}{2}\right)\right]^{-\frac{2}{d^2}} d^{-(a+2)}\, dd & \text{при } \Lambda_1 \geqslant \dfrac{3}{2+d^2}. \end{cases} \tag{5}$$

График этой зависимости для аппаратуры, описанной в работах [10—12], показан на рис. 2.

II—3. Рассмотрим характеристики потока сигналов, связанные с объектом наблюдения.

Поток сигналов на входе регистратора при измерении численности является простейшим нестационарным потоком [13]. Его параметр меняется, во-первых, в результате суточных и сезонных изменений численности, вызванных вращением Земли и ее движением вокруг Солнца (при сравнительно малых интервалах времени измерения 1—2 *ч* этими изменениями можно пренебречь и считать поток стационарным), и, во-вторых, в результате случайного изменения средней плотности падающего потока метеорных тел и чувствительности радиолокатора. Как показано в работах [14—15], наблюдаемый поток при регистрации метеоров хорошо описывается отрицательно-биномиальным законом, полученным в предположении, что параметр исходного пуассоновского



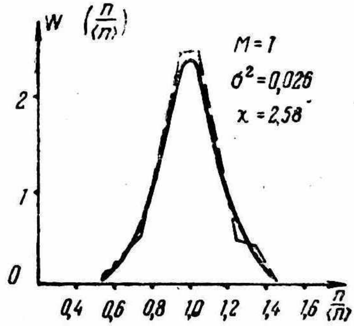


Рис. 2. Функция плотности вероятности коэффициента правдоподобия одиночного флуктуирующего сигнала:
1 — $V = 1$; *2* — $V = 2$; *3* — $V = 3$.

Рис. 3. Распределение наблюдаемых нормированных чисел метеоров $\frac{n}{<n>}$, усредненных за шестиминутные интервалы (сплошная линия— отрицательно-биномиальное распределение; пунктирная — экспериментальная кривая).

закона является величиной случайной, удовлетворяющей гамма-распределению Пирсона. На рис. 3 приведено экспериментальное и теоретическое (отрицательно-биномиальное) распределение численности, полученное усреднением за шестиминутные интервалы в течение 24—26 февраля 1971 года на высокочувствительной аппаратуре [10—12]. Из рисунка видно, что, несмотря на малые интервалы усреднения, кривые хорошо согласуются друг с другом.

Как показано в [3], полностью охарактеризовать поток можно с помощью так называемого производящего функционала (ПФ) $L[u]$, а также специальными системами плотностей: $\pi_n(\lambda;\ \Omega)$ (где Ω — область изменения параметра (λ), $f_n(\lambda)$ и $g_n(\lambda)$. Здесь $f_n(\lambda)$ — моментные функции, $f_1(\lambda)$ — интенсивность потока, $g_n(\lambda)$ —

корреляции, определяемые n-ми логарифмическими функциональными производными $L[u]$ при $u=0$, т. е.

$$g_n(\lambda_1, \ldots, \lambda_n) = \left.\frac{\delta^n \ln L[u]}{\delta u(\lambda_1) \ldots \delta u(\lambda_n)}\right|_{u=0}. \tag{6}$$

Рассмотрим пуассоновский поток. Для ПФ пуассоновского потока

$$L[u] = \exp \int_\Omega \beta(\vec{\lambda})\, u(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}, \tag{7}$$

где $\beta(\vec{\lambda}) = f_1(\vec{\lambda}) = g_1(\vec{\lambda})$ — интенсивность потока;

$$\int_\Omega \beta(\vec{\lambda})\, d(\vec{\lambda}) = \langle n \rangle;$$

$$\vec{\lambda} = \{\lambda_1, \ldots, \lambda_n\}.$$

Если вся шкала дальности регистратора разбита на m равноценных интервалов и поток ординарен в каждом из этих интервалов, то

$$\langle n \rangle = \frac{T}{\nu} \sum_{i=1}^{m} \beta_i = \frac{T}{\nu} m\beta.$$

Здесь T — время регистрации;

ν — математическое ожидание времени, необходимого для регистрации одного метеора.

Можно показать, что для $V > 2$

$$\nu = \frac{b-1}{b-2}\tau_0 + 1{,}5T_\alpha,$$

где b — параметр распределения длительности эха;

τ_0 — минимальная регистрируемая длительность эха;

T_α — параметр обнаружителя конца пакета отраженных импульсов.

Для аппаратуры [10—12] $b \cong 2{,}1$; $\tau_0 \cong 0{,}008$ *сек*; $T_\alpha \cong 0{,}6$ *сек*, $m = 24$.

Рассмотрим теперь отрицательно-биномиальный поток. Пусть

$$\beta(\vec{\lambda}) = \xi\bar{\beta}(\vec{\lambda}),$$

где $\bar{\beta}(\vec{\lambda})$ — средняя интенсивность;

ξ — случайная величина, подчиняющаяся гамма-распределению ($\langle \xi \rangle = 1$).

ПФ получим усреднением (7) по ξ, т. е.

$$L[u] = \left\langle \exp\left\{\xi \int_\Omega \bar{\beta}(\vec{\lambda})\, u(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}\right\}\right\rangle_\xi.$$

После преобразований

$$L[u] = \varphi_\xi\left(-j\int_\Omega \bar{\beta}(\vec{\lambda})\, u(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}\right) \tag{8}$$

($\varphi_\xi(x)$ — характеристическая функция ξ).

Подставляя в выражение для характеристической функции [9] функцию плотности вероятности $W(\xi)$, где

$$W(\xi) = \frac{\gamma^\alpha}{(\alpha-1)!}\, e^{-\gamma\xi}\xi^{\alpha-1},$$

получаем

$$\varphi_\xi(\eta) = \left(\frac{\gamma}{\gamma - j\eta}\right)^\alpha.$$

Здесь α и γ — параметры распределения Пирсона $W(\xi)$.

По формуле (8) находим ПФ отрицательно-биномиального потока

$$L[u] = \left(\frac{\gamma}{\gamma - \int_\Omega \bar{\beta}(\vec{\lambda})\, u(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}}\right)^\alpha. \tag{9}$$

Известно [16], что параметры α и γ можно выразить через математическое ожидание и дисперсию

$$\gamma = \frac{M}{\sigma^2 - M}, \quad \alpha = \frac{M^2}{\sigma^2 - M}.$$

При регистрации метеоров $M \gg \sigma^2$ (рис. 3) и, следовательно,

$$L[u] \cong \left(1 + \int_\Omega \bar{\beta}(\vec{\lambda})\, u(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}\right)^M. \tag{10}$$

II—4. Рассмотрим оператор многосигнального обнаружения, от которого требуется максимально точное определение числа сигналов в пределах некоторой области.

Зададим функцию убытков в виде

$$l(n, \hat{n}) = (n - \hat{n})^2, \tag{11}$$

где n — истинное число сигналов за время T;

$\hat{n}$ — оценочное число сигналов за то же время.

Оптимальная операция сводится к определению $\hat{n}(y)$, которое минимизировало бы средний риск R [2]. При функции убытков (11) средний риск является средней по λ и по $y(t)$ апостериорной дисперсией числа сигналов [3, 5]:

$$R = \int_{(y)} W(y)\, \tilde{\sigma}_n^2(y)\, dy = \langle\tilde{\sigma}_n^2\rangle.$$

Здесь $\tilde{\sigma}_n^2$ — апостериорная дисперсия;

$W(y)$ — безусловное распределение $y(t)$.

Известно [3], что при гарантированной разрешенности сигналов

$$W(y) = W_{ш}(y)\, L\,[\Lambda_1(y) - 1].$$

Апостериорная дисперсия $\tilde{\sigma}_n^2$ при произвольном потоке равна

$$\tilde{\sigma}_n^2 = \tilde{G}_1 + \tilde{G}_2, \tag{12}$$

где $\tilde{G}_i$ —апостериорные интегральные характеристики корреляционных функций.

Определим корреляции отрицательно-биномиального потока, для чего воспользуемся формулой (6) и методикой функционального дифференцирования [17]. При условии, что весь диапазон изменения дальности разбит на равноценные интервалы, $\beta(\lambda_i) = \beta$ и

$$g_n = (-1)^{n-1}(n-1)!\,\beta^n. \tag{13}$$

В отличие от исходного пуассоновского потока для отрицательно-биномиального потока существуют корреляции любого порядка, а это значит, что возрастание или убывание частоты появления событий происходит здесь одновременно на всем отрезке Ω. Такую картину мы наблюдаем при регистрации метеоров, а это является еще одним доказательством правомерности использования отрицательно-биномиального потока для описания входящего потока при регистрации метеоров.

По определению [3]

$$\tilde{G}_n = \int\limits_{(n)} \tilde{g}_n(\vec{\lambda})\, d\vec{\lambda}, \quad n = 1, 2,$$

где $\tilde{g}_n$ — апостериорные корреляции;

$$\tilde{g}_n(\vec{\lambda}) = \prod_{i=1}^{n} \Lambda_1(\lambda_i; y) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} \int\limits_{(k)} g_{n+k}(\lambda_1, \ldots, \lambda_{n+k}) \times$$

$$\times \prod_{j=n+1}^{n+k} [\Lambda_1(\lambda_j; y) - 1]\, d\lambda_{n+1} \ldots d\lambda_{n+k}. \tag{14}$$

Подставляя (13) в (14), находим для единичного интервала дальности

$$\tilde{g}_1 = \frac{\Lambda_1(y)\,\beta}{1 + \beta\,[\Lambda_1(y) - 1]}, \quad \tilde{g}_2 = -\tilde{g}_1^2.$$

Теперь из (12) найдем апостериорную дисперсию

$$\tilde{\sigma}_n^2 = \Lambda_1(y) \frac{\beta(1-\beta)}{\{1 + \beta\,[\Lambda_1(y) - 1]\}^2}.$$

Подставив $[\Lambda_1(y) - 1]$ в (10), получим для единичного интервала дальности

$$L\,[\Lambda_1(y) - 1] = 1 + \beta\,[\Lambda_1(y) - 1].$$

Среднюю апостериорную дисперсию (риск) найдем, воспользовавшись тем, что дисперсия суммы независимых случайных процессов равна сумме дисперсий каждого из них [9]:

$$R = \langle \tilde{\sigma}_n^2 \rangle = \left\langle \Lambda_1(y) \frac{\beta(1-\beta)}{1+\beta[\Lambda_1(y)-1]} \right\rangle_{ш} \cdot \frac{T}{\nu} \quad m = \langle R' \rangle_{ш} \cdot \frac{T}{\nu} m, \tag{15}$$

где $\langle \cdot \rangle_{ш}$ означает усреднение с весом $W_{ш}(y)$.

Зависимость риска от величины порога можно найти по формуле

$$R(V) = \left\langle \int_{\Lambda_1(y)} R' W(\Lambda_1)_V d\Lambda_1 \right\rangle_{ш}. \tag{16}$$

Для детерминированных сигналов интеграл (16) в элементарных функциях не выражается. Для определения $R(V)$ воспользуемся тем, что $\Lambda_1 \gg 1$ при $V > 2$, а в таком случае преобразование относительно Λ_1 в выражении (15) можно считать линейным и вместо Λ_1 подставлять $\langle \Lambda_1 \rangle$. Проинтегрировав полученное выражение по d с учетом функции $W(d)$, находим

$$R(V) \cong \langle [1-\beta(V)]\, V^{-(a-1)} \rangle_{ш} \cdot \frac{T}{\nu} \cdot m. \tag{17}$$

Здесь $\beta(V)$ получается интегрированием (3):

$$\beta(V) = \frac{\langle n_1 \rangle \nu}{T m} V^{-(a-1)}, \tag{18}$$

где $\langle n_1 \rangle$ — математическое ожидание числа сигналов за время T при $V = 1$.

График зависимости $\langle \tilde{\sigma}_n^2 \rangle$ от величины относительного порога для $\langle n_1 \rangle = 300$ представлен на рис. 4 (кривая *а*). На рис. 5 приведена зависимость средней апостериорной дисперсии числа принятых сигналов от $\langle n_1 \rangle$ за шестиминутные интервалы для разных значений порога V. Из графика видно, что при колебаниях численности в широких пределах $\langle \tilde{\sigma}_n^2 \rangle$ меняется незначительно, несколько увеличиваясь с ростом $\langle n_1 \rangle$. Это изменение заметно только на низких уровнях регистрации, но уже при $V > 2{,}4$, если $\langle n_1 \rangle > 50$, что для высокочувствительных радиолокаторов практически всегда выполняется, $\langle \tilde{\sigma}_n^2 \rangle$ от $\langle n_1 \rangle$ не зависит.

Рассмотрим теперь флуктуирующий сигнал. С учетом (5) можно записать

$$\int_{\Lambda_1(y)} R' W_2(\Lambda_1)_V d\Lambda_1 = 2aV^{(a-1)} \beta(V)\,[1-\beta(V)] \times$$

$$\times \int_V^{\infty} \left(1+\frac{d^2}{2}\right)^{-\frac{2}{d^2}} d^{-(a+2)} \int_{\frac{2}{2+d^2}}^{\infty} \frac{\Lambda_1^{-\frac{2}{d^2}}}{[1-\beta(V)] + \Lambda_1 \beta(V)}\, d\Lambda_1 dd.$$

Для $V > \sqrt{2}$ второй интеграл можно выразить через бэта-функцию [18]. Записав бэта-функцию в виде произведения гамма-функций и воспользовавшись известным соотношением

$$\Gamma(1-x)\,\Gamma(x) = \frac{\pi}{\sin \pi x},$$

окончательно получим

$$R(V) = \Big\langle 2a\pi\,[1-\beta(V)]\,V^{(a-1)} \times$$

$$\times \int\limits_{V}^{\infty} \left[\frac{2\beta(V)}{[1-\beta(V)](2+d^2)}\right]^{\frac{2}{d^2}} \frac{d^{-(a+2)}}{\sin \pi \frac{2}{d^2}}\, dd \Big\rangle_{\text{ш}} \cdot \frac{T}{\nu} \cdot m. \qquad (19)$$

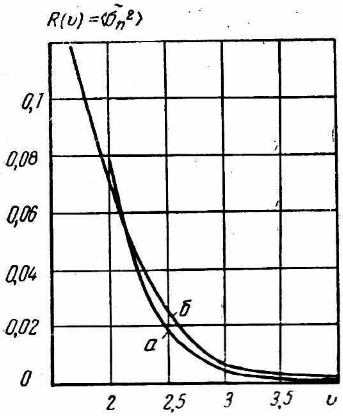


Рис. 4. Зависимость средней апостериорной дисперсии числа сигналов от величины порога (a — детерминированный сигнал, $б$ — флуктуирующий сигнал).

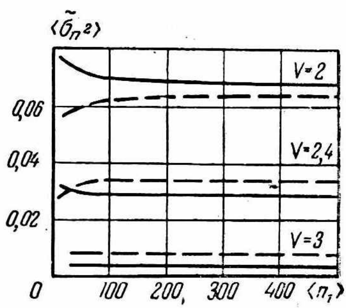


Рис. 5. Зависимость средней апостериорной дисперсии числа сигналов от математического ожидания числа метеоров за шестиминутный интервал (сплошная линия — детерминированный сигнал; пунктирная—флуктуирующий сигнал).

Численным интегрированием этого выражения получена кривая $б$ рис. 4 ($\langle n_1 \rangle = 300$).

Итак, мы рассмотрели два крайних случая: сигнал детерминированный и сигнал, флуктуирующий по гауссовому закону. Из графика рис. 4 видно, что байесов риск при квадратичной функции убытков (11) с переходом от одной модели сигнала к другой меняется несущественно, и для оценочных расчетов можно пользоваться моделью любого из этих двух типов.

II—5. Из рис. 4 ясно, что воспользоваться зависимостью R от V при квадратичной функции убытков непосредственно для нахождения V нельзя, поскольку риск минимален при $V \to \infty$.

Необходимо каким-то образом задать допустимое значение апостериорной дисперсии либо воспользоваться некоторым другим критерием оптимальности. Если выбрать допустимое значение $\langle\tilde{\sigma}_n^2\rangle$ на порядок меньше, чем априорная дисперсия отрицательно-биномиального распределения численности (рис. 3), оптимальное значение порога будет лежать в интервале $V = (3 \div 3{,}5)$. Для определения оптимальной величины порога можно воспользоваться также критерием Котельникова [19], если принять, что ошибки, связанные с пропуском сигналов из-за высокого порогового уровня, и ошибки, вызванные ложными запусками регистратора из-за воздействия шума, имеют одинаковую стоимость. При регистрации численности это предположение можно считать справедливым, поскольку как пропуск сигналов, так и ложный запуск приблизительно в одинаковой степени искажают искомые распределения. Кроме того, известно [2], что при определенных условиях именно приемник, работающий по такому правилу, дает минимальные значения среднего риска и потери информации по сравнению с другими критериями (Неймана—Пирсона, минимаксный и др.).

Найдем зависимость вероятности ошибки $P_{ош_1}$ от величины порога

$$P_{ош_1} = p_1 P_{пр_1} + q_1 P_{л.\,т_1}. \tag{20}$$

Здесь p_1 и q_1 — априорные вероятности наличия и отсутствия сигнала в исследуемом интервале дальности ($p_1 + q_1 = 1$); $P_{пр_1}$ — вероятность пропуска сигнала (вероятность того, что амплитуда отраженного сигнала не превышает пороговый уровень); $P_{л\,т_1}$ — вероятность ложной тревоги, вызванной превышением огибающей шума порогового уровня.

Как указывалось выше, поток из одного интервала дальности можно считать ординарным, а в таком случае из определения моментной функции $f_n(\vec{\lambda})$ [3] вытекает, что

$$p_1 = f_1 \equiv \beta.$$

Вероятность пропуска найдем из следующего соотношения:

$$P_{пр_1}(V) = 1 - \left\langle \int_V^\infty W(y/d)\,dy \right\rangle_d = 1 - \langle Q(V, d)\rangle_d \tag{21}$$

Здесь $Q(V, d)$ — табулированный интеграл Релея—Райса [20].

Для вероятности ложной тревоги запишем

$$P_{л.\,т_1}(V) = P\delta' \int_V^\infty W_ш(y)\,dy = P\delta' Q(V/0), \tag{22}$$

где $P\delta'$ — вероятность попадания шумового импульса в интервал дальности. Если принять, что шум стационарен, то

$$\langle P\delta'\rangle = \frac{1}{m}.$$

Подставляя (18), (21) и (22) в (20), получаем зависимость $P_{ош_1}$ от V. График этой зависимости для аппаратуры, описанной в [10—12], приведен на рис. 6. Из рисунка видно, что при увеличении численности вероятность ошибки возрастает, а минимум кривой смещается в область меньших значений порога V. Объясняется это тем, что с увеличением численности составляющая ошибки, обусловленная пропуском сигналов, растет быстрее из-за нелинейности закона распределения амплитуд отраженных сигналов (3). Кроме того, из рисунка видно, что при малой численности экстремум функции $P_{ош_1}(V)$ сглаживается и регистратор становится нечувствительным, с точки зрения критерия Котельникова, к изменению порога. При изменении численности в диапазоне $100 < \langle n_1 \rangle < 500$ оптимальное значение порога меняется от 3,5 до 2,5. Полученное значение оптимальной по Котельникову величины порога согласуется с оценкой по допустимой апостериорной дисперсии и оно более чем в два раза меньше оптимальной величины порога при регистрации индивидуальных характеристик метеоров [21].

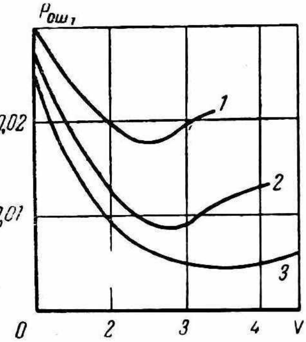


Рис. 6. Вероятность ошибки по Котельникову в функции порога: 1 — $\langle n_1 \rangle = 500$; 2 — $\langle n_1 \rangle = 300$; 3 — $\langle n_1 \rangle = 100$.

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. Л. Кащеев, Ю. И. Волощук, А. А. Дьяков, В. А. Нечитайленко. Оптимальная обработка радиометеорной информации. I. Постановка задачи. См. статью настоящего сборника.

2. Д. Ван-Метер, Д. Миддлтон. Современные статистические методы в теории приема сигналов. Сб. «Прием сигналов при наличии шума» (перевод с англ., под ред. Л. С. Гуткина). Изд-во иностр. лит-ры, 1960.

3. И. А. Большаков. Статистические проблемы выделения потока сигналов из шума. Изд-во «Советское радио», 1969.

4. А. А. Бакут и др. Вопросы статистической теории радиолокации. Изд-во «Советское радио», т. I, 1963; т. II, 1964.

5. С. З. Кузьмин. Цифровая обработка радиолокационной информации. Изд-во «Советское радио», 1967.

6. С. В. Самсоненко. Цифровые методы оптимальной обработки радиолокационных сигналов. Воениздат, 1968.

7. Л. А. Вайнштейн, В. Д. Зубаков. Выделение сигналов на фоне случайных помех. Изд-во «Советское радио», 1960.

8. Ю. И. Волощук, В. А. Нечитайленко. Методика определения оптимальных параметров АФС метеорных регистраторов. «Вестник ХПИ, № 36/84, Радиотехника», вып. 2. Изд-во ХГУ, Харьков, 1969.

9. Б. В. Гнеденко. Курс теории вероятностей. Физматгиз 1961.

10. Б. Г. Бондарь и др. Передающее и антенное устройства метеорной станции высокой эффективной чувствительности. «Вестник ХПИ, № 22/70, Радиотехника», вып. 1. Изд-во ХГУ, Харьков, 1967.

11. С. Н. Юдин, И. А. Делов. Радиолокационный приемник с логарифмическим УПЧ для радионаблюдения метеорных следов. «Вестник ХПИ, № 36/84, Радиотехника», вып. 2. Изд-во ХГУ, Харьков, 1969.
12. Б. Л. Кащеев и др. Радиолокационный комплекс для исследования слабых метеоров. Сб «Радиотехника», вып. 16. Изд-во ХГУ, Харьков, 1971.
13. Б. В. Гнеденко, И. Н. Коваленко. Введение в теорию массового обслуживания. Изд-во «Наука», 1966.
14. О. И. Белькович, А. А. Гайдаев. Отклонения от среднего хода численности и коэффициента заполнения. Метеорное распространение радиоволн, № 5—6. Изд-во КГУ, Казань, 1969.
15. О. И. Белькович. Статистическая теория радиолокации метеоров. Изд-во КГУ, Казань, 1971.
16. А. Хальд. Математическая статистика с техническими приложениями. Изд-во иностр. лит-ры. 1956.
17. Л. А. Люстерник, В. И. Соболев. Элементы функционального анализа. Изд-во «Наука», 1965.
18. И. С. Градштейн, И. М. Рыжик. Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений. Физматгиз, 1963.
19. В. А. Котельников. Теория потенциальной помехоустойчивости. Госэнергоиздат. 1958.
20. Л. С. Барк и др. Таблицы распределения Релея—Райса. Изд. АН СССР, 1964.
21. А. А. Дьяков, В. А. Нечитайленко. Оптимальный порог амплитудного дискриминатора в устройстве сопряжения метеорной РЛС и ЦВМ. «Вестник ХПИ, № 54, Радиотехника», вып. 37. Изд-во ХГУ, Харьков, 1971.