



УДК 21.3 1 828

И Г Прокопенко Ф И Яновский Л П Лигхарт К И Прокопенк

**СИНТЕЗ И АНАЛИЗ ЭФФЕКТИВНОСТИ ИНВАРИАНТНЫХ АЛГОРИТМОВ
ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ ОТ ТУРБУЛЕНТНЫХ ЗОН
В МЕТЕОНАВИГАЦИОННЫХ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СТАНЦИЯХ**

*а основе Марковской модели радиолока ионных сигналов отраженных от гид
рометеорологических образований проведен синтез новых инвариантных к мо
ности помех алгоритмов обнаружения турбулентных зон Методом статисти
л ый л з нт т тв Ра*

з е от Р о жа УР о н

т тт

и а а т о в @ т а т а о а т о а а о о о

$$B(\tau) = \sigma^2 e^{-\beta|\tau|} \cos \omega_0 \tau,$$

где σ^2 – дисперсия или мощность принимаемого сигнала; ω_0 – несущая частота излучения радиолокационной станции (РЛС).

Параметр корреляционной функции огибающей β рассчитывается из условий аппроксимации процесса с гауссовской корреляционной функцией марковским процессом с экспоненциальной корреляционной функцией при равенстве межпериодного коэффициента корреляции квадратурных составляющих узкополосного случайного процесса. С учетом выражения (2) имеем:

$$\beta = \frac{\ln \left[1 - \frac{8\pi\sigma^2 T_3^2}{\lambda^2} \right]}{T_3}.$$

Синтезированные алгоритмы обнаружения должны работать с отсчетами огибающей сигнала после линейного детектора.

Огибающая узкополосного гауссовского процесса является марковским процессом. Многомерная плотность распределения вероятности выборки x_1, \dots, x_n отсчетов огибающей отражений от ТЗ имеет вид:

$$\omega(x_1, \dots, x_n; r, \sigma^2) = \frac{x_1}{\sigma^2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma^2}} \prod_{i=2}^n \exp \left[-\frac{r^2 X_{i-1}^2 + X_i^2}{2\sigma^2(1-r^2)} \right] \cdot I_0 \left[\frac{r X_i X_{i-1}}{\sigma^2(1-r^2)} \right], \quad (3)$$

$$x_i > 0, i = 1, \dots, n,$$

где σ^2 и r определяются формулами (1) и (2) соответственно.

Синтез инвариантного к мощности отражений обнаружителя турбулентных зон. Применение обнаружителей сигналов требует решения задачи стабилизации вероятности ложной тревоги. При одинаковой отражаемости ТЗ мощность эхо-сигнала зависит от расстояния ТЗ до РЛС. Для обеспечения постоянства вероятности ложной тревоги порог решения V_p в параметрическом алгоритме [2], [4] следует изменять соответственно дальности. Другое решение проблемы стабилизации вероятности ложной тревоги заключается в применении различных автоматических регулировок усиления (АРУ) – быстрых, временных, усилителей промежуточной частоты с логарифмической амплитудной характеристикой и других. В этой области накоплен большой опыт в основном эвристических решений.

Оптимальное решение задачи стабилизации вероятности ложной тревоги может быть получено на пути синтеза алгоритма обнаружения ТЗ, инвариантного к мощности эхо-сигналов.

Многомерная плотность распределения вероятности (ПРВ) выборки x_1, \dots, x_n , полученной на выходе детектора огибающей, имеет вид выражения (3).

Для построения инвариантного к мощности сигналов алгоритма обнаружения следует воспользоваться отношением функций правдоподобия для конкурирующих гипотез, усредненных по возможным значениям параметра,

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{\int_0^{\infty} \omega_1(x_1, \dots, x_n, \psi, r_1) d\psi}{\int_0^{\infty} \omega_0(x_1, \dots, x_n, \psi, r_0) d\psi}, \quad (4)$$

где $\psi = \sigma^2$ – параметр масштаба или мощность отраженного сигнала.

Подставляя в формулу (4) выражения ПРВ (3), учитывая аппроксимацию функции Бесселя

$$I_0(z) \approx \frac{e^z}{\sqrt{2\pi z}}$$

и проводя интегрирование и тождественные преобразования, получаем следующий алгоритм:

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{(1+r_0) \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2r_0 \sum_{i=2}^n x_i x_{i-1}}{\frac{1+r_1}{2(1-r_1^2)} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{r_1}{(1-r_1^2)} \sum_{i=2}^n x_i x_{i-1}} > V_p. \quad (5)$$

Статистика (5) монотонна по переменной

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sum_{i=2}^n x_i x_{i-1}}.$$

Поэтому решающее правило (5) эквивалентно решающему правилу

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sum_{i=2}^n x_i x_{i-1}} > V_p, \quad (6)$$

которое реализуется проще.

Синтез двухвыборочного инвариантного к мощности фоновых отражений алгоритма обнаружения турбулентных зон. Инвариантный одновыборочный алгоритм (6) не чувствителен к мощности эхо-сигнала, а реагирует только на изменение коэффициента корреляции. Следовательно, он не полностью использует информацию, которая содержится в эхо-сигнале от ТЗ. Более полное использование информации от ТЗ при воздействии фоновой помехи от поверхности Земли либо других неподвижных отражателей, попадающих в облучаемый объем, может быть осуществлено при построении двухвыборочного решающего правила. Такой алгоритм использует две выборки – сигнальную x_1, \dots, x_n , в которой может содержаться эхо-сигнал от ТЗ, и обучающую y_1, \dots, y_n , в которой есть только эхо-сигнал от фона. Гипотеза H_0 состоит в том, что сигнальная и обучающая выборки принадлежат одному и тому же распределению (3) с неизвестной дисперсией σ^2 и коэффициентом корреляции $r = r_0$. Гипотеза H_1 состоит в том, что сигнальная выборка x_1, \dots, x_n принадлежит распределению (3) с дисперсией $\sigma_c^2 = \sigma^2(1+b)$ и коэффициентом корреляции r_1 .

Структура адаптивного двухвыборочного решающего правила определяется в соответствии с обобщенным эмпирическим Байесовским методом [3] следующим отношением:

$$\lambda(x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_n) = \frac{\int_0^{\infty} \omega_1(x_1, \dots, x_n, \psi, r_1) \omega_0(y_1, \dots, y_n, \psi, r_0) d\psi}{\int_0^{\infty} \omega_0(x_1, \dots, x_n, \psi, r_0) \omega_0(y_1, \dots, y_n, \psi, r_0) d\psi}, \quad (7)$$

где $\psi = \sigma^2$ – параметр масштаба или мощность отраженного сигнала.

Подставляя в соотношение (7) выражения ПРВ (3) с учетом значений информационных параметров b и r при соответствующих гипотезах H_0 и H_1 и аппроксимации функции Бесселя и проводя интегрирование и тождественные преобразования, получаем двухвыборочный алгоритм

$$\lambda(x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_n) = \frac{(1+r_0)(\sum_{i=1}^n x_i^2 + \sum_{i=1}^n y_i^2) - 2r_0(\sum_{i=2}^n x_i x_{i-1} + \sum_{i=2}^n y_i y_{i-1})}{C_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 + C_2 \sum_{i=1}^n y_i^2 + C_3 \sum_{i=2}^n x_i x_{i-1} + C_4 \sum_{i=2}^n y_i y_{i-1}} > V_p, \quad (8)$$

где

$$C_1 = \frac{1+r_1}{2(1-r_1^2)(1+b)}; \quad C_2 = \frac{1+r_0}{2(1-r_0^2)};$$

$$C_3 = -\frac{r_1}{(1-r_1^2)(1+b)}; \quad C_4 = \frac{r_0}{(1-r_0^2)}.$$

Алгоритм обнаружения турбулентных зон определяется сравнением алгоритма (8) с порогом решения V_p .

Сравнительный анализ эффективности алгоритмов обнаружения турбулентных зон. Моделирование сигналов, отраженных от турбулентных зон. Отражения от ТЗ являются узкополосным случайным процессом с амплитудой $U(t)$, распределенной по закону Релея, флуктуации которой задаются дисперсией гауссовского процесса на входе детектора, задаваемой формулой (1), и межпериодным коэффициентом корреляции, который определяется из выражения (2).

На выходе детектора в i -й момент времени имеем огибающую аддитивной смеси внутриприемного шума и отражений от ТЗ:

$$x(t_i) = U(t_i) \cos(\omega_0 t_i + \varphi) + \eta_i, \quad (9)$$

где ω_0 – несущая частота; η_i – отсчеты гауссовского некоррелированного шума.

Огибающая процесса (9) распределена также по закону Релея. Для статистического моделирования огибающей отражений от ТЗ используется следующий алгоритм:

$$x_i = \sqrt{(\eta_{1i} + A(t_i))^2 + (\eta_{2i} + B(t_i))^2}, \quad i = 1, \dots, n, \quad (10)$$

где η_{1i} , η_{2i} – гауссовские некоррелированные числа с нулевым математическим ожиданием с дисперсией, равной дисперсии внутриприемного шума; $A(t_i)$, $B(t_i)$ – квадратурные составляющие отражений от ТЗ, которые представляют собой гауссовские процессы с независимыми в совпадающие моменты времени значениями, имеющие нулевое математическое ожидание и дисперсию, определяемую выражением (1). Коэффициент корреляции между соседними отсчетами квадратурных составляющих зависит от среднеквадратической скорости турбулентных пульсаций и задается формулой (2). Формирование последовательности $A(t_i)$, $B(t_i)$, $i = 1, \dots, n$ с коэффициентом корреляции r достигается процедурой экспоненциального сглаживания:

$$A(t_i) = rA(t_{i-1}) + \sqrt{(1-r^2)}\eta_i \cos \varphi_i; \quad (11)$$

$$B(t_i) = rB(t_{i-1}) + \sqrt{(1-r^2)}\eta_i \sin \varphi_i,$$

где η_i – последовательность гауссовских независимых чисел с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $M_r \{\eta_i\} = k\sigma_v^2$; φ_i – случайная фаза, распределенная равномерно в интервале $0 \dots 2\pi$.

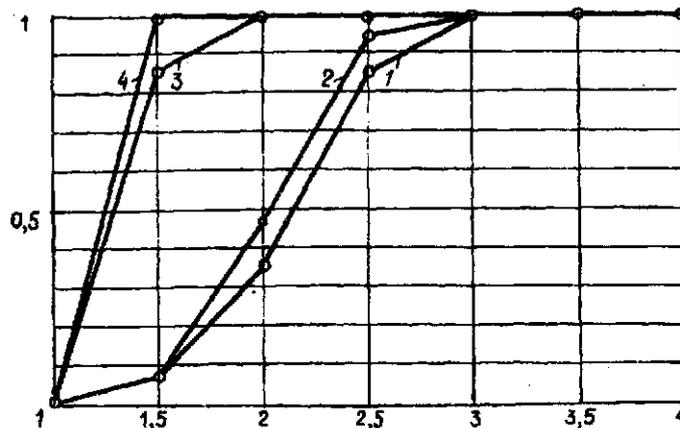
Мощностные характеристики алгоритмов обнаружения ТЗ. Для построения характеристик обнаружения разработана моделирующая программа, содержащая блок генерации выборок эхо-сигналов от ТЗ по алгоритмам (10), (11) и блок обработки сигналов, содержащий алгоритмы обнаружения ТЗ (6), (8) и алгоритм обнаружения ТЗ, основанный на вычислении выборочного коэффициента межпериодной корреляции. Последний алгоритм широко применяется в зарубежных метеонавигационных РЛС и носит название *puls-peir* (пульсарный алгоритм). Коэффициент корреляции оценивается посредством подсчета пар соседних импульсов, превышающих некоторый порог. Такая оценка неоптимальна и эффективность этого алгоритма невысока. В данной работе использован выборочный коэффициент корреляции, вычисленный по формуле

$$r^* = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} x_i x_{i+1} - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2}. \quad (12)$$

Алгоритм обнаружения ТЗ реализуется путем сравнения статистики (12) с порогом решения V_p .

Характеристики обнаружения показаны на рисунке. По оси абсцисс отложена среднеквадратическая скорость турбулентных пульсаций σ_v . По оси ординат – вероятность обнаружения D . Номером 1 обозначены характеристики алгоритма (12), номером 2 – характеристики алгоритма (6), номером 3 – характеристики алгоритма (8) и номером 4 – характеристики параметрического алгоритма, синтезированного в работе [2]. Характеристики обнаружения вычислены методом Монте-Карло. Объем испытаний при построении каждой точки составил 10 000. Объем выборки $N=128$, порог решения вычислялся исходя из вероятности ложной тревоги $F=0,01$.

Семейство построенных кривых позволяет оценить эффективность синтезированных адаптивных (6), (8) и параметрического (см. работу [2]) алгоритмов обнаружения ТЗ и сопоставить их с широко применяемым пульс-парным алгоритмом (12). Как видно из рисунка, инвариантный двухвыборочный алгоритм (8) незначительно уступает параметрическому алгоритму (см. работу [2]) и в то же время значительно превосходит широко применяемый пульс-парный алгоритм (см. работу [3]). Алгоритм (6) несколько превосходит по эффективности пульс-парный, однако он значительно проще в реализации.



Характеристики обнаружения: $F = 0,1$; $N = 128$

Таким образом, разработана математическая модель радиолокационного сигнала, отраженного от турбулентных зон, которая учитывает как изменение мощности, так и изменение спектрального состава эхо-сигнала под действием турбулентности. Использование этой модели и методов статистического синтеза оптимальных решающих правил позволило получить инвариантные к мощности помех алгоритмы обнаружения радиолокационных отражений от турбулентных зон.

Разработанное программное обеспечение позволило провести анализ эффективности синтезированных алгоритмов обнаружения, сравнить их эффективность с известным широко применяемым пульс-парным алгоритмом и сделать вывод об их высокой работоспособности.

Несложная техническая реализация, высокая эффективность и помехоустойчивость разработанных алгоритмов позволяют сделать вывод о целесообразности их применения в современных РЛС.

Список литературы

1. Довиак Р., Зрнич Д. Допплеровские радиолокаторы и метеорологические наблюдения. – Л.: Гидрометеиздат, 1988. – 512 с.
2. Прокопенко И.Г., Яновский Ф.И. Комплексный алгоритм обнаружения зон опасной турбулентности бортовым радиолокатором // Методы обработки сигналов в авиационном радиоэлектронном оборудовании: Сб. научн. тр. – К.: КМУГА, 1995. – С. 17–24.
3. Корнильев Э.А., Прокопенко И.Г., Чуприн В.М. Устойчивые алгоритмы в автоматизированных системах обработки информации. – К.: Техніка, 1989. – 224 с.
4. Prockopenko I.G., Yanovsky F.J. Algorithms of Atmosphere Turbulence Detection with Airborne Weather Radar // IEEE Antennas and Propagation Society International Symposium Digest. – 1995. – Vol. 1. – P. 294–297.

Стаття надійшла до редакції 30 вересня 1999 року.