

第 3 章

均值类 CFAR 检测器

3.1 引言

从本章开始将讨论在雷达目标恒虚警检测方面影响比较大,而且又比较重要的一些典型 CFAR 处理方法,给出它们的基本结构和数学模型,并在三种典型信号背景中分析它们的性能以及进行比较和评价。根据 CFAR 处理方法所基于杂波背景的分布将研究大体上分成两大部分:高斯背景中和非高斯背景中的 CFAR 处理,前者包括第 3~6 章的内容,后者包括第 7~8 章的内容。

本章讨论的是均值(mean level, ML)类 CFAR 处理方法。首先描述它们的基本数学模型,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 CA^[1]方法,后来为改善非均匀杂波背景中的检测性能,又相继出现了 GO^[2]、SO^[3]和 WCA^[4,5]等均值类的 CFAR 方法。本章将对它们进行综合的评价和比较,并给出相应的结论。

3.2 基本模型描述

假设 $v(t)$ 是单脉冲检测中在某个分辨单元中得到的一个观测, $D(v)$ 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, $D(v)$ 为杂波信号,并且是一个随机变量,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,但是瑞利分布参数常常是随时间和空间变化的。这个模型常用于描述如金属箔条,脉冲宽度大于 $0.5\mu\text{s}$ 和入射角度大于 5° 的海杂波以及在未开发地带观测到的入射角大于 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、多脉冲线性和双门限检测方案。这些检测方案也同样适用于在确知恒定的瑞利包络杂波环境中对 Swerling 起伏目标的线性和双门限检测。对于在这种杂波环境中的单脉冲检测和双门限检测的第一级检测,与前面类似,其检测阈值 S 可以由下式解得

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

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 值则由下式解得

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

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单脉冲线性检测(固定门限检测), 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 说明了 N_0 的 3dB 变化使虚警概率由 10^{-6} 变化到 10^{-3}), 因此必须修正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 技术的基本特征是提供把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} 。

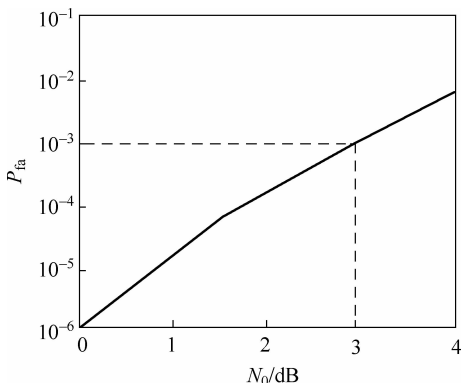


图 3.1 固定阈值检测的虚警概率

3.3 节将介绍在瑞利包络杂波环境中广泛使用的单元平均(cell averaging, CA)技术。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且同分布(independent and identically distributed, IID)的参考单元采样(见图 3.2)的均值来估计杂波功率水平, 它提供了对非起伏和 Swerling 起伏目标的最优或准最优检测。

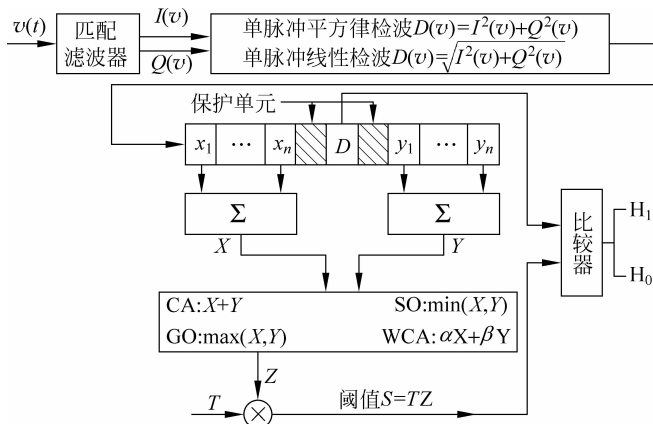


图 3.2 ML 类单脉冲 CFAR 检测器方框图

当杂波包络采样间的空间距离很近时, 采样样本间将不会独立。即使保证了采样空间距离使采样样本独立, 但是背景杂波环境的非均匀性也常使杂波采样样本的同分布条件遭到破坏, 并且这种影响的严重性随着采样空间距离的增加而加重。因此在参考单元采样的独立性和平稳性之间要有一个权衡。最优参考单元距离由有关区域中不同气象条件或干扰条件下 RCS 幅度和密度的变化确定, 所要求的参考单元采样的独立同分布条件应该贯穿于

均匀背景条件中。瑞利参数阶跃变化(即杂波边缘)的影响在 3.11 节中分析讨论。在瑞利包络杂波环境中的另一种 CFAR 检测方法是 3.6 节中描述的对数检测器。它利用检测统计量 $D(v)$ 的对数值通过高通滤波器来提供 CFAR,但这是以相对于线性和双门限检测器严重的检测损失为代价的,由高通滤波器带来的损失甚至达到了 8dB。

ML 类单脉冲 CFAR 检测器结构可以用图 3.2 描述。除了检测单元采样的表示方法外,其余按照大多数 CFAR 文献的表示方法,分别用 $x_i (i=1, \dots, n)$ 和 $y_i (i=1, \dots, n)$ 表示检测单元两侧参考单元(也称作前沿、后沿参考滑窗)采样,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

$$\begin{array}{c} H_1 \\ D > TZ \\ H_0 \end{array} \quad (3.4)$$

其中, H_1 表示有目标的假设, H_0 表示没有目标的假设, Z 是参考滑窗中的干扰功率水平估计, 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 类检测器杂波强度的两个局部估计值。

服从高斯分布的杂波回波(其包络服从瑞利分布)经平方律检波后,每个参考单元采样服从指数分布,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' 是背景杂波加热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

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

在均匀杂波背景中,参考单元采样 $x_i (i=1, \dots, n)$ 和 $y_i (i=1, \dots, n)$ 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

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

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

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

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

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

把式(3.9)代入上式得到

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

在非均匀杂波背景中,参考单元采样不再服从 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。若在参考滑窗中存在干扰目标的情况下,即多目标环境中,一些参考单元采样会出现峰值。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 个单元采样服从分布

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

其余 $2n - N_c$ 个参考单元采样服从分布

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

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

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

在 $n \leq N_c \leq 2n$ 时为

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

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 $R=2n$ 个参考单元采样的均值得到。它在参考单元采样服从指数分布的假设下是对杂波功率水平的一个最大似然估计。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

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

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 $y_i \sim G(1, \mu)$ 。由于多个统计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

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

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于 μ ,因此,CA-CFAR 是具有恒虚警特性的。

在 CFAR 处理器性能分析中,Rohling^[6]定义了一个平均判决阈值(average decision threshold, ADT),它是一个标称化的量,即

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

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 是不依赖于检测概率的。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

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

对于 CA-CFAR 检测器,有

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

故

$$ADT_{CA} = -\frac{T}{\mu} \frac{d}{du} (1 + \mu u)^{-2n} \bigg|_{u=0} = 2nT \quad (3.22)$$

对于固定门限的最优检测器,有 $ADT = E\{S_0\}/\mu$,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性能差别的一种度量。可以用它近似表示两种 CFAR 检测器在均匀背景中以 dB 为单位的信噪比差别

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

然而 ADT 只是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,而且也决定于对杂波功率水平估计的方差。为此,我们对 OS-CFAR 在韦布尔背景中的性能分析中引入了一个新的变量 SD_{ADT} ^[7,8] (standard deviation of ADT),用韦布尔分布尺度参数的标称化的 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,SO-CFAR 检测器

CA-CFAR 检测在杂波边缘中会引起虚警率的过分上升,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,

最大选择 GO(greatest of)-CFAR^[2]和最小选择 SO(smallest of)-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检测器总的杂波功率水平估计,即有

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

其中

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

它们是独立的随机变量。式(3.24)中 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

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

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

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

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。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)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

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

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由对前沿滑窗和后沿滑窗的局部估计按照杂波强度加权得到(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并使检测概率最大的条件下得到的。根据两个随机变量和的 MGF 的关系得到 Z 的 MGF 为

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

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

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

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

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

3.6 采用对数检波的 CA-CFAR 检测器

使用对数检波器的一类 CFAR 检测器通常由对数(LOG)检波器和后面的减法电路组成,以减去其输出中噪声功率水平的均值估计^[9~11]。CA-LOG/CFAR 与传统的 CA-CFAR 相似,用一组由对数检波器输出经抽头延时线的采样形成均值估计。图 3.3 是 CA-LOG/CFAR 检测器的原理方框图。

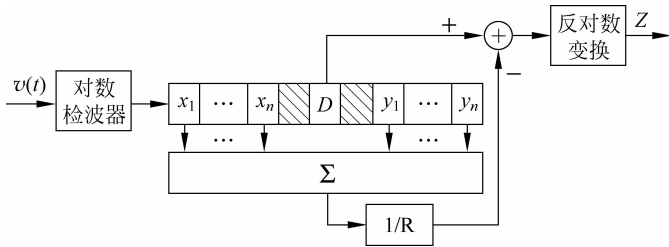


图 3.3 CA-LOG/CFAR 检测器的方框图

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波动态范围上工作;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采样数时具有较差的检测性能。

由于使用对数检波器,所以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于 Monte Carlo 模拟的方法^[12]。对于均值类的 GO、SO 和 WCA 等其他 CFAR 检测方法采用对数检波器的性能分析,还未见文献报道。由于对数检波器是雷

达在实际目标检测过程中为改善信号的动态范围而常采用的,对于这几类方法在采用对数检波器时的性能进行分析和比较是有意义的。

3.7 单脉冲线性 CA-CFAR 检测器

使用线性检波器的 CA-CFAR 检测器利用的是回波信号的幅度而不是幅度的平方(平方律检波)进行检测的。除了一些简单的情况,求取 IID 随机变量和的 PDF 的闭型解是很困难的。例如,如果杂波包络幅度是 IID 瑞利分布的,那么对于平方律检波后指数分布的参考单元采样的 PDF 闭型解是很容易得到的,然而对于线性检波器却不是这样,它给性能的评价带来了困难。但是,线性检测相对于平方律检测有一些优点,例如,易于实现以及大的动态范围等,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[13]中得到了 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,通过方程式(3.39)确定。

Raghavan^[14]用多个 χ^2 概率密度的混合近似瑞利分布获得了在瑞利杂波背景中的 P_{fa} , 以及对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 模拟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模拟分析结果,Raghavan 还认为若适当选取混合模型中的项数,该方法还适用于非瑞利情形。至于均值类的 GO、SO 和 WCA 等 CFAR 检测方法采用线性检波器时的性能分析,也未见文献报道。

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、易于实现以及良好的检测效率(性能),已成为实际雷达检测中常用的检测策略。假设 $v_i(t)$ ($i=1, \dots, N$) 是第 i 个脉冲 $s_i(t)$ ($i=1, \dots, N$) 发射后在同一分辨单元(检测单元)中的观测, $D_i(v_i)$ ($i=1, \dots, N$) 是每次扫描形成的检测统计量,进一步假设 M 是双门限检测第二阈值。在 N 个扫描脉冲中,若有 M 个脉冲检测到目标信号,则判为目标出现;否则,不存在。

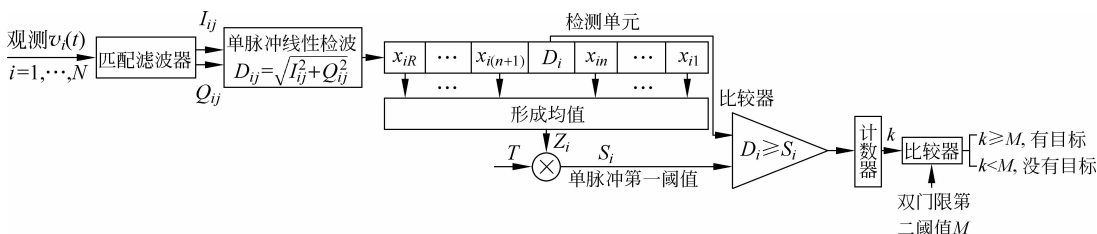


图 3.4 双门限检测的 CA-CFAR 检测器方框图

对于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, $f_{D_{0i}}(x)$ 是相应于第 i 个脉冲的随机变量 $D_{0i}(v_i)$ 的概率密度函数。 S_i 是双门限检测的第一阈值 $S_i = TZ_i$, $f_{S_i}(\cdot)$ 是随机变量 S_i 的概率密度函数。

总的虚警概率和总的检测概率是对 N 个脉冲观测结果进行积累后的概率。它们仍然可以分别利用式(2.86)和式(2.87)进行计算。

3.8.2 多脉冲线性检测 CA-CFAR 检测器

采用多脉冲线性检测的 CA-CFAR 如图 3.5 所示,其检测统计量为

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

多脉冲线性检测准则为

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

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。 $f_S(\cdot)$ 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样本服从瑞利分布,则多脉冲线性检测 CA-CFAR 的检测统计量的概率密度函数为

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

σ 是瑞利分布的参数。

在噪声中检测非起伏或 Swerling 起伏目标的多脉冲线性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。当采用平方律检波时,在多脉冲线性检测情况下,文献[15~18]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。对于线性检测,很难得到 $f_{LD_0}(\cdot)$ 和 $f_{LD_1}(\cdot)$ 以及 $f_S(t)$ 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。

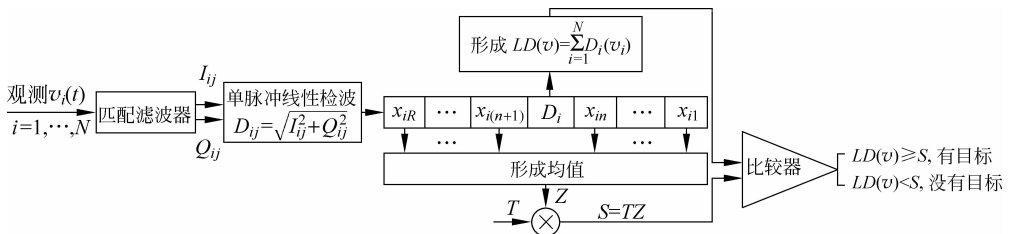


图 3.5 多脉冲检测的 CA-CFAR 检测器方框图

3.9 ML 类 CFAR 检测器在均匀杂波背景中的性能

在 3.3 和 3.4 节中,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 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。

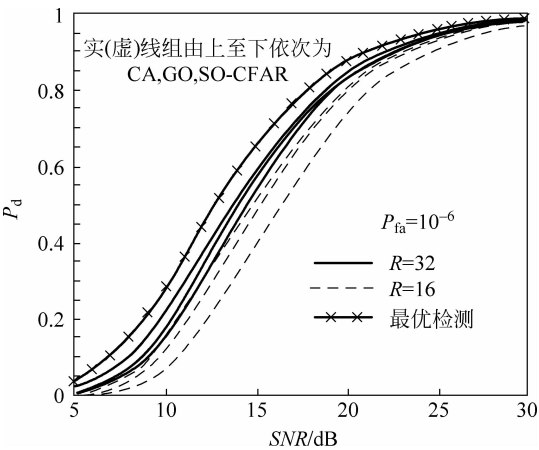


图 3.6 CA、GO 和 SO-CFAR 检测器的检测性能

当参考滑窗长度 R 增加时,CA-CFAR、GO-CFAR 和 SO-CFAR 检测器性能均向最优检测靠近。在上述假设下,CA-CFAR 采用的是对背景噪声功率水平的最大似然估计,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,典型值落在 0.1~0.3 dB 之间^[19~21]。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^[22]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干脉冲积累检测。结果发现,相对于固定阈值检测的 CFAR 损失随滑窗大小和脉冲积累个数而变化,不依赖于起伏参数。SO-CFAR 的检测性能主要依赖于 R 的大小。当 R 很小时,它的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^[23]。在 P_{fa} 较低时 SO-CFAR 的检测性能损失也很大。Weiss^[23]给出了 SO 相对于 CA 的附加检测损失,见表 3.1, R 为参考滑窗长度。

表 3.1 SO-CFAR 相对于 CA-CFAR 的附加损失(无干扰目标, $P_d=0.5$)

附加损失 P_{fa} / dB	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^[12]在小样本数时采用基于重要采样技术的仿真方法和大样本数时用二阶矩方法进行了分析。结果表明,当 $R>8$ 时,CA-LOG/CFAR 的 CFAR 损失(以 dB 为单位)比线性检波 CA-CFAR 高