

3.1 引言

从本章开始将讨论一些在雷达目标检测恒虚警处理方面比较重要的典型恒虚警率(Constant False Alarm Rate, CFAR)处理方法,给出它们的基本数学模型,并在 3 种典型背景中分析其性能。根据所基于杂波背景的分布,CFAR 处理方法大体上分为两大部分:高斯背景中的 CFAR 处理方法和非高斯背景中的 CFAR 处理方法,前者包括第 3~6 章的内容,后者包括第 7~9 章的内容。

本章讨论的是均值(Mean Level, ML)类 CFAR 处理方法。它们的共同特点是在局部干扰功率水平估计中采用了取均值的方法。最经典的均值类 CFAR 方法是单元平均(Cell Averaging, CA)^[1]方法,后为改善非均匀杂波背景中的检测性能,又相继出现了选大(Greatest Of, GO)^[2]、选小(Smallest Of, SO)^[3]和加权单元平均(Weighted Cell Averaging, WCA)^[4-5]等方法。本章对它们进行综合的评价和比较。

3.2 基本模型描述

假设 $v(t)$ 是某个分辨单元的一个观测, $D(v)$ 是由 $v(t)$ 形成的检测统计量。对于平方律检测, $D(v)$ 具有如下形式

$$D(v) = I^2(v) + Q^2(v) \quad (3.1)$$

其中, $I(v)$ 和 $Q(v)$ 分别是信号的同相分量和正交分量。在检测单元中无目标信号时, $D(v)$ 对应于杂波回波, 是一个随机变量, 用 D_0 表示。对于线性检测, $D(v)$ 是式 (3.1) 的平方根, 即 $D(v) = \sqrt{I^2(v) + Q^2(v)}$ 。在一般的杂波环境中, 可以假设杂波包络服从瑞利分布, 但是瑞利分布参数随时间和空间常常是变化的。这个模型常用于描述脉冲宽度大于 $0.5\mu\text{s}$ 和入射余角大于 5° 的海杂波, 以及在未开发地带观测到的入射余角大于 5° 的地杂波等杂波背景。

在确知恒定的接收机噪声中对 Swerling 起伏和非起伏目标进行单脉冲线性和多脉冲检测的最重要的三种典型检测方案是第 2 章中描述的单脉冲线性、多脉冲线性和二元检测方案。这些检测方案也同样适用于在确知不变的瑞利包络杂波环境中对 Swerling 起伏和非起伏目标的线性和二元检测。对于在这种杂波环境中的单脉冲线性检测和二元检测的第一级检测, 与前面类似, 其检测阈值 S 可以由式 (3.2) 解得

$$P_{\text{fa}} = \Pr[D(v) \geq S \mid H_0] = \int_S^\infty f_{D_0}(x) dx \quad (3.2)$$

其中, H_0 表示检测单元中不存在目标的假设。对于多脉冲检测, S 值则由式(3.3)解得:

$$P_{fa} = \Pr[LD(v) \geq S | H_0] = \int_S^{\infty} f_{LD_0}(x) dx \quad (3.3)$$

其中, $LD(v)$ 代表由 $v(t)$ 得到的多脉冲线性检测的检测统计量, 在检测单元中没有信号时用 LD_0 表示。

由式(2.55)可知, 对于在接收机噪声中的固定门限的单脉冲线性检测, 由于单边噪声功率谱密度 N_0 和 P_{fa} 之间的指数关系, N_0 (或瑞利参数 $\delta = k \sqrt{N_0 \epsilon / 2}$) 的微小变化或不确定性将引起 P_{fa} 大的变化或不确定性, 图 3.1 展示了 N_0 的 3dB 变化使虚警概率由 10^{-6} 变化到 10^{-3} , 因此必须改进检测策略以保持相对恒定的虚警率。在参数未知或时变的瑞利包络杂波中, CFAR 处理的基本特征是提供把背景参数变化考虑在内的检测阈值 S , 使检测具有相对恒定的 P_{fa} 。

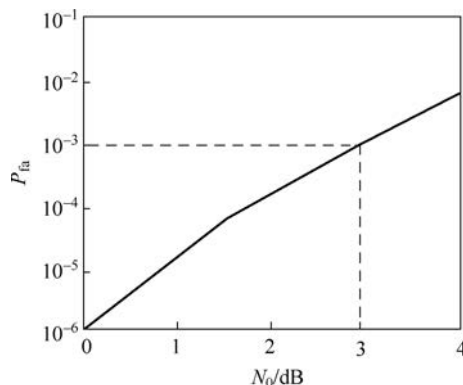


图 3.1 固定阈值检测的虚警概率

3.3 节将介绍在瑞利包络杂波环境中广泛使用的 CA 处理方法。在均匀的瑞利杂波背景条件下, CA 方法利用与检测单元相邻的一组独立同分布(Independent and Identically Distributed, IID)的参考单元样本的均值来估计杂波功率水平(见图 3.2), 它提供了对非起伏和 Swerling 起伏目标的最优或准最优检测。

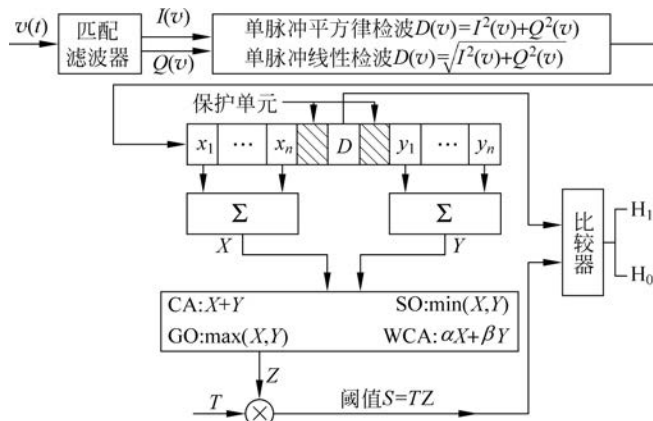


图 3.2 ML 类单脉冲 CFAR 检测器框图

当杂波包络样本间的空间距离很近时, 样本间会不独立。即使保证了样本空间距离使样本相互独立, 但是杂波的非均匀性也常使同分布条件遭到破坏, 并且这种影响可能会随着采样间距的增加而加重。因此, 在参考单元样本的独立性和平稳性之间要有一个权衡。最优参考单元距离要根据相关区域中不同气象条件或干扰条件下背景杂波空间起伏特性来确定, 所要求的参考单元样本的 IID 条件应该贯穿于均匀背景条件中。瑞利参数阶跃变化(杂波边缘)的影响在 3.11 节中分析讨论。

ML 类单脉冲 CFAR 检测器结构可以用图 3.2 描述。除检测单元样本的表示方法外, 其余按照大多数 CFAR 文献的表示方法, 分别用 $x_i (i=1, 2, \dots, n)$ 和 $y_i (i=1, 2, \dots, n)$ 表示检测单元两侧参考单元(也称作前沿、后沿参考滑窗)样本, 参考滑窗长度 $R=2n$, n 为前沿和后沿参考滑窗长度, X 和 Y 分

别是前沿和后沿滑窗对杂波强度的局部估计,此时自适应判决准则为

$$\begin{aligned} & H_1 \\ & D \geq TZ \\ & H_0 \end{aligned} \quad (3.4)$$

其中, H_1 表示存在目标的假设, H_0 表示不存在目标的假设, Z 是由 X 和 Y 形成的参考滑窗中的杂波强度估计, T 是标称化因子, D 表示检测单元中的检测统计量 $D(v)$ 。与检测单元最邻近的是两个保护单元,用来防止目标能量泄漏到参考单元中,影响 ML 类检测器对杂波强度的两个局部估计值。

高斯分布杂波的包络服从瑞利分布,经平方律检波后,每个参考单元样本服从指数分布,其概率密度函数为

$$f_D(x) = \frac{1}{\lambda'} \exp\left(-\frac{x}{\lambda'}\right), \quad x \geq 0 \quad (3.5)$$

在参考单元中不存在目标的假设 H_0 下, λ' 是背景杂波加噪声总的平均功率水平,用 μ 表示; 在存在目标的 H_1 假设下, λ' 是 $\mu(1+\lambda)$ 。其中, λ 是目标信号与杂波加噪声的平均功率比值。于是有

$$\lambda' = \begin{cases} \mu, & H_0 \\ \mu(1+\lambda), & H_1 \end{cases} \quad (3.6)$$

下面主要考虑杂波背景的影响。在均匀杂波背景中,参考单元样本 $x_i (i=1, 2, \dots, n)$ 和 $y_i (i=1, 2, \dots, n)$ 是 IID 的,并且它们的 λ' 都是 μ ; 由于门限 $S = TZ$ 是一个随机变量,因而需要对 Z 求统计平均,将虚警概率表示为

$$\begin{aligned} P_{fa} &= E_S \{ \Pr[D(v) \geq S \mid H_0] \} = \int_0^\infty f_Z(z) \int_{TZ}^\infty \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu} dx dz \\ &= \int_0^\infty e^{-TZ/\mu} f_Z(z) dz = M_Z(u) \big|_{u=T/\mu} \end{aligned} \quad (3.7)$$

其中, $f_Z(z)$ 是 Z 的概率密度函数, $M_Z(u)$ 是 Z 的矩母函数(Moment Generating Function, MGF), 当 $u = \frac{T}{\mu(1+\lambda)}$ 时, 式(3.7)便转化成在均匀杂波背景中的检测概率表达式

$$P_d = M_Z(u) \big|_{u=\frac{T}{\mu(1+\lambda)}} \quad (3.8)$$

若在背景杂波功率 μ 确知的假设下进行最优检测,只需要一个固定阈值 S_0 来判定目标是否存在,这时的虚警概率 P_{fa} 为

$$P_{fa} = \Pr[D \geq S_0 \mid H_0] = e^{-S_0/\mu} \quad (3.9)$$

其中, S_0 是固定的最优阈值,最优检测的检测概率 P_d 为

$$P_{d, \text{opt}} = \Pr[D \geq S_0 \mid H_1] = e^{-S_0/[\mu(1+\lambda)]}$$

再结合式(3.9)得

$$P_{d, \text{opt}} = P_{fa}^{1/(1+\lambda)} \quad (3.10)$$

在非均匀杂波背景中,参考单元样本不再服从 IID 假设。例如,在杂波边缘环境中,杂波功率从一种水平变化到另一种水平。在参考滑窗中存在干扰目标的情况下,即多目标环境中,一些参考单元样本会出现峰值。对于杂波边缘情况,这里只考虑背景杂波功率水平从高到低阶跃变化的情况,即杂波边缘前沿情况,至于后沿情况可以由此类推。杂波边缘前沿情况也就是假设 $2n$ 个参考单元中前 N_c 个单元

样本服从分布

$$f_1(x) = \frac{1}{\mu_0 \gamma} \exp\left(-\frac{x}{\mu_0 \gamma}\right) \quad (3.11)$$

其余 $(2n - N_c)$ 个参考单元样本服从分布

$$f_2(x) = \frac{1}{\mu_0} \exp\left(-\frac{x}{\mu_0}\right) \quad (3.12)$$

其中, γ 是两种杂波功率强度之比。

对任意一个应用判决准则式(3.4)的 CFAR 检测器, D 和 Z 是独立的随机变量, 因此, 单脉冲平方律检测假设下 CFAR 检测器的虚警概率在 $0 \leq N_c \leq n$ 时为

$$P_{fa} = \int_0^\infty f_Z(z) \left[\int_{TZ}^\infty \frac{1}{\mu_0 \gamma} \exp\left(-\frac{x}{\mu_0 \gamma}\right) dx \right] dz = \int_0^\infty f_Z(z) \exp\left(-\frac{TZ}{\mu_0}\right) dz = M_Z(u) \Big|_{u=\frac{T}{\mu_0}} \quad (3.13)$$

在 $n \leq N_c \leq 2n$ 时为

$$P_{fa} = \int_0^\infty f_Z(z) \left[\int_{TZ}^\infty \frac{1}{\mu_0 \gamma} \exp\left(-\frac{x}{\mu_0 \gamma}\right) dx \right] dz = \int_0^\infty f_Z(z) \exp\left(-\frac{TZ}{\mu_0 \gamma}\right) dz = M_Z(u) \Big|_{u=\frac{T}{\mu_0 \gamma}} \quad (3.14)$$

其中, $M_Z(u)$ 是随机变量 Z 的 MGF, 但需注意参考滑窗中的强杂波样本数目不同时, $M_Z(u)$ 的数学解析表达式是不同的。

3.3 CA-CFAR 检测器

在 CA-CFAR 检测器^[1]中, 背景杂波功率水平的估计由 $R = 2n$ 个参考单元样本的均值得到。它是在参考单元样本服从指数分布的假设下对杂波功率水平的一个极大似然估计。为了便于计算, 常把因子 $1/R$ 归到标称化因子中, 取

$$Z = \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{j=1}^n y_j \quad (3.15)$$

Z 称为总的杂波功率水平估计。

由于指数分布是 Γ 分布在 $\alpha=1$ 的特殊情况, Γ 分布的 PDF 为

$$f(x) = \beta^{-\alpha} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} / \Gamma(\alpha), \quad x \geq 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0 \quad (3.16)$$

其中, α 和 β 是两个参数, $\Gamma(\alpha)$ 就是通常的 Γ 函数。对于整数 α , $\Gamma(\alpha)$ 等于 $(\alpha-1)!$ 。式(3.16)对应的累积分布函数(Cumulative Distribution Function, CDF)用 $G(\alpha, \beta)$ 表示, 对于服从 Γ 分布的随机变量 X , 将它记为 $X \sim G(\alpha, \beta)$ 。 X 的矩母函数为

$$M_X(u) = (1 + \beta u)^{-\alpha} \quad (3.17)$$

根据 IID 的假设得到 $x_i \sim G(1, \mu)$ 和 $y_i \sim G(1, \mu)$ 。由于多个独立随机变量和的矩母函数等于各个随机变量矩母函数的积, 因此由式(3.17)可知 CA-CFAR 检测器中对杂波功率水平的估计 $Z \sim G(2n, \mu)$ 。这样, 把式(3.17)代入式(3.8)就得到 CA-CFAR 检测器的检测概率

$$P_d = \left(1 + \frac{T}{1 + \lambda}\right)^{2n} \quad (3.18)$$

其中, T 为标称化因子, 可由式(3.18)在 $\lambda=0$ 时得到标称化因子 T 与虚警概率间的关系, 即

$$T = (P_{fa})^{-1/2n} - 1 \quad (3.19)$$

从式(3.18)和式(3.19)可以看到, 检测概率和虚警概率不依赖 μ , 因此 CA-CFAR 是具有恒虚警特

性的。更一般地说,对于尺度型分布(如指数分布),均值类处理方法形成的检测统计量是关于尺度变换不变的统计量,因此具有 CFAR 性质^[6]。

在 CFAR 检测器性能分析中,Rohling^[7]定义了一个平均判决阈值 ADT,它是一个标称化的量,即

$$\text{ADT} = \frac{E\{TZ\}}{\mu} = \frac{TE\{Z\}}{\mu} = \frac{T}{\mu} \int_0^{\infty} z f(z) dz \quad (3.20)$$

ADT 是计算检测性能损失的一种可供选择的度量。对于某一给定的参考单元总数 R 和 P_{fa} , ADT 是不依赖检测概率的。ADT 越小,表示检测性能越好,即检测概率越高。

利用矩母函数和均值的关系可得

$$\text{ADT} = -\frac{T}{\mu} \left. \frac{dM_Z(u)}{du} \right|_{u=0} \quad (3.21)$$

对于 CA-CFAR 检测器,有

$$M_Z(u) = \frac{1}{(1 + \mu u)^{2n}}$$

故

$$\text{ADT}_{\text{CA}} = -\frac{T}{\mu} \left. \frac{d}{du} (1 + \mu u)^{-2n} \right|_{u=0} = 2nT \quad (3.22)$$

对于固定门限的最优检测器,有 $\text{ADT} = E\{S_0\}/\mu$, ADT 可以作为比较某种 CFAR 检测器在均匀背景中与最优检测器的差别的一种度量,也可以用它近似两种 CFAR 检测器在均匀背景中的信杂噪比差别(单位: dB)

$$\Delta = 10 \log \frac{E\{T_1 Z_1\}}{E\{T_2 Z_2\}} \text{dB} \quad (3.23)$$

然而,ADT 只描述了一个随机变量 S/μ 的均值。对于一个随机变量,它的方差也是确定该随机变量的重要指标。而且在分析检测性能过程中已经发现,检测概率的大小不仅取决于 ADT 值,而且也取决于对杂波功率水平估计的方差。为此,文献[8-9]在分析韦布尔背景中的 OS-CFAR 性能时,引入了一个新的变量 SD_{ADT} (Standard Deviation of Average Decision Threshold),来表示韦布尔分布尺度参数的标称化 ADT 的均方差,这个概念对瑞利包络杂波背景中的性能分析也具有指导意义。

3.4 GO 和 SO-CFAR 检测器

CA-CFAR 检测在杂波边缘中会引起虚警率的明显上升,而在多目标环境中将导致检测性能的下降,这些不足促进了对其他 CFAR 方案的寻求。作为 CA-CFAR 的修正方案,GO-CFAR^[2] 和 SO-CFAR^[3] 被提出。但是,它们各自只能解决其中一个问题,并且还带来了一定的附加检测损失,GO 在杂波边缘环境中能保持好的虚警控制性能,但在多目标环境中会出现“目标遮蔽”现象;当干扰目标只位于前沿滑窗或后沿滑窗时,SO 具有良好的多目标分辨能力,但是它的虚警控制能力又很差。

GO 主要是针对杂波边缘而设计的(见图 3.2),它取两个局部估计的较大者作为总的杂波功率水平估计,即有

$$Z = \max(X, Y) \quad (3.24)$$

其中

$$X = \sum_{i=1}^n x_i, \quad Y = \sum_{j=1}^n y_j \quad (3.25)$$

它们是相互独立的随机变量。于是, Z 的 PDF 为

$$f_Z(z) = f_X(z)F_Y(z) + f_Y(z)F_X(z) \quad (3.26)$$

其中, f 和 F 分别是 X 和 Y 的 PDF 和 CDF。在均匀杂波背景中, $F_X = F_Y$, $X, Y \sim G(n, \mu)$ 。这样就可以求得 Z 的矩母函数, 进而得到 GO-CFAR 检测器在均匀杂波背景中的虚警概率为

$$P_{fa,GO} = 2(1+T)^{-n} - 2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} (2+T)^{-(n+i)} \quad (3.27)$$

其中, T 是依赖 P_{fa} 的设计值和参考滑窗尺寸 $R=2n$ 的常数, 用 $T/(1+\lambda)$ 代替式(3.27)中的 T 可得到 GO-CFAR 检测器的检测概率 P_d 为

$$P_{d,GO} = 2 \left(1 + \frac{T}{1+\lambda}\right)^{-n} - 2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} \left(2 + \frac{T}{1+\lambda}\right)^{-(n+i)} \quad (3.28)$$

当雷达探测特定距离单元的目标时, 需要降低临近干扰目标的影响。SO-CFAR 方案可以解决单边滑窗中出现多个干扰目标时引起的检测性能下降的问题。SO-CFAR 使用式(3.25)中 X 和 Y 的较小者作为总的杂波功率水平估计

$$Z = \min(X, Y) \quad (3.29)$$

于是, Z 的 PDF 为

$$f_Z(z) = f_X(z) + f_Y(z) - [f_X(z)F_Y(z) + f_Y(z)F_X(z)] \quad (3.30)$$

式(3.30)方括号中的式子就是在式(3.26)中给出的 GO-CFAR 检测器 Z 的 PDF。因此, SO-CFAR 检测器在均匀杂波背景中的虚警概率为

$$P_{fa,SO} = M_X\left(\frac{T}{\mu}\right) + M_Y\left(\frac{T}{\mu}\right) - P_{fa,GO} = 2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} (2+T)^{-(n+i)} \quad (3.31)$$

其中, $M_X(\cdot)$ 和 $M_Y(\cdot)$ 分别是 X 和 Y 的 MGF, 可以由式(3.17)计算得到。SO 的检测概率由 $T/(1+\lambda)$ 代替式(3.31)中的 T 得到, 即

$$P_{d,SO} = 2 \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} \left(2 + \frac{T}{1+\lambda}\right)^{-(n+i)} \quad (3.32)$$

将求得的 GO-CFAR 检测器关于杂波功率水平估计的 MGF 代入式(3.21), 即可得到 GO-CFAR 的 ADT 为

$$ADT_{GO} = 2T \left[n - \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} (i+n) \cdot 2^{-(n+i+1)} \right] \quad (3.33)$$

类似地, 可以得到 SO-CFAR 的 ADT, 即

$$ADT_{SO} = 2T \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n+i-1}{i} (i+2) \cdot 2^{-(n+i+1)} \quad (3.34)$$

3.5 WCA-CFAR 检测器

在 WCA(Weighted Cell-Averaging)-CFAR 检测器^[4]中, 总的杂波功率水平估计是通过前滑窗和后滑窗的局部估计按照杂波强度加权得到的(见图 3.2), 即有

$$Z = \alpha X + \beta Y \quad (3.35)$$

α 和 β 的最优加权值是在保持虚警概率恒定的同时使检测概率最大的条件下得到的。根据两个相互独立的随机变量之和的 MGF 的关系得到 Z 的 MGF 为

$$M_Z(u) = M_{\alpha X}(u) \cdot M_{\beta Y}(u) \quad (3.36)$$

把式(3.36)代入式(3.7)得到 WCA-CFAR 检测器在均匀杂波背景中的虚警概率为

$$P_{fa} = M_{\alpha X}(u) \cdot M_{\beta Y}(u) \big|_{u=T/\mu} = M_X(\alpha u) \cdot M_Y(\beta u) \big|_{u=T/\mu} = (1 + \alpha T)^{-n} (1 + \beta T)^{-n} \quad (3.37)$$

其中, M_X 和 M_Y 分别是 X 和 Y 的 MGF, 可以由式(3.17)得到, 将 T 用 $T/(1+\lambda)$ 替代就得到 WCA-CFAR 检测器的检测概率 P_d , 把式(3.36)代入式(3.21)得 WCA-CFAR 检测器的 ADT 表达式为

$$\text{ADT} = (\alpha + \beta)nT \quad (3.38)$$

3.6 采用对数检波的 CA-CFAR 检测器

采用对数检波的一类 CFAR 检测器通常由对数检波器和后面的减法电路组成^[10]。CA-LOG/CFAR 与传统的 CA-CFAR 相似, 用一组由对数检波器输出的样本的均值形成估计。图 3.3 是 CA-LOG/CFAR 检测器的原理框图。

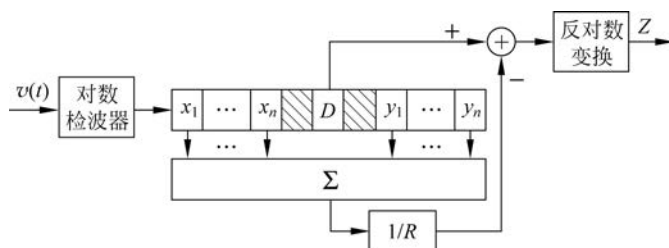


图 3.3 CA-LOG/CFAR 检测器的原理框图

CA-LOG/CFAR 有两个明显的优点: 第一, 与传统 CA-CFAR 相比, 它可以在很大的背景杂噪动态范围上工作; 第二, 归一化过程由减法电路完成, 比传统 CA-CFAR 使用的除法更易于实现。但是, 这两个优点的代价是在相同样本数时具有较差的检测性能。相比于线性检测和二元检测器, 检测损失可达 8dB。

使用对数检波器时很难像平方律检波那样得到 P_d 和 P_{fa} 的解析表达式, 因此对它的性能分析需要借助 Monte Carlo 仿真的方法^[11]。

3.7 单脉冲线性 CA-CFAR 检测器

式(3.5)~式(3.14)是在平方律检波条件下建立的, 3.3 节对 CA-CFAR 的讨论也是在这个条件下进行的。使用线性检波器的 CA-CFAR 检测器利用的是回波信号的包络而不是包络的平方(平方律检波)进行检测的。除了一些简单的情况, 求取 IID 随机变量之和的 PDF 闭型解很困难。如果杂波包络服从瑞利分布, 平方律检波后为指数分布, 参考单元样本的 PDF 闭型解是容易得到的, 然而线性检波器却不是这样, 这给性能评价带来了困难。但是, 线性检测相对于平方律检测有一些优点, 例如, 易于实现及动态范围大等, 这就吸引人们对它进行研究, 但需要采用一些其他变通的方法来分析其性能。

Divito 和 Moretti 在文献[12]中得到了线性 CA-CFAR 检测器的虚警概率近似表达式

$$P_{fa} = \left\{ 1 + \frac{T^2}{2n [c - (c-1)e^{-(2n+1)}]} \right\}^{-2n} \quad (3.39)$$

其中, $c=4/\pi$, $2n$ 是滑窗长度, T 是标称化因子。

Raghavan^[13]用多个 χ^2 概率密度的混合来近似瑞利分布, 获得了瑞利杂波背景中的 P_{fa} , 以及在此背景中的瑞利起伏目标的检测概率 P_d 的解析表达式, 然后用 Monte Carlo 仿真分析对上述结果进行了验证, 同时也给出了对瑞利杂波背景中的非起伏目标的仿真分析结果。Raghavan 还认为若适当选取混合型中的项数, 该方法适用于非瑞利情形。

3.8 多脉冲 CA-CFAR 检测器

3.8.1 双门限 CA-CFAR 检测器

采用双门限检测的 CA-CFAR(见图 3.4)由于存储处理方便, 易于实现, 且具有良好的检测性能, 成为实际雷达检测中常用的检测策略。假设 $v_i(t)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 是第 i 个脉冲 $s_i(t)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 发射后在同一分辨单元(检测单元)中的观测, $D_i(v_i)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 是由每个观测 $v_i(t)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 形成的检测统计量, 假设 M 是双门限检测的第二门限; 在 N 个观测中, 若有 M 个观测对应的检测统计量超过第一门限, 则判为目标存在, 否则判为目标不存在。

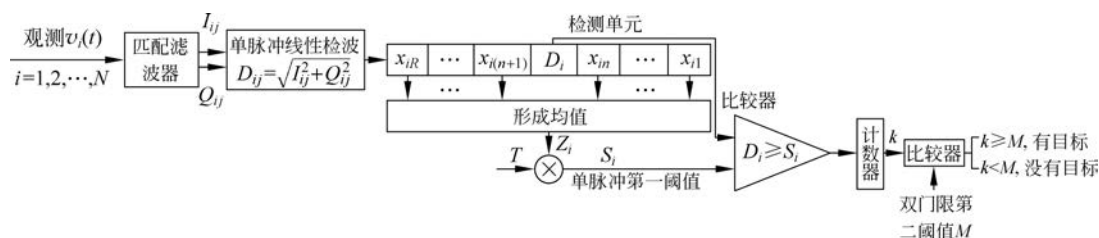


图 3.4 双门限检测的 CA-CFAR 检测器框图

第一门限检测的单脉冲虚警概率为

$$P_{fa,sp} = \int_0^\infty \left[\int_{S_i}^\infty f_{D_{0i}}(x) dx \right] f_{S_i}(t) dt \quad (3.40)$$

其中, $f_{D_{0i}}(x)$ 是第 i 个脉冲对应的随机变量 $D_{0i}(v_i)$ 的概率密度函数, S_i 是双门限检测的第一门限 $S_i = TZ_i$, $f_{S_i}(\cdot)$ 是随机变量 S_i 的概率密度函数。

总虚警概率和总检测概率是对 N 个脉冲的观测结果进行检测积累后的概率。它们仍然可以分别利用式(2.86)和式(2.87)进行计算。

3.8.2 多脉冲非相参积累 CA-CFAR 检测器

采用多脉冲非相参积累检测的 CA-CFAR 如图 3.5 所示, 其检测统计量为

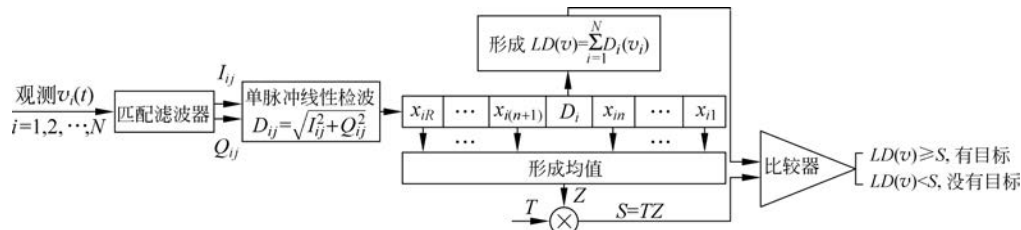


图 3.5 多脉冲非相参积累检测的 CA-CFAR 检测器框图

$$LD(v) = D_1(v_1) + D_2(v_2) + \cdots + D_n(v_n)$$

多脉冲非相参积累检测准则为

$$\begin{cases} LD(v) \geq S, & H_1 \\ LD(v) < S, & H_0 \end{cases}$$

因此,虚警概率为

$$P_{fa} = \int_0^\infty \left[\int_S^\infty f_{LD_0}(x) dx \right] f_S(t) dt \quad (3.41)$$

其中, $f_{LD_0}(x)$ 是随机变量 $LD(v)$ 在 H_0 假设下的概率密度函数, $f_S(x)$ 是 $S(S=TZ)$ 的概率密度函数。

假定在 H_0 假设下检测单元的杂波包络服从瑞利分布,则多脉冲非相参积累 CA-CFAR 的检测统计量的概率密度函数为

$$f_{LD_0}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^\infty \left[\int_0^\infty \frac{r}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma^2}\right) e^{jtr} dr \right]^n \exp(-jtx) dt \quad (3.42)$$

其中, σ 是瑞利分布的参数。

在噪声中检测非起伏或 Swerling 起伏目标的多脉冲非相参积累检测概率采用如下的计算公式形式:

$$P_d = \int_0^\infty \left[\int_S^\infty f_{LD_1}(x) dx \right] f_S(t) dt \quad (3.43)$$

其中, $f_{LD_1}(\cdot)$ 是检测单元中存在目标时检测统计量 $LD(v)$ 的概率密度函数。对于线性检测,很难得到 $f_{LD_0}(\cdot)$ 、 $f_{LD_1}(\cdot)$ 及 $f_S(t)$ 的解析表达式,因此也就很难得到 P_{fa} 和 P_d 的解析表达式,往往需要用仿真方法来分析其性能。

当采用平方律检波时,在多脉冲非相参积累检测情况下,文献[14]采用解析方法分析了 CA-CFAR 在均匀背景和参考单元中出现多个干扰目标时的检测性能。

3.9 ML 类 CFAR 检测器在均匀杂波背景中的性能

3.3 节和 3.4 节给出了经平方律检波后在均匀杂波背景中 CA、GO 和 SO-CFAR 检测器对 Swerling II 型目标的检测概率 P_d 的计算公式,在 $P_{fa} = 10^{-6}$, $R = 16$ 和 $R = 32$ 时,它们的检测性能曲线如图 3.6 所示。

当参考滑窗长度 R 增加时,CA、GO 和 SO-CFAR 检测器性能均向最优检测靠近。在上述假设下,CA-CFAR 采用的是对背景杂波功率水平的极大似然估计,它在这种意义上是最优的。与 CA-CFAR 检测器相比,GO 只表现出很小的检测性能下降,典型值在 $0.1 \sim 0.3 \text{ dB}$ ^[15]。上面这些对 GO 的分析都只局限于单脉冲处理和 Swerling II 型起伏目标,Ritcey^[16]把对 GO 检测器的分析扩展到了对非起伏和 χ^2 分布起伏目标的非相参脉冲积累检测。分析结果表明,CFAR 损失随滑窗大小和脉冲积累数而变化,不依赖起伏参数。SO-CFAR 的检测性能主要依赖参考滑窗长度 R 的大小。当 R 很小时,其检测性能损失比其他的 CFAR 方案要大得多,但是损失随着 R 增加而急剧减少^[17]。当 P_{fa} 较低时,SO-CFAR 的检测性能损失也很大。Weiss 在文献[17]中给出了 SO 相对于 CA 的附加检测损失,见表 3.1。

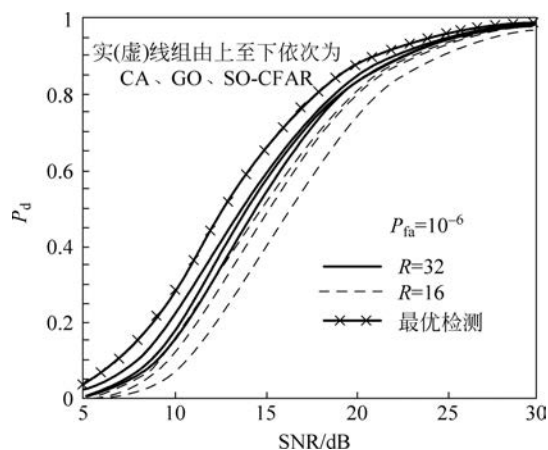


图 3.6 CA、GO 和 SO-CFAR 检测器的检测性能

表 3.1 SO-CFAR 相对于 CA-CFAR 的附加检测损失(无干扰目标, $P_d=0.5$) (单位: dB)

P_{fa}	R			
	4	8	16	32
10^{-4}	6.63	2.58	0.99	0.41
10^{-6}	16.3	4.51	1.76	0.70
10^{-8}	16.2	6.69	2.64	1.05

采用对数检波的 CA-CFAR 检测器在动态范围和实现上相对于线性 CA-CFAR 检测器有优势,但这是以牺牲检测性能为代价的。在均匀杂波背景中, Hansen 和 Ward^[11] 在小样本数时采用基于重要采样技术的仿真方法,而在大样本数时用二阶矩方法进行性能分析。结果表明,当 $R > 8$ 时, CA-LOG/CFAR 的 CFAR 损失比线性检波 CA-CFAR 高 65%; 当 $R \leq 8$ 时, 它们的 CFAR 损失差别变小; 当 $R=1$ 时, 两者具有相同的检测性能。这个结论可以用下面的经验公式表示, 即

$$N_{\text{LOG}} = 1.65N_{\text{LIN}} - 0.65$$

其中, N_{LOG} 和 N_{LIN} 分别是 CA-LOG/CFAR 和线性检波 CA-CFAR 具有相同检测性能时的样本数。

文献[13]用多个 χ^2 分布的混合代替瑞利 PDF 解析式的近似分析结果与仿真分析结果都表明, 线性检波 CA 和平方律检波 CA 在均匀瑞利杂波背景中检测起伏和非起伏目标时具有几乎相同的性能。

除上述结果外, Dillard 在文献[18]中把 Steenson 的工作^[19]进行了延伸, 分析了单脉冲 CA-CFAR 检测器对非起伏目标的检测, 得到了检测概率 P_d 的计算式。结果表明, 检测损失随着单脉冲虚警概率下降而上升, 并且随着参考单元数 R 增加而下降。当单脉冲虚警概率很大时, 由双门限检测带来的检测性能损失很小, Nitzberg^[20]还得到了对起伏信号更通用的检测概率计算式。

3.10 ML 类 CFAR 检测器在多目标环境中的性能

在对检测单元进行目标(称为主目标)检测时, 若在参考滑窗中还出现其他的目标(称为干扰目标), CA-CFAR 的检测阈值就会上升, CA-CFAR 对主目标的检测性能会严重下降^[17], 这就是所谓的“目标遮蔽”现象。通过适当调整参考滑窗长度 R 和 T 值可以在一定程度上缓解这个问题, 但是不能真正解

决问题。并且当 R 较大时,虽然可以减小干扰目标在杂波功率水平估计中的比重,但是干扰目标和杂波尖峰进入参考滑窗的机会也多了。SO 是针对上述问题对 CA 的修正型,当干扰目标只是出现在前沿滑窗或后沿滑窗中时,它对分辨空间上邻近的目标十分奏效^[21]。当强干扰目标造成的遮蔽效应对于 CA 和 GO 很严重时,SO 在这种情况下却几乎不受干扰目标强度影响。实际上,当 $R \leq 16$ 时,GO 几乎不能检测在检测单元和参考滑窗中的一对目标^[17]。Weiss 在文献[17]中给出了有一个干扰目标时 CA、GO 和 SO 检测器 P_d 的闭型解,以及 SO 相对于没有干扰目标时 CA 的检测损失,见表 3.2。表中的环境为一个干扰目标,且其强度趋于无穷,检测概率 $P_d = 0.5$ 。

表 3.2 SO-CFAR 相对于 CA-CFAR 的附加损失

(单位: dB)

P_{fa}	R			
	4	8	16	32
10^{-4}	8.62	3.90	1.92	1.02
10^{-6}	13.2	5.84	2.71	1.35
10^{-8}	18.1	7.96	3.50	1.69

在干扰目标同时分布在前沿和后沿滑窗中时,Gandhi^[21]的分析结果表明,SO 的检测性能虽然优于 CA 和 GO,但是也严重恶化。

Weiss 还指出,GO 应结合一些删除参考单元中大回波样本的方法来使用,因此他提出一种在两个局部估计中分别先剔除几个最大的样本,再用 GO 逻辑形成 Z 的修正方案,尽管他没有分析它的性能,但相信它在由杂波边缘和空间上邻近目标组成的复杂非均匀环境中会起适当作用,能使虚警概率或遮蔽效应减小。

Al-Hussaini 在文献[22]中分析了在 L 个干扰目标的环境中具有 M 个非相参脉冲积累的 CA-CFAR 检测性能,并在主目标和干扰目标均为 Swerling II 型和平方律检波的假设下,给出了 P_d 的解析表达式。结果表明,当 L 增加时, P_{fa} 急剧下降, P_d 也相应恶化。因此,他建议使用阈值补偿技术^[23-24]。

阈值补偿技术基于雷达跟踪系统提供的干扰目标的信息修正标称化因子 T 来达到补偿阈值的目的。McLane^[23]等提出的是一种具有二级阈值控制过程的修正的 CA-CFAR,利用随机出现的干扰目标的先验信息修正阈值,使虚警概率保持在一定水平的前提下使检测概率尽可能得以恢复。Al-Hussaini 和 Ibrahim^[24]把这种技术扩展到 GO-CFAR 和 SO-CFAR。当有一个干扰目标出现在参考滑窗中时,

采用阈值补偿技术可使 CA 和 GO 的检测性能获得明显的提高。其中,GO 的改善最明显,特别是在参考单元数较小时,而 SO 的性能改善却不明显。

WCA 也可以被认为是一种阈值补偿方法,它作为 CA 的一种修正型,主要是针对多目标环境的。当参考滑窗中有一个干扰目标,且主目标和干扰目标均为 Swerling II 型目标时,Barkat^[5]给出了 WCA 及 CA、GO 和 SO 的 P_d 表达式,并利用这些结果分析了它们在上述环境中的检测性能。结果表明,WCA 的检测性能比其他三个的检测性能都好,见图 3.7。图 3.7 中 ISR 是干扰与目标信号功率比, P'_{fa} 是虚警概率设计的指定值。在高信杂比时,WCA 对存在强、弱干扰目标

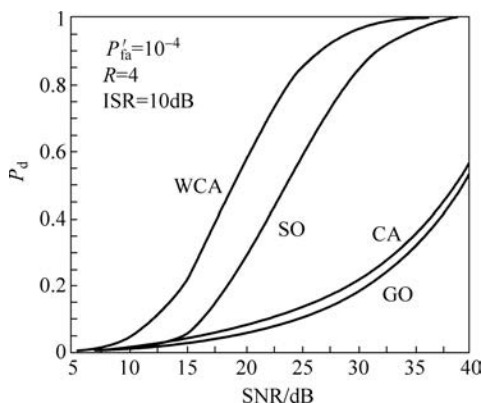


图 3.7 GO、CA、SO、WCA-CFAR 的检测概率

时的检测性能几乎相同,并且随着参考单元数的增加而提高^[5],WCA 的加权值基于干扰的先验信息以使检测概率极大并保持恒定的虚警概率。

3.11 ML 类 CFAR 检测器在杂波边缘环境中的性能

杂波边缘(Clutter Edge)描述的是检测不同背景特性区域间的过渡区情况,这种情况的典型例子是降雨区的边缘、海洋陆地交界处等。如果检测单元处于弱杂波区,而参考滑窗中其他一些参考单元处于强杂波区,那么即使信噪比很大也会对目标检测产生遮蔽效应, P_d 和 P_{fa} 都会下降。如果检测单元处于强杂波区,而其他一些参考单元处于弱杂波区,那么虚警概率会急剧上升。对于 $R=32$,设定虚警概率 $P'_{fa}=10^{-6}$ 的 CA-CFAR 检测器,一个 20dB 杂波强度的变化可使 P_{fa} 上升近 3 个数量级。这个问题是搜索雷达设计中应考虑的一个重要问题,GO 作为 CA 修正型,是专门针对杂波边缘情况的解决方案。

在杂波边缘环境中一般只分析检测器的虚警性能。假设背景杂波包络服从瑞利分布,经过平方律检波器检波后服从指数分布。杂波边缘的数学模型一般考虑为参考滑窗内杂波强度呈现一个阶跃变化,也就是参考滑窗中一部分单元服从式(3.11)而另一些单元服从式(3.12)的分布。此时各参考单元样本不再是同分布的。这种假设是一种理想情况,实际上杂波功率经常是有起伏的,并且幅度间部分相关。但是,这种简单的假设有利于对 CFAR 处理方法在杂波边缘的性能进行分析。

文献[25]给出了 GO-CFAR 在杂波边缘环境中虚警控制能力的近似分析,而文献[21]给出了 CA、GO、SO-CFAR 在杂波边缘环境中虚警概率的解析表达式。根据式(3.11)和式(3.12)的假设,当杂波边缘处于前沿滑窗中时,CA-CFAR 的杂波功率水平估计为

$$Z = \sum_{i=1}^{N_C} x_i + \left(\sum_{i=N_C+1}^n x_i + \sum_{j=1}^n y_j \right) = Z_1 + Z_2 \quad (3.44)$$

其中, $Z_1 \sim G(N_C, \mu_0 \gamma)$, $Z_2 \sim G(2n - N_C, \mu_0)$, γ 是两种杂波强度之比。因为 Z_1 和 Z_2 是统计独立的,所以 Z 的 MGF 是 Z_1 和 Z_2 各自的 MGF 的积。因此,当 $N_C \leq n$ 时,CA-CFAR 检测器的虚警概率为

$$P_{fa} = \frac{1}{(1 + \gamma T)^{N_C} (1 + T)^{2n - N_C}} \quad (3.45)$$

但是,应该指出 T 是由均匀杂波背景中的虚警概率设计值决定的阈值因子。在非均匀杂波背景中(包括杂波边缘和多目标环境),实际的虚警概率将偏离其设计指定值。因此,今后用 P'_{fa} 和 P_{fa} 分别表示虚警概率的设计值和实际值。在均匀杂波背景中, $P'_{fa} = P_{fa}$,所以不加区分。

当杂波边缘扫过检测单元,更多的强杂波将进入参考滑窗。此时, $n \leq N_C \leq 2n$,则 CA-CFAR 检测器的虚警概率为^[18]

$$P_{fa} = \frac{1}{(1 + T)^{N_C} (1 + T/\gamma)^{2n - N_C}} \quad (3.46)$$

对于 GO 和 SO-CFAR 检测器,推导它们在杂波边缘环境中的虚警概率公式较为复杂,在这里只给出结果,文献[21]得到了这个结果,但是表达式极为复杂,而文献[26]得到的结果相对比较简单。文献[26]只给出了杂波边缘处于前沿滑窗时,即 $0 \leq N_C \leq n$ 时,GO-CFAR 检测器的虚警概率

$$P_{fa} = \frac{[1/(1+\gamma\theta)]^{N_C}}{(1+\theta)^{n-N_C}} + \sum_{r=0}^{n-1} \binom{n+r-1}{r} [(1+\theta)^{r-n} - 1] (2+\theta)^{N_C-r-n} \times$$

$$(1+\gamma\theta+\gamma)^{-N_C} {}_2F_1\left(N_C, -r; n; \frac{1-\gamma}{1+\gamma+\gamma\theta}\right) \quad (3.47)$$

其中, $\theta = T/n$, ${}_2F_1\left(N_C, -r; n; \frac{1-\gamma}{1+\gamma+\gamma\theta}\right)$ 是超几何函数, 其展开式为

$${}_2F_1(a; -b; N_C; z) = \sum_{i=0}^b \frac{\Gamma(a+i)\Gamma(b+1)\Gamma(N_C)}{\Gamma(a)\Gamma(b+1-i)\Gamma(N_C+i)} \frac{(-1)^i}{i!} z^i \quad (3.48)$$

杂波边缘处于后沿滑窗中, 即 $n \leq N_C \leq 2n$ 时, GO-CFAR 检测器的虚警概率为

$$P_{fa} = \frac{[1/(1+\gamma\theta)]^{N_C-n}}{(1+\theta)^{2n-N_C}} + \gamma^{2n-N_C} \sum_{r=0}^{n-1} \binom{n+r-1}{r} [(1+\gamma\theta)^{r-n} - 1] \times$$

$$(1+\gamma+\gamma\theta)^{N_C-r-2n} (\gamma\theta+2)^{n-N_C} {}_2F_1\left(N_C-n, -r; n; \frac{1-\gamma}{2+\gamma\theta}\right) \quad (3.49)$$

并且本书还推导出了 SO-CFAR 检测器在杂波边缘环境中的虚警概率解析表达式, 在 $0 \leq N_C \leq n$ 时为

$$P_{fa,SO} = (1+T)^{-n} \left[1 + \left(\frac{1+T}{1+\gamma T} \right)^{N_C} \right] - P_{fa,GO} \quad (3.50)$$

其中, $P_{fa,GO}$ 由式(3.47)给出, 在 $n \leq N_C \leq 2n$ 时为

$$P_{fa,SO} = (1+T)^{-n} + (1+T/\gamma)^{N_C-2n} (1+T)^{n-N_C} - P_{fa,GO} \quad (3.51)$$

其中, $P_{fa,GO}$ 也由式(3.47)给出。

图 3.8 给出的是 CA、GO、SO 检测器在杂波边缘环境中当 $P'_{fa} = 10^{-6}$, $R=32$ 时 3 组 γ 值的性能曲线, 横坐标是被强杂波占据的参考单元数。随着 N_C 的增加, 即杂波边缘由参考滑窗左边向右边滑动时, P_{fa} 先下降, 在杂波边缘扫过检测单元时, P_{fa} 出现一个跳跃, 形成一个尖峰, 称之为“虚警尖峰”。“虚警尖峰”低说明 CFAR 检测器的虚警控制能力强。从图 3.8 中可以看出, GO 的虚警控制能力优于 CA 和 SO, 并且对 γ 的变化不敏感, 然而 CA 在 $\gamma=15\text{dB}$ 时尖峰升高了 3 个数量级, SO 的尖峰则升高了 5 个数量级。

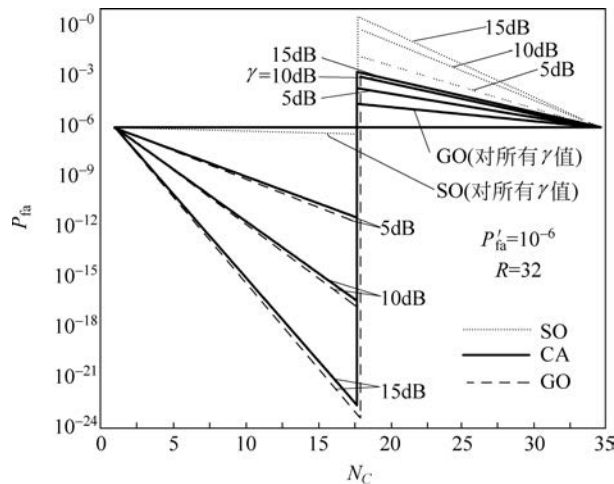


图 3.8 CA、GO 和 SO 检测器在杂波边缘中的虚警性能

3.12 比较与总结

在均匀杂波背景中,采用平方律检波的 CA 与线性检波 CA 的性能几乎相同,都具有较好的检测性能,而采用对数检波的 CA 在滑窗长度大于 8 时的 CFAR 损失比线性检波 CA 上升 65%,在 R 较小时 CFAR 损失也变小。与 CA 相比,GO 只表现出很小的检测性能下降,典型差值都在 0.1~0.3dB,而 SO-CFAR 的检测性能十分依赖于参考单元数,当 R 很小时,它的检测性能损失比 CA、GO-CFAR 要大得多,但随着 R 增加而急剧减少;当 P_{fa} 较小时,SO-CFAR 的检测性能损失也很大。文献[27]针对距离-多普勒二维 CA-CFAR 检测器,提出了一种圆形参考滑窗,相比于其他参考滑窗(矩形滑窗、交叉滑窗和列滑窗),圆形参考滑窗能够获得更优的检测概率和更低的 CFAR 损失;而文献[28]在 SAR 图像目标 CFAR 检测中研究了变滑窗技术,滑窗尺寸的自适应变化与待检测的目标尺寸有关。

在多目标环境中,当干扰目标只分布在前、后沿滑窗中的一个滑窗中时,SO 表现出很强的检测性能,且对干扰目标强度变化很不敏感,然而 CA 和 GO 的检测性能却严重下降。实际上,当 $R \leq 16$ 时,GO 在参考滑窗中存在干扰目标时几乎检测不到目标。在多个干扰目标同时分布在前沿和后沿滑窗中时,虽然 SO 还能保持相对于 CA 和 GO 的优势,但是其检测性能也严重下降。WCA 在多目标环境中的检测性能比其他三个的都好,在高信杂比时,WCA 对干扰目标的强度变化很不敏感。随着参考单元数的增加,WCA 的检测性能也得以提高,并且与干扰目标的分布位置无关。但是它需要关于干扰目标分布情况的先验信息。

在杂波边缘环境中,GO 的虚警控制能力明显强于 CA 和 SO,它的虚警尖峰几乎不受 γ 影响。在 $\gamma=15\text{dB}$ 时,CA 的虚警尖峰上升了 3 个数量级,SO 的虚警尖峰则上升了 5 个数量级(见式(3.44)~式(3.51))。

总之,这几种均值类 CFAR 检测器各有利弊。CA 在均匀杂波背景中的检测性能最好,然而在非均匀背景中性能严重下降;GO 具有很好的杂波边缘保护能力且在均匀杂波背景中相比 CA 检测性能下降不多,但是它在多目标环境中的检测性能下降到了令人不能接受的地步;SO 具有较好的抗干扰目标能力,但是它在均匀杂波背景中的检测性能和在杂波边缘中的虚警性能都很差;虽然 WCA 的性能比较全面,但是它需要关于干扰的先验信息。

为了方便读者深入研究,本书将本章介绍的几种 CFAR 方法的有关文献总结如下。对于单脉冲平方律检波 CA 方法,除文献[1]外,还有文献[6,17,25,29,30]在不同的目标类型和背景下研究了 CA。对于多脉冲检测情况,文献[31-32]分析了 CA 在没有干扰目标情况下对各种起伏目标的检测性能,而文献[14,22]分析了在参考单元中出现多个干扰目标时的性能。文献[10-11]分析了对数检波的 CA。文献[12-13]分析了线性检波情况。对 GO 的研究,除文献[2]外,还有文献[5-6,14-17,21,24,26,33]。对 SO 进行研究的文献有[3,5,14,17,21,24]。

为了提高 CA-CFAR 检测器在多目标环境和杂波边缘中的性能,WCA-CFAR 对两个子滑窗的局部估计进行加权获得对杂波的全局估计。GO-CFAR 和 SO-CFAR 可以看作 WCA-CFAR 加权系数取特定值时的特例。为了提高利用参考滑窗内样本对杂波估计的有效性,文献[34-35]提出了对参考滑窗内样本进行准最佳加权的方法(QBW-CFAR)。为减少 QBW-CFAR 的样本排序时间并改善在杂波边缘的性能,基于子滑窗技术又提出了准最佳加权有序统计最大选择(QBWGO-CFAR)算法^[36]和修正的准最佳加权(MQBW-CFAR)算法^[37]。文献[38-39]又进一步提出了最佳线性无偏最大选择(BLUGO-CFAR)算法和修正的最佳线性无偏(IBLU-CFAR)算法,并进行了性能分析和比较。文献[40]提出先

对参考滑窗样本进行拟合优度检验,若确认是 IID 的,则直接采用 CA-CFAR 进行检测,否则采用距离非均匀检测算法剔除非均匀样本,获取剩余的均匀样本,进而采用 CA-CFAR 进行检测。文献[41]提出了基于 Grubbs 准则剔除参考滑窗中的异常值,然后利用 CA-CFAR 进行检测的 CAG-CFAR 检测器。这些检测器的特点是都在参考滑窗中进行了某种方式的参考单元筛选,因此都应属于本书第 6 章所讨论的自适应 CFAR 检测的范畴。

在 CFAR 问题的研究中,通常假设接收的参考样本是统计独立和同分布的。然而,在实际雷达应用环境中,由于干扰目标回波或者杂波边缘的存在,不是所有样本都是同分布的。在非均匀背景环境中,CA-CFAR 检测器可能既得不到设计的虚警概率,也得不到高的检测概率。为缓解各参考样本不是同分布而导致的性能下降问题,前面章节中讨论了大量的检测器方案。不过在这些检测器中,几乎所有检测器都是假设杂波样本是统计独立的。在许多实际情况中,如气象杂波和金属箔片,杂波样本可能不是统计独立的,而是部分相关的。这时,再利用原来的假设已不能正确分析检测器的性能。因此,需要对参考单元样本相关条件下的 CFAR 检测进行研究。

Himonas 和 Barkat 还在文献[42]中研究了杂波的空间相关性对 CA-CFAR 检测器的虚警概率和检测概率的影响。他们假设杂波样本是瑞利分布且部分相关的,而热噪声样本是瑞利分布但不相关的,并假设杂波功率比热噪声功率高得多。为了研究杂波的空间相关性的影响,假设所有距离分辨单元的平均杂波功率是相同的。对于这种环境,他们得到了 CA-CFAR 检测器的实际虚警概率的准确表达式,它是杂波协方差矩阵的一个函数,也就是 CA-CFAR 检测器的 CFAR 参数 T 依赖于可能随时间变化的杂波协方差矩阵。同时,他们提出了一个可以估计杂波协方差矩阵的广义 CA-CFAR 检测器 GCA,阈值标称化因子可利用杂波协方差矩阵估计来计算。他们用计算机仿真方法分析了 GCA-CFAR 检测器的性能,结果表明它能保持与杂波样本相关性无关的虚警率。当杂波回波是部分相关时,GCA-CFAR 检测器获得了优于传统 CA-CFAR 检测器的检测性能,它是一种推广了的 CA-CFAR 检测器。该检测器适用于杂波回波的相关程度未知的情况。GCA-CFAR 检测器不仅能适应于杂波功率的变化,也能适应于杂波的相关程度的变化。文献[43]研究了相关噪声对 CA-CFAR 检测器虚警概率的影响,对比分析了各噪声样本(参考单元样本)统计独立与部分相关两种情况下的检测性能,结果表明,两者检测性能非常接近,这意味着各噪声样本统计独立的假设在工程实践中是合理且可行的。文献[44]研究表明,距离维和多普勒维加窗处理会在参考距离单元样本中引入相关性,从而导致基于参考距离单元样本 IID 假设的 CA-CFAR 检测器的虚警概率出现较大误差。Armstrong 和 Griffiths^[45],以及 Watts^[46]等研究了 CA、CAGO 和 OS 等 CFAR 检测器在空间相关 K 分布杂波中的检测性能,给出了杂波尖峰导致的检测损失及 CFAR 处理带来的附加损失,分析了杂波形状参数的估计对检测性能的影响,并提出了一种简便的用于分析部分相关杂波中检测性能的数值方法。关于相关杂波背景中的 CFAR 检测问题还可参考文献[47-48]。

本章研究的 CFAR 检测器适用于尺度型分布背景,即只有在指数分布等尺度型分布杂波背景下才能保持 CFAR 特性,而对于其他杂波分布背景,则不是 CFAR 的。文献[49-50]分析了 CA-CFAR 检测器在均匀 Weibull 杂波中的检测性能,其中文献[49]给出了检测概率与虚警概率的精确表达式。文献[51-54]则提出一种变换处理,将这些适用于指数分布背景的 CFAR 检测器映射为可工作于其他分布类型的检测器,这些分布类型包括 Pareto 分布、Weibull 分布等。这种变换处理方法的问题在于它依赖于杂波参数,进而导致与杂波参数有关的 CFAR 损失。

在基于神经网络的雷达目标检测技术研究中,文献[55-57]提出采用 CA-CFAR、GO-CFAR、SO-CFAR 的检测结果对神经网络进行训练,进而在保持高检测概率的同时获得较低的虚警概率。文献

[58]则以 CA、OS、GO、SO-CFAR 门限为基础,结合待检测单元数据,利用神经网络来形成新的检测门限。

参考文献

- [1] Finn H M, Johnson R S. Adaptive detection mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter-level estimates[J]. RCA Review, 1968, 29: 414-464.
- [2] Hansen V G. Constant false alarm rate processing in search radars. IEEE International Radar Conference[C]. London: IEEE Radar Present and Future, 1973: 325-332.
- [3] Trunk G V. Range resolution of targets using automatic detectors[J]. IEEE Transactions on AES, 1978, 14(5): 750-755.
- [4] Barkat M, Varshney P K. A weighted cell-averaging CFAR detector for multiple target situation[C]. Baltimore: Proceedings of the 21st Annual Conference on Information Sciences and Systems, 1987: 118-123.
- [5] Himonas S D, Barkat M, Varshney P V. CFAR detection for multiple target situations[J]. IEEE Proceedings, 1989, 136(5): 193-209.
- [6] Guan jian, Peng Yingning, He You. Proof of CFAR by the use of the invariant test[J]. IEEE Transactions on AES, 2000, 36(1): 336-339.
- [7] Rohling H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations[J]. IEEE Transactions on AES, 1983, 19(4): 608-621.
- [8] 何友, Rohling H. 有序统计恒虚警(OS-CFAR)检测器在 Weibull 干扰背景中的性能[J]. 电子学报, 1995, 23(1): 79-84.
- [9] He Y. Leistungsfähigkeit der order statistics constant false alarm rate(OS-CFAR) schaltung vor einem Weibull-Storhintergrund[J]. Ortung und Navigation, 1993: 133-155.
- [10] Hansen V G. Studies of logarithmic radar receiver using pulse-length discrimination[J]. IEEE Transactions on AES, 1965, 1(4): 246-253.
- [11] Hansen V G, Ward H R. Detection performance of the cell averaging LOG/CFAR receiver[J]. IEEE Transactions on AES, 1972, 8(5): 648-652.
- [12] Di Vito A, Moretti G. Probability of false alarm in CA-CFAR device downstream from linear-law detector[J]. Electronics Letters, 1989, 25(24): 1692-1693.
- [13] Raghavan R S. Analysis of CA-CFAR processors for linear-law detection[J]. IEEE Transactions on AES, 1992, 28(3): 661-665.
- [14] Ei-Mashade M B, Al-Hussaini E K. Performance of CFAR detectors for M-sweeps in the presence of interfering targets[J]. Signal Processing, 1994, 38(2): 211-222.
- [15] Ritcey J A, Hines J L. Performance of max-mean level detector with and without censoring[J]. IEEE Transactions on AES, 1989, 25(2): 213-223.
- [16] Ritcey J A. Detection analysis of the MX-MLD with noncoherent integration[J]. IEEE Transactions on AES, 1990, 26(3): 569-576.
- [17] Weiss M. Analysis of some modified cell-averaging CFAR processors in multiple-target situations[J]. IEEE Transactions on AES, 1982, 18(1): 102-114.
- [18] Dillard G M. Mean-level detection of nonfluctuating signals[J]. IEEE Transactions on AES, 1974, 10(6): 795-799.
- [19] Steenson B O. Detection performance of a mean-level threshold[J]. IEEE Transactions on AES, 1968, 4(3): 529-534.
- [20] Nitzberg R. Analysis of the arithmetic mean CFAR normalizer for fluctuating targets[J]. IEEE Transactions on

- AES, 1978, 14(1): 44-47.
- [21] Gandhi P P, Kassam S A. Analysis of CAFR processors in nonhomogeneous background[J]. IEEE Transactions on AES, 1988, 24(4): 427-445.
 - [22] Al-Hussaini E K. Performance of a cell averaging radar detector in the presence of interfering targets[J]. Frequenz, 1989, 43(1): 21-23.
 - [23] McLane P J, Wittke P H, Sip C K. Threshold control for automatic detection in radar systems[J]. IEEE Transactions on AES, 1982, 18(2): 242-247.
 - [24] Al-Hussaini E K, Ibrahim B M. Comparison of adaptive cell-averaging detectors for multiple-target situations[J]. IEE Proceedings, 1986, 123(3): 217-223.
 - [25] Moore J D, Lawrence N B. Comparison of two CFAR methods used with square law detection of Swerling I targets; IEEE International Radar Conference[C]. Arlington VA: IEEE International Radar Conference, 1980: 403-409.
 - [26] Wilson S L. Two CFAR algorithms for interfering targets and nonhomogeneous clutter[J]. IEEE Transactions on AES, 1993, 29(1): 57-72.
 - [27] Wang W J, Wang R Y, Jiang R K, et al. Modified reference window for two-dimensional CFAR in radar target detection[J]. IET International Radar Conference(IRC 2018), The Journal of Engineering, 2019(21): 7924-7927.
 - [28] Chen S Y, Li X J. A new CFAR algorithm based on variable window for ship target detection in SAR images[J]. Signal, Image and Video Processing, 2019(13): 779-786.
 - [29] Helstrom C W, Ritcey J A. Evaluating radar detection probability by steepest descent integration[J]. IEEE Transactions on AES, 1984, 20(3): 624-634.
 - [30] Rohling H, Schilrmam J. Zar Entdeckungsleistung storadaplivier Radarsignal-Verarbeitcmg-ssysteme(CFAR)[J]. NteArchiv, 1981:169-177.
 - [31] Al-Hussaini Emad K, Al-Hussaini Essam K. Performance of a mean level detector processing M-correlated sweeps[J]. IEEE Transactions on AES, 1981, 17(2): 329-334.
 - [32] Hou X Y, Morinaga N T. Direct evaluation of radar detection probability[J]. IEEE Transactions on AES, 1987, 23(2): 418-423.
 - [33] Pace P E, Taylor L L. False alarm analysis of the envelope detection GO-CFAR processor[J]. IEEE Transactions on AES, 1994, 30(3): 848-864.
 - [34] 孟祥伟,何友. 准最佳加权有序统计恒虚警检测器[J]. 系统工程与电子技术,1997, 19(5): 14-17.
 - [35] Meng X W, Guan J, He Y. A discussion of linear weighted order statistics CFAR algorithm[J]. Journal of System Engineering and Electronics, 2004, 15(3): 232-236.
 - [36] Meng X W, He Y. 基于准最佳加权有序统计的最大选择 CFAR 检测算法[J]. 电子学报, 1997, 25(12): 74-78.
 - [37] 孟祥伟,何友. 一种改进的准最佳加权有序统计恒虚警检测器[J]. 现代雷达,1997, 19(2): 57-62.
 - [38] 孟祥伟,关键,何友. 基于最佳线性无偏检测算法的最大选择恒虚警检测器[J]. 系统工程与电子技术, 2003, 25(5): 564-580.
 - [39] Meng X W, He Y. The best linear unbiased with greatest of selection(BLUGO) CFAR algorithm; Proceedings of IEEE Aerospace Conference[C]. Big Sky, USA: IEEE Aerospace Conference Proceedings,2004, 1980-1985.
 - [40] Zaimbashi A. An adaptive cell averaging-based CFAR detector for interfering targets and clutter-edge situations[J]. Digital Signal Processing, 2014,31: 59-68.
 - [41] Zhou W, Xie J H, Xi K, et al. Modified cell averaging CFAR detector based on Grubbs criterion in non-homogeneous background[J]. IET Radar, Sonar & Navigation, 2019, 13(1): 104-112.
 - [42] Himonas S D, Barkat M. Adaptive CFAR detection in partially correlated clutter[J]. IEE Proceedings, 1990, 137(5): 387-394.
 - [43] He M, Jia K X, Cheng T. False alarm probability of the digital channelized receiver based CA-CFAR detector[J]. WISM 2011, Part I, LNCS 6987, 2011: 86-91.

- [44] Melebari A, Alomar W, Gaffar M Y A, et al. The effect of windowing on the performance of the CA-CFAR and OS-CFAR algorithms[C]. Johannesburg: 2015 IEEE Radar Conference, 2015: 249-254.
- [45] Armstrong B C, Griffiths H D. CFAR detection of fluctuating targets in spatially correlated K-distributed clutter[J]. IEE Proceedings, 1991, 138(2): 139-152.
- [46] Watts S. Cell-averaging CFAR gain in spatially correlated K-distributed clutter[J]. IEE Proceedings, 1996, 143(5): 321-327.
- [47] 简涛, 何友, 苏峰, 等. 非高斯杂波下自适应雷达目标检测新方法[J]. 航空学报, 2010, 31(3): 579-586.
- [48] Aysin C H, Altunkan H. CA-CFAR detection in spatially correlated K-distributed sea clutter[C]. Antalya, Turkey: 2009 IEEE 17th Signal Processing and Communications Applications Conference, 2009: 840-843.
- [49] Fernando D A G, Andrea C F R, Gustavo F, et al. CA-CFAR detection performance in homogeneous Weibull clutter[J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2019: 1-5.
- [50] Mohamed B E M. Binary integration performance analysis of CA family of CFAR strategies in homogeneous Weibull clutter[J]. Radio-electronics and Communications Systems, 2020, 63(1): 24-41.
- [51] Weinberg G V. Constant false alarm rate detectors for Pareto clutter models[J]. IET Radar Sonar Navigation, 2013(7): 153-163.
- [52] Weinberg G V. General transformation approach for constant false alarm rate detector development[J]. Digital Signal Process, 2014, 30: 15-26.
- [53] Weinberg G V. The constant false alarm rate property in transformed noncoherent detection processes[J]. Digital Signal Process, 2016, 51: 1-9.
- [54] Shuji S. CFAR processing by converting Weibull to Rayleigh distributions[J]. Electronics and Communications in Japan, 2020, 103(5-6): 3-10.
- [55] Jabran A, Karl E O. A neural network target detector with partial CA-CFAR supervised training[C]. Brisbane: In Proceedings of International Conference on Radar, 2018.
- [56] Jabran A, Karl E O. GO-CFAR trained neural network target detectors[C]. Boston: IEEE Radar Conference, 2019: 1-5.
- [57] Jabran A. Training of neural network target detectors mentored by SO-CFAR[C]. Amsterdam: IEEE EUSIPCO, 2020: 1522-1526.
- [58] Budiman P A R, Dayat K. Neural network-based adaptive selection CFAR for radar target detection in various environments[J]. International Journal of Intelligent Systems Technologies and Applications, 2019, 18(4): 377-390.