

ОПТИМАЛЬНЫЕ ПАРАМЕТРЫ И СЕЛЕКТИВНОСТЬ ДИСКРЕТНЫХ РЕГИСТРАТОРОВ МЕТЕОРНЫХ РЛС

В. А. Нечитайленко

Задача определения оптимальных параметров метеорной РЛС, являющаяся частью задачи построения оптимальной метеорной РЛС [1], изучалась рядом авторов [2, 3, 4 и др.]. По-видимому, наиболее полно и всесторонне она рассмотрена в работе [2], хотя анализ носит в значительной мере эвристический характер. Здесь мы рассмотрим две задачи, возникающие в связи с проектированием регистраторов дискретного типа, — определение частоты квантования входного процесса и ширины спектра входного процесса (полосы пропускания приемника).

При решении этих задач приходится учитывать целый ряд часто взаимоисключающих требований, поскольку выбор частоты квантования влияет на такие характеристики регистраторов, как разрешающая способность, оперативность, точность представления процесса. Следует учитывать также, что выбор частоты квантования определяет сложность аппаратуры и ее стоимость. Кроме того, частота квантования $F_{кв}$ и ширина спектра входного процесса в значительной мере определяют помехоустойчивость различных узлов регистратора.

Частота квантования

Известно, что при выборе частоты квантования необходимо следующее:

- а) обеспечить необходимую точность оценки дальности по квантованным параметрам;
- б) уменьшить вероятность пропуска сигнала;
- в) сохранить разрешающую способность РЛС по дальности;
- г) обеспечить простоту и дешевизну аппаратуры.

Для исключения набега фазы в устройствах временной задержки сигналов излучаемая передатчиком последовательность импульсов должна быть жестко привязана к дискретной временной шкале. Эта задача решается формированием излучаемой последовательности импульсов из

частоты $F_{\text{кв}}$. Поэтому дополнительное требование при выборе частоты квантования — удобство и простота формирования излучаемой последовательности импульсов и электрического масштаба дальности. Для обеспечения необходимой точности оценки дальности по квантованным параметрам необходимо иметь интервал квантования $T_{\text{кв}}$ порядка длительности переднего фронта принимаемого сигнала

$$F_{\text{кв}} \geq \mu Q F_{\text{п}},$$

где μ — отношение длительности импульса к длительности его переднего фронта;

$F_{\text{п}}$ — частота повторения зондирующих импульсов;

Q — скважность излучаемой последовательности.

Второе требование в случае метеорного регистратора (МР) сводится к третьему, если полоса пропускания выбирается из соображений неискаженной передачи амплитуды импульса [2]. В этом случае $T_{\text{кв}}$ выбирается порядка длительности импульса, излучаемого РЛС.

Четвертое требование выполняется тем лучше, чем меньше частота квантования, однако при этом понижается разрешающая способность и помехоустойчивость регистраторов.

Учтя все эти соображения, а также то, что МР содержит большое количество схем задержки сигналов, для реализации которых требуются элементы задержки в количестве, пропорциональном частоте квантования, определяем выбор основного критерия при установлении частоты квантования. Этим критерием является сохранение разрешающей способности метеорной РЛС по дальности.

Значение нижнего предела частоты квантования, соответствующее допустимой вероятности подавления пакета вследствие недостаточной разрешающей способности, определяем следующим образом. Вероятность подавления равна вероятности того, что в течение времени регистрации и запрета в стробе запрета появится сигнал, отраженный от другого метеора:

$$P_{\text{пр}} = \int_0^{d_0} W_d(x) dx,$$

где $W_d(x)$ — одномерная функция распределения интервалов между отражениями по дальности (x) за время $T_{\text{рег}} + T_{\alpha \text{ min}} = T^*$;

d_0 — разрешающая способность по дальности;

$T_{\text{рег}}$ — время регистрации;

$T_{\alpha \text{ min}}$ — нижний предел постоянной времени антифединговой схемы (АФС) [5].

Задача определения функции $W_d(x)$ является обобщением известной задачи о распределении интервалов времени между соседними событиями распределения Пуассона [6]. После соответствующих преобразований получаем

$$W_d(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} W_{\Delta}(y) NT^* \exp \left[\frac{1}{\Delta x} \int_y^{y+x} \ln [1 - W_{\Delta}(y) \Delta x NT^*] dy \right],$$

где $W_{\Delta}(y)$ — функция распределения отражений по дальности.

Считая в первом приближении распределение отражений по дальности равномерным, т. е.

$$W_{\Delta}(y) = \frac{1}{D_{\text{max}}},$$

получаем

$$W_d(x) = \frac{NT^*}{D_{\max}} \exp\left[-x \frac{NT^*}{D_{\max}}\right],$$

откуда

$$P_{\text{пр}} = 1 - \exp\left[-\frac{d_0 NT^*}{D_{\max}}\right]$$

и

$$\frac{d_0}{D_{\max}} = \frac{1}{NT^*} \ln \frac{1}{1 - P_{\text{пр}}} \approx \frac{1}{NT^*} P_{\text{пр}},$$

поскольку допустимая вероятность подавления $P_{\text{пр}} \ll 1$.

С помощью полученного соотношения можно определить нижний предел частоты квантования для метеорной автоматической радиолокационной станции (МАРС) Харьковского политехнического института [7, 8]. При $F_{\text{п}} = 500$ гц и $P_{\text{пр}} = 10^{-2}$ $F_{\text{кв}} = 30$ кгц.

Оптимальная полоса пропускания

Как показано в работе [9], оптимальной полосой пропускания приемника метеорной РЛС с регистратором непрерывного типа и последовательной обработкой сигнала амплитудным и широтным дискриминаторами (АД и ШД) является величина

$$\Delta f_{\text{э}} \approx \frac{1}{\tau_{\text{ц}}},$$

где $\tau_{\text{ц}}$ — длительность излучаемого радиолокатором импульса.

При наличии в составе МР дискретного типа системы запрета продолжительных радиоэхо [7] необходимо учитывать следующее обстоятельство. Вследствие «дрожания» пороговой точки при дискретизации непрерывного процесса существует вероятность того, что очередной импульс пакета будет привязан к дискретной шкале с ошибкой $\pm d_0$ (d_0 — интервал квантования по дальности).

Наибольшие сбои происходят при малых отношениях сигнал — шум и именно на этих уровнях дисперсия «дрожания» пороговой точки наиболее сильно зависит от ширины спектра.

Приведем некоторые оценки. В зависимости от вида схемы обнаружителя и количества смещенных импульсов на смежных позициях приходим либо к ложному запуску регистратора, либо к «забою» обнаружителя, либо к подключению дополнительного звена ЗУ-АФС [5]. Смещение пороговой точки от текущей координаты с большой точностью описывается нормальным законом с дисперсией [10]

$$\sigma_{\Delta}^2 = \frac{\tau_{\text{ц}}}{\frac{2E}{N_0} \Delta f_{\text{э}}},$$

где E — энергия импульса;

N_0 — спектральная плотность шума;

$\Delta f_{\text{э}} = \frac{k}{\tau_{\text{ц}}}$ — эффективная полоса пропускания.

Вероятность сбоя при записи одного импульса выражается соотношением [11]

$$P^* = 2 \left[1 - \Phi\left(\frac{T_{\text{кв}}}{\sigma_{\Delta}}\right) \right] + \frac{2\sigma_{\Delta}}{\sqrt{\pi} T_{\text{кв}}} \left[1 - \exp\left(-\frac{T_{\text{кв}}^2}{\sigma_{\Delta}^2}\right) \right],$$

где $T_{\text{кв}}$ — интервал квантования;

$\Phi(z)$ — интеграл вероятностей.

При

$$z = \frac{T_{\text{кв}}}{\sigma_{\Delta}} \geq 3 P^* \cong \frac{1,13}{z}.$$

В случае спектра с колоколообразной огибающей можно показать, что для сигналов, превышающих порог АД — ШД:

$$z(k) \sim q_0 k,$$

где q_0 — отношение сигнал/шум.

При допустимой вероятности ложного обнаружения $P_{\text{л.о}} = 10^{-7} \div 10^{-8}$ для самых слабых сигналов, регистрируемых покадровым регистратором [11],

$$z(k) \cong 5k,$$

откуда

$$P^*(k) \cong \frac{0,23}{k}.$$

С учетом конечной скважности работы регистратора вероятность сбоя при записи связана с допустимой вероятностью сбоев системы запрета соотношением

$$P^* \cong \frac{P_{\text{сб}}}{M}; M = T_{\text{рег}} F_{\text{п.}}$$

Для обнаружителя n/n вероятность повторного запуска вследствие сбоя системы запрета

$$P_{\text{п.з}} \cong \left(\frac{P^*}{2}\right)^n,$$

что для рассматриваемого случая ($n = 4$) составляет $\sim 2 \times 10^{-4}$, т. е. вероятность повторного запуска оказывается больше величины $P_{\text{л.о}}$. Для уменьшения этой величины необходимо расширять строб запрета либо полосу. Минимально возможное расширение стога, учитывая симметрию процесса, равно $3d_0$, что приводит к понижению разрешающей способности регистратора по дальности в три раза.

Определим величину коэффициента k из условия равенства вероятности повторного запуска и $P_{\text{л.о}}$:

$$P_{\text{п.з}} = \left(\frac{P^*}{2}\right)^n P(t_m \geq T^*),$$

где

$$P(t_m \geq T^*) = \int_{T^*}^{\infty} W_t(t_m) dt_m.$$

Для комплекса МАРС $T^* \cong 1,0$

$$W_t(t_m) = 1,1 \tau_0^{1,1} t_m^{-2,1}.$$

Здесь $\tau_0 \cong 0,02$ — минимальная регистрируемая длительность, определяемая оперативностью регистратора численности. Тогда

$$P(t_m \geq T^*) = \left(\frac{\tau_0}{T^*}\right)^{1,1} \cong 1,33 \cdot 10^{-2}$$

и искомую величину P^* определим из соотношения

$$P^* \cong 2 \left(P_{\text{л.о}} / P(t_m \geq T^*) \right)^{\frac{1}{4}} \cong 0,06 \div 0,1,$$

откуда $k \cong 2 \div 4$.

Наличие в тракте обработки сигнала широтного дискриминатора существенно усложняет анализ помехоустойчивости регистратора в функции ширины спектра входного процесса. Некоторые оценки получены [11] в предположении, что функция плотностей вероятностей длительностей выбросов огибающей при $V_0 > 3$ ($V_0 = \frac{U_{nop}}{\sigma_{ш}}$ — относительный порог) подчиняется распределению Релея.

На рис. 1 представлены полученные при сделанных выше предположениях зависимости $V_0(k)$ при $\rho_N = const$. С учетом вида зависимостей $V_0(k)$ и оценок для k , полученных выше, оптимальным значением коэффициента k следует считать величину $k \approx 3$, соответственно оптимальная ширина спектра входного процесса для метеорного регистратора типа работающего в составе комплекса МАРС имеет величину

$$\Delta t_s \approx \frac{3}{\tau_u}$$

Селективность метеорного регистратора

В силу селективности радиолокационной аппаратуры и метода наблюдений по отношению к отдельным регистрируемым параметрам метеора λ_i объективно существующая между ними статистическая связь не может быть непосредственно получена в результате измерений. Наряду с учетом физического и геометрического факторов замечаемости [9] необходим также учет аппаратурных искажений. В самом общем виде селективность аппаратуры по параметрам отражения может быть описана некоторой n -мерной функцией

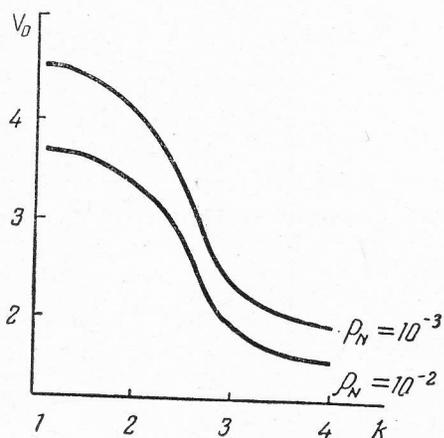


Рис. 1. График функции $V_0(k)$.

$$S_n(\lambda_1 \dots \lambda_n) = \frac{W_{ps}(\lambda_1 \dots \lambda_n)}{W_{pr}(\lambda_1 \dots \lambda_n)},$$

где $W_{pr}(\lambda_1 \dots \lambda_n)$ — априорная плотность вероятностей;
 $W_{ps}(\lambda_1 \dots \lambda_n) = W(\lambda_1 \dots \lambda_n / \xi_1 \dots \xi_n)$ — апостериорная плотность вероятностей;
 ξ_i — выборочные значения принятого радиосигнала.

Известно [12], что при таком представлении функция S_n пропорциональна функции правдоподобия, т. е.

$$S_n(\lambda_1 \dots \lambda_n) = kL(\lambda_1 \dots \lambda_n),$$

где

$$k = [\int \dots \int W_{pr}(\lambda_1 \dots \lambda_n) L(\lambda_1 \dots \lambda_n) d\lambda_1 \dots d\lambda_n]^{-1}.$$

Однако определение S_n в общем случае представляется довольно сложной задачей, а часто и весьма неопределенной. Основная трудность, не говоря о трудностях формального характера, заключается в том, что вопрос определения объема исходной выборки из n -мерного множества регистрируемых величин является крайне неопределенным. В самом

деле, если S_n определена для генеральной совокупности, то частные эффекты при этом могут быть не выявлены, ибо подавляющая часть сведений, которые могут быть получены в результате измерений ценны постольку, поскольку они найдены в результате анализа частных выборок. С этой точки зрения рассмотренная выше постановка представляет интерес в качестве некоторой интегральной оценки эффективности аппаратуры.

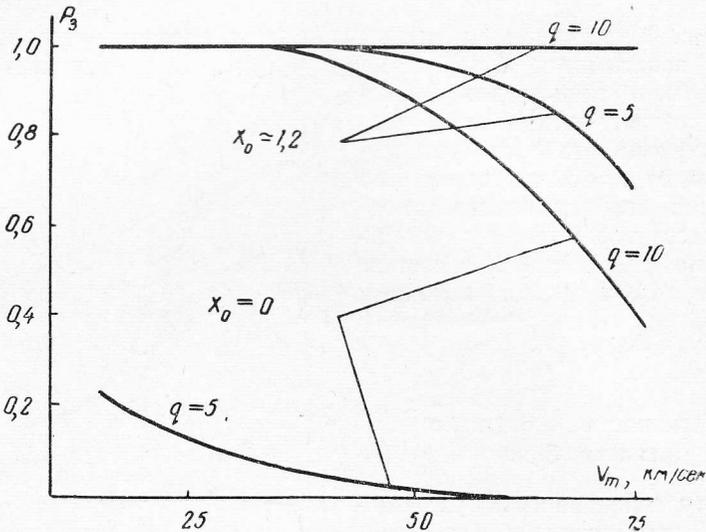


Рис. 2. Селективность обнаружителя 4/4/7-БИР по отношению к скорости метеора.

Статистически регистрируемый комплекс отражений может быть описан совокупностью одномерных функций

$$S_i(\lambda_i) = kL(\lambda_i),$$

где

$$k = \left[\int W_{pr}(\lambda_i) L(\lambda_i) d\lambda_i \right]^{-1}.$$

В этом случае апостериорное распределение

$$W_{ps}(\lambda_i) = W(\lambda_i / \xi_1 \dots \xi_m) = S_i(\lambda_i) W_{pr}(\lambda_i).$$

Таким образом, зная функцию $S_i(\lambda_i)$ и характер апостериорного распределения, можно либо восстановить априорное распределение исследуемого параметра, либо дать определенные оценки.

Задачи учета селективности метеорных РЛС рассматривались рядом авторов. Наиболее полно рассмотрен учет селективности ветровых регистраторов [11, 13, 14 и др.]

В литературе также проанализирована зависимость регистрируемых функций распределения численности метеоров от оперативности радиолокатора, рассматриваемая как постоянная минимальная регистрируемая длительность отражения [15 и др.]. В работе [11] дан анализ селективности амплитудного дискриминатора при постоянном и случайном во времени пороге дискриминации; в работах [11, 16] анализируется селективность регистраторов численности непрерывного и дискретного типов.

Одним из наиболее важных вопросов является учет селективности регистратора к разным скоростям метеоров V_m [11]. При этом оперативность регистратора рассматривается как некоторая случайная величина, являющаяся функцией алгоритма обнаружения и статистических характеристик смеси сигнала и шума.

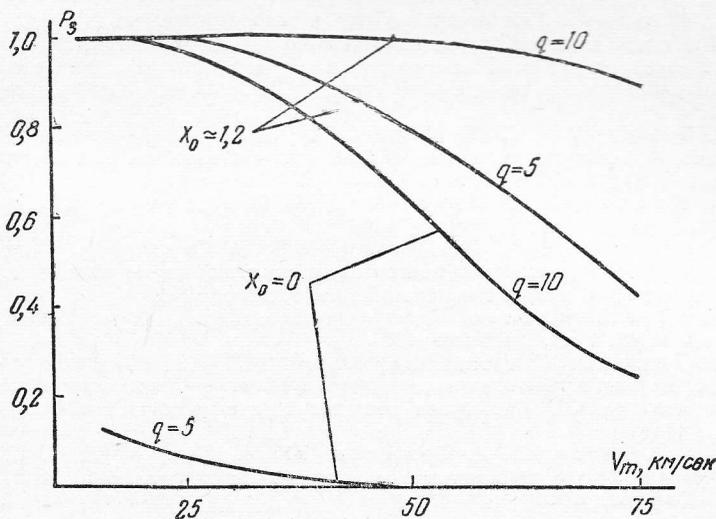


Рис. 3. Селективность обнаружителя 4/4/7-ИР по отношению к скорости метеора.

Не останавливаясь на методике и алгоритмах расчета, приведем некоторые результаты расчета. На рис. 2 показаны зависимости вероятности неискаженной регистрации отражения от метеора (обязательная регистрация первой зоны Френеля) в функции V_m для двух значений отношения сигнал/шум (5 и 10) при принятом пороге $V_0 = 3$, рассчитанные для комплекса МАРС с обнаружителем 4/4/7-БИР [1]. Эти кривые являются характеристиками избирательности регистратора к различным скоростям V_m . Для сравнения на рис. 3 приведены характеристики селективности регистратора комплекса «Тропик» [17] с обнаружителем 4/4/7-ИР.

Анализ полученных зависимостей говорит о том, что статистические искажения вследствие понижения чувствительности регистратора к большим V_m при регистрации слабых отражений на комплексе МАРС значительно меньше, чем вследствие физического фактора замечаемости. Статистические искажения функции распределения скоростей при определении последней на РЛС, регистратор которой аналогичен регистратору комплекса «Тропик», существенно выше, чем в предыдущем случае.

ЛИТЕРАТУРА

1. В. А. Нечитайленко. Оптимальные регистраторы метеорных РЛС. См. статью настоящего сборника.
2. Б. С. Дудник. Аппаратура и методы изучения метеорных явлений. Автореф. канд. дисс., Харьков, 1968.

3. Е. И. Фиалко. Об оперативности метеорного радиолокатора. «Изв. вузов. Радиотехника», № 5, 1960.
4. Ф. И. Перегудов. Характеристика метеора как радиолокационной цели. Изд-во Томского ун-та, 1960.
5. 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.
6. Ф. М. Вудворд. Теория вероятностей и теория информации с применениями в радиолокации. Изд-во «Советское радио», 1955.
7. Ю. И. Волощук, В. А. Нечитайленко. Регистратор метеорной станции высокой эффективной чувствительности. Вестник ХПИ № 22 (70), вып. 1. Изд-во ХГУ, Харьков, 1967.
8. Б. Г. Бондарь, Б. С. Дудник, А. А. Ткачук. Передающее и антенное устройство метеорной станции высокой эффективной чувствительности. Вестник ХПИ № 22 (70), вып. 1. Изд-во ХГУ, Харьков, 1967.
9. Б. Л. Кашеев, В. Н. Лебединец, М. Ф. Лагутин. Метеорные явления в атмосфере Земли. Изд-во «Наука», 1967.
10. Ю. А. Медведев, К. Д. Проценко, Б. М. Степанов. Распределение вероятностей временного положения пороговой точки сигнала на выходе детектора в присутствии шума. «Изв. вузов, Радиотехника», т. 7, № 5, 1964.
11. В. А. Нечитайленко. Вопросы теории оптимальных метеорных регистраторов. Автореф. канд. дисс., Харьков, 1970.
12. В. И. Тихонов. Статистическая радиотехника. Изд-во «Советское радио», 1966.
13. Г. М. Тептин. Методические вопросы определения скорости ветра методом радиолокации метеоров. Сб. «Метеорное распространение радиоволн» № 5—6. Изд-во КГУ, Казань, 1969.
14. Б. Л. Кашеев, В. А. Палагин, Ю. И. Суворов, Н. Д. Верба. Вопросы определения ветра радиометеорным методом. Вестник ХПИ № 36 (84), вып. 2. Изд-во ХГУ, Харьков, 1969.
15. Е. И. Фиалко. Некоторые проблемы радиолокации метеоров. Изд-во Томского ун-та, 1961.
16. Ю. И. Волощук. Статистический анализатор численности радиометеоров. См. статью настоящего сборника.
17. P. V. Babadjanov, B. V. Calchenko, B. L. Kashcheev, V. A. Netchitailenko. Circulation of atmosphere in the lower thermosphere of the equatorial region I AGA Bulletin, № 26, vol 2, Paris, 1969.