

一种混合型 CFAR 处理方法

唐京海¹, 王晟达¹, 陈国华²

(1. 空军工程大学 工程学院, 陕西 西安 710038; 2. 空军第一研究所, 北京 100076)

摘要:从理论上分析 HCE(heterogeneous clutter estimate)恒虚警方法的检测概率与虚警概率。得出 HCE-CFAR 处理性能随参考滑窗中两杂波区域功率水平之比 γ 变化的曲线, 并与单元平均(CA)方法的性能进行比较。设计混合型 CFAR 处理方法, 给出其工作原理并通过分析、比较得出混合型 CFAR 具有优越的性能。

关键词:杂波边缘; 恒虚警处理; 检测性能; 虚警性能

中图分类号: TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-3516(2001)01-0062-04

finn 提出的 HCE 方法, 较好地解决了自适应于杂波边缘位置的问题, 对于非均匀杂波背景效果较好^[1]。其基本原理是, 假设在参考单元中存在两块杂波区域, 先用极大似然方法估计杂波边缘位置, 判决检测单元所处的杂波区域, 再估计杂波功率水平。若参考单元中由两块明显差异的区域组成, 极大似然方法可以准确估计杂波边缘所处位置, 得到较好的检测功能。但两区域差别不明显或为同一均匀区域时, 杂波边缘估计会产生较大偏差, 并且因减少了参与估计门限的参考单元数目, 所得性能就会下降。本文从理论上对 HCE 方法进行分析并与 CA-CFAR 处理比较, 在此基础上提出一种新的 CFAR 处理方法。

1 CA-CFAR 处理的性能

以最为常见的瑞利分布杂波作为背景杂波, 假设检测滑窗中参考单元跨越两块分别服从不同分布参数的瑞利区域, 不失一般性, 设杂波边缘位于 N 个参考单元的第 M 单元处, 检测单元处于滑窗中间位置, 如图 1 所示。定义两杂波区域功率水平之比为 $\gamma = \sigma_2^2 / \sigma_1^2$, 对斯威林 I 型起伏目标, 当滑窗中参考单元跨越两块不同瑞利杂波区域时, CA-CFAR 处理的检测概率为^[2]

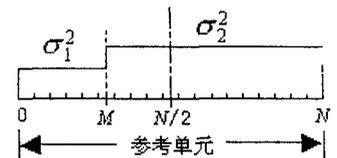


图 1 包含两块区域的参考滑窗

$$P_D = \frac{\left[\frac{\gamma}{\alpha + \gamma}\right]^M}{(1 + \alpha)^{N-M}}, \alpha = \frac{K^2}{N(1 + \bar{X})} \quad (1)$$

令 $\bar{X} = 0$, 可得虚警概率

$$P_{FA} = \frac{\left[\frac{\gamma}{\gamma + K^2/N}\right]^M}{(1 + K^2/N)^{N-M}} \quad (2)$$

2 HCE-CFAR 的性能

HCE-CFAR 处理的工作原理流程图如图 2 所示, 不妨设 $M < N/2$, 杂波边缘处于第 J 个单元假设的似然函数为

$$L(y_{1,2} \dots y_N / H_J) = \prod_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{\sigma_{i(J)}^2} \exp \left[-\frac{y_i}{\sigma_{i(J)}^2} \right] \right\} \quad (3)$$

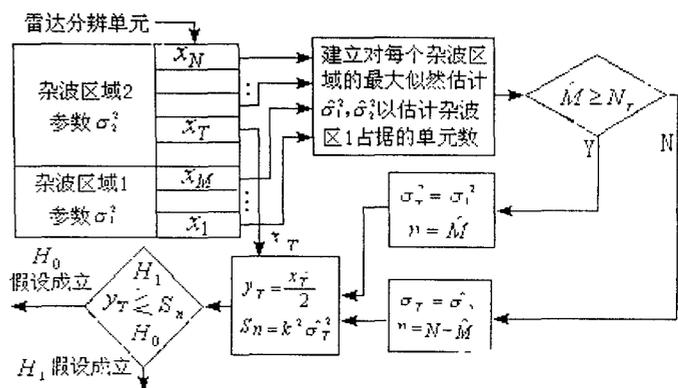


图 2 HCE-CFAR 处理方法原理框图

收稿日期: 2000-09-30

作者简介: 唐京海(1975-), 男, 湖南东安人, 硕士生, 主要从事信号与信息处理研究。

此处 H_j 表示假设杂波边缘处于第 J 单元。

分四种情况,将杂波边缘估计为任一点的检测概率与虚警概率如表 1 所示。

推导得出任意一点 J 的似然函数大于另一任意点 K 的似然函数的概率 $P\{L_j > L_k\}$ 如表 2 所示,则将杂波边缘估计为任意点 J 的概率为 $P_J = \prod_{K=1, K \neq J}^N P\{L_j > L_k\}$ (4)

表 1 任意点的检测概率与虚警概率

取值区间	$J < M$	$J = M$	$M < J < N/2$	$J > N/2$
$P_{D(j)}$	$\frac{[\gamma/\alpha + \gamma]^{M-J}}{(1+\alpha)^{N-M}}$	$\left[\frac{1+\bar{X}}{1+\bar{X}+K^2/(N-M)}\right]^{N-M}$	$\left[\frac{1+\bar{X}}{1+\bar{X}+K^2/(N-J)}\right]^{N-J}$	$\frac{[\frac{\gamma}{\alpha+\gamma}]^M}{[1+\alpha]^{J-M}}$
$P_{FA(j)}$	$\left[\frac{\gamma}{\gamma+K^2/N-J}\right]^{M-J} \frac{1}{[1+K^2/N-J]^{N-M}}$	$\left[\frac{1}{1+K^2/(N-M)}\right]^{N-M}$	$\frac{1}{[1+K^2/N-J]^{N-J}}$	$\frac{[\frac{\gamma}{\gamma+K^2/J}]^M}{[1+K^2/J]^{J-M}}$

注: $J < M$ 时 $\alpha = K^2/(N-J)(1+\bar{X})$, $J > N/2$ 时 $\alpha = K^2/J(1+\bar{X})$

表 2 第 J 点似然函数的估计概率

取值区间	$J < M$			$J > M$		
	$K < J$	$K > J \leq M$	$K > M$	$K \leq M$	$M < K < J$	$K > J$
$\gamma < 1$	$e^{-a} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{a^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-a} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{a^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-d} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{d^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$
$\gamma > 1$	$1-e^{-a} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{a^{i-1}}{(i-1)!}$	$e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$	$e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-a} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{a^{i-1}}{(i-1)!}$	$1-e^{-d} \cdot \sum_{i=1}^{J-K} \frac{d^{i-1}}{(i-1)!}$	$e^{-b} \cdot \sum_{i=1}^{K-J} \frac{b^{i-1}}{(i-1)!}$

注: $a = (J-K)\ln\gamma/(1-1/\gamma)$, $b = (J-K)\ln\gamma/(1/\gamma-1)$, $d = (J-K)\ln\gamma/(\gamma-1)$ 。

通过表 1 及式(4)可求出 HCE 法的平均检测概率

与虚警概率为 $\bar{P}_D = \sum_{J=1}^N P_{D(j)} \cdot P_J$, $\bar{P}_{FA} = \sum_{J=1}^N P_{FA(j)} \cdot P_J$

并画出它们随 γ 变化的曲线,如图 3 中虚线所示。图 3 中实线为 Monte Carlo 法模拟^[3]的结果。

3 混合型 CFAR 处理

3.1 工作原理

由图 3 可知,当 γ 从两边接近 1 时,HCE 处理方法的性能明显下降以至达不到恒虚警的效果,相比之下 CA 处理在 $\gamma=1$ 附近有较高的检测概率和满足要求的虚警概率。这是因为 γ 接近 1 时,在 HCE 方法中对杂波边缘位置估计的偏差增大,且因参与门限估计的单元数目与 CA 处理方法相比减少,造成虚警概率上升、检测概率下降。此时如换用单元平均方法处理则可弥补 HCE-CFAR 方法的不足。因此可采用一种混合型恒虚警处理,其原理方框图见图 4。

首先仍假设参考滑窗内包含两块杂波区域,同样用式(3)来定义似然函数。用最大似然方法估计两杂波区域的功率水平 $\sigma_{1(\omega)}^2 = \frac{1}{J} \sum_{i=1}^J y_i$, $\sigma_{2(\omega)}^2 =$

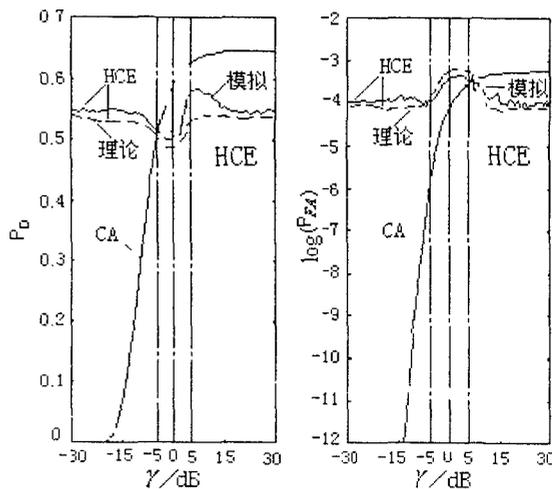


图 3 两种 CFAR 处理方法的性能比较

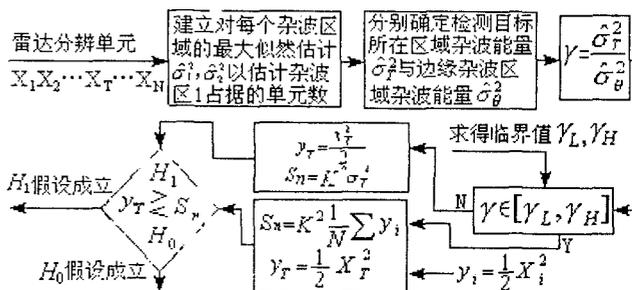


图 4 混合型 CFAR 处理方法原理方框图

$\frac{1}{N-J} \sum_{i=J+1}^N y_i$ 。然后将 $\hat{\sigma}_{1(G)}^2, \hat{\sigma}_{2(G)}^2$ 代入 $(\ln L)$, 令 $L'_J = \ln L + N = -[J \ln \hat{\sigma}_{1(G)}^2 + (N-J) \ln \hat{\sigma}_{2(G)}^2]$, 并求 $L'_G = \max\{L'_J\} (J=1, 2, \dots, N-1)$, 暂且将 G 作为杂波边缘位置两杂波功率估计为

$$\hat{\sigma}_{1(G)}^2 = \frac{1}{G} \sum_{k=1}^G y_k, \hat{\sigma}_{2(G)}^2 = \frac{1}{N-G} \sum_{i=G+1}^N y_i. \text{ 从而求得两杂波区域功率比 } \gamma = \frac{\hat{\sigma}_{2(G)}^2}{\hat{\sigma}_{1(G)}^2}.$$

临界 $[\gamma_L, \gamma_H]$ 的确定。根据每次处理滑窗长度 N 及估计值 G 分别计算 CA-CFAR、HCE-CFAR 的检测概率 $(P_{D(CA)}, P_{D(HCE)})$ 与虚警概率 $(P_{FA(CA)}, P_{FA(HCE)})$, 它们随 γ 变化。 γ 的边界用如下方法确定:

G 在检测单元左侧: $P_{D(CA)} \geq P_{D(HCE)}$ 时, γ 的取值为下界 γ_L ; $P_{FA(CA)} \geq P_{FA(HCE)}$ 时, γ 的取值为上界 γ_H

G 在检测单元右侧: $P_{D(CA)} \geq P_{D(HCE)}$ 时, γ 的取值为上界 γ_L ; $P_{FA(CA)} \geq P_{FA(HCE)}$ 时, γ 的取值为下界 γ_H

判断准则: $\begin{cases} \hat{\gamma} \in [\gamma_L, \gamma_H] & \text{则采用 CA-CFAR 处理} \\ \hat{\gamma} \notin [\gamma_L, \gamma_H] & \text{则采用 HCE-CFAR 处理} \end{cases}$

3.2 处理性能

3.2.1 恒虚警损失

当检测门限一定时, 噪声起伏将导致虚警概率增加。若要保持虚警概率不变, 则应根据对参考单元的估计适当地提高检测门限, 同时要保持原来的检测概率, 就必须相应提高输入信噪比, 该所需提高的信噪比值称为恒虚警损失^[4]。

在计算机中分别用 CA-CFAR、HCE-CFAR 及混合型 CFAR 三种方法在非均匀杂波背景中进行模拟检测。采用累积求检测概率的方法, 使信噪比不断递增, 当累积检测概率达到 0.85 则认为目标被发现。并将其恒虚警损失作归一化比较 (即设 CA-CFAR 在处理均匀背景杂波时的恒虚警损失为 0), 得到在不同虚警概率 P_{fa} 下, 恒虚警损失随参考滑窗中两块区域的杂波功率水平之比 γ 变化曲线如图 5 所示。由图可知, 恒虚警损失随虚警概率下降而增加。当 γ 小时, HCE-CFAR 处理具有较高的损失, CA-CFAR 处理损失随 γ 增大而上升。然而在整个 γ 轴上, 混合型 CFAR 都能保持相对稳定的恒虚警损失。

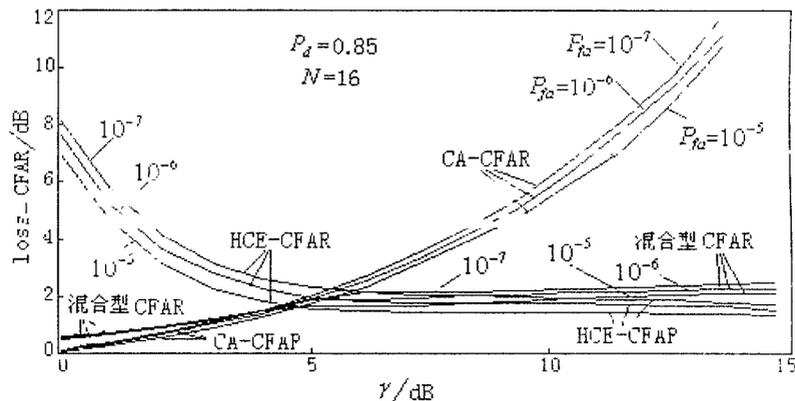


图 5 恒虚警损失曲线

3.2.2 模拟检测的性能

采用 Monte Carlo^[5]法模拟三种 CFAR 方法处理, 结果如图 6 所示。模拟中将杂波背景分为三块分别均匀的区域, 在第 (20, 40, 70, 100) 单元处设有信杂比为 20 dB 的目标信号。区域 1, 2 之间杂波功率相差较大, $\gamma = \sigma_2^2/\sigma_1^2 = 20$ dB, 而区域 2, 3 之间杂波功率差异较小, $\gamma = \sigma_3^2/\sigma_2^2 = 3$ dB。从图中可以看出, 在区域 1, 2 交界处 CA-CFAR 方法存在虚警, 而 HCE-CFAR 与混合法没有虚警; 在区域 2, 3 交界处 HCE-CFAR 存在虚警, 而 CA-CFAR 与混合法却能避免虚警; 另外 HCE-CFAR 未能检测到处于均匀杂波区的目标 4, CA-CFAR 与混合法都能检测到目标。总之混合型恒虚警处理无论在 γ 较大还是 γ 较小时都避免了虚警与漏报, 有相对较好的检测性能。

4 结论

CA-CFAR 在均匀杂波背景下具有优越的检测性能, HCE-CFAR 对存在明显差异的非均匀背景性能较

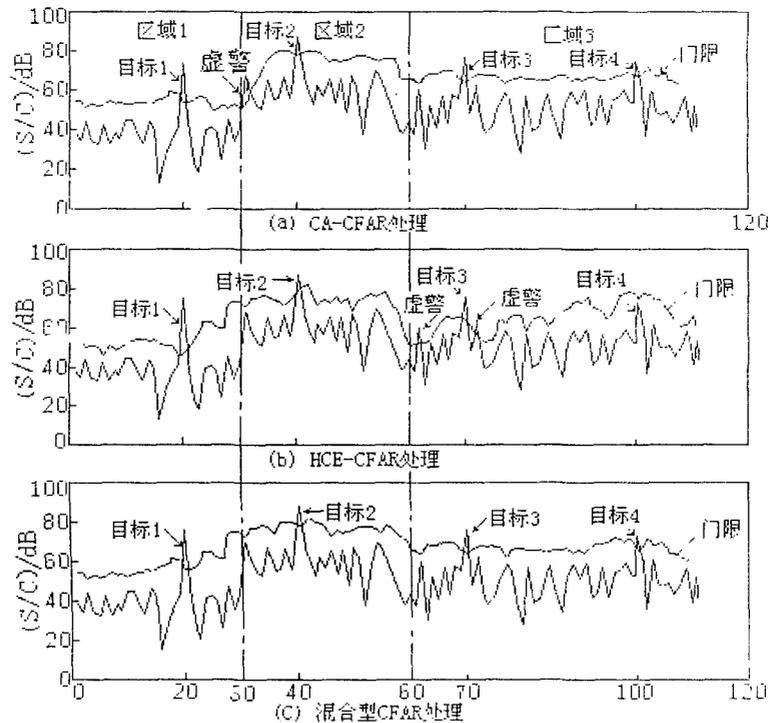


图6 Monte Carlo法模拟CFAR检测情况比较

好。而本文提出的混合型CFAR具有自适应于从均匀到非均匀杂波背景的能力,它的采用对提高雷达的综合检测性能具有较大价值。

参考文献:

- [1] 何友. 雷达自动检测与恒虚警处理[M]. 北京:清华大学出版社,1999.
- [2] Finn H M, Johson R S. Adaptive Detection Mode with Threshold Control as a Function of Spatially Sampled Clutter-level Estimates[J]. RCA Review, 1968, 29(3): 414 - 464.
- [3] Finn H M. A CFAR Design for a Window Spanning Two Clutter Fields[J]. IEEE Trans on AES, 1986, 22(2): 155 - 168.
- [4] Minkler G, Minkler J. The Principles of Automatic Radar Detection in Clutter-CFAR[M]. Baltimore, MD: Magellan Book Company, 1990.
- [5] Uner M K, Varshney P K. Distributed CFAR Detection in Homogeneous and Nonhomogeneous Backgrounds[J]. IEEE Trans on AES, 1996, 32(1): 84 - 96.

A mixed form CFAR processing

TANG Jing-hai¹, WANG Sheng-da¹, CHEN Guo-hua²

(1. The Engineering Institute AFEU., Xi'an 710038, China;

2. The First Research Institute of Air Force, Beijing 100076, China)

Abstract. We analyse the detection and false-alarm probabilities of HCE-CFAR. The processing performance curves as functions of γ (the ratio of clutter level at two fields of the sliding window) are obtained respectively. Based on the performance comparison between CA and HCE, the paper introduces a mixed form CFAR processing method and gives the process principle. Through the performance analysis and contrast, it is showed that the new method's synthetical performance is advantageous.

Key words: clutter field transition point; CFAR; detection performance; false alarm performance