

非高斯杂波下知识辅助检测器敏感性分析

邹 鲲^{*①②} 廖桂生^① 李 军^① 李 伟^② 李天星^③

^①(西安电子科技大学雷达信号处理国家重点实验室 西安 710071)

^②(空军工程大学信息与导航学院 西安 710077)

^③(国家知识产权局专利局专利审查协作中心 北京 100190)

摘 要: 先验信息的使用可以提高知识辅助检测器的探测性能,若先验信息与当前探测环境不匹配,检测器性能可能会受到影响。该文考虑一种复合高斯杂波下的知识辅助检测器,其采用逆伽马分布作为纹理分量先验分布,分析该检测器在不同杂波纹理分量模型参数条件下的检测性能。首先给出了先验模型参数失配条件下,虚警概率和 Swerling I 型目标检测概率的计算方法。然后在给定先验模型参数条件下,分析了杂波纹理分量分布参数对检测器性能的影响。理论分析表明,若杂波纹理分量分布参数位于某个区域以内时,检测器可以获得比模型匹配时更好的检测性能,计算机仿真验证了上述结论。

关键词: 雷达信号处理; 知识辅助检测器; 复合高斯; 逆伽马分布; 先验模型失配

中图分类号: TN957.51

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2014)01-0181-06

DOI: 10.3724/SP.J.1146.2013.00320

Sensitivity Analysis of Knowledge Aided Detector in Non-Gaussian Clutter

Zou Kun^{①②} Liao Gui-sheng^① Li Jun^① Li Wei^② Li Tian-xing^③

^①(National Key Laboratory of Radar Signal Processing, Xidian University, Xi'an 710071, China)

^②(School of Information and Navigation, Air Force Engineering University, Xi'an 710077, China)

^③(Patent Examination Cooperation Center of the Patent Office, Beijing 100190, China)

Abstract: Prior information can be used to improve detection performance of knowledge aided detectors, but the detection performance may be affected by the mismatches between the prior information and current clutter environment. In this paper, the knowledge aided detector in compound Gaussian clutter is considered, for the inverse Gamma distribution is used as the prior distribution of clutter texture component, and the detection performance of this detector is analyzed with different clutter texture component model parameters. First, false alarm rate and detection probability of Swerling I target are given under the condition of mismatched prior information parameters. Second, the impact on the detection performance with clutter texture distribution parameters is analyzed under the conditions of given prior information parameters. Theoretical analysis results show that when the distribution parameters of clutter texture component are located in some area, the detection performance could be better than that with the prior information matches the clutter environment. The computer simulation validates the conclusion.

Key words: Radar signal processing; Knowledge aided detector; Compound Gaussian; Inverse Gamma distribution; Mismatched prior information

1 引言

复杂电磁环境中感兴趣目标的探测是雷达的主要任务之一,而目标的探测能力与杂波统计特性密切相关。在信号检测器设计阶段,需要确定杂波统

计分布,必要时还需要对杂波统计分布参数进行估计。基于高斯分布的杂波统计模型的信号检测问题已经获得了广泛的研究。但随着雷达分辨率的提高,单个分辨单元内的独立散射点的个数减少,后向散射回波的起伏特性不满足中心极限定律,杂波的统计往往表现为非高斯性^[1]。在所有非高斯分布模型中,复合高斯分布模型获得了深入的研究^[2]。一方面是因为复合高斯分布是一种局部化高斯分布模型,是椭圆对称分布的特例^[3],在理论分析上可以借鉴基

2013-03-15 收到, 2013-07-27 改回

中国博士后科学基金(2012M521744), 国家自然科学基金(61271292)

和陕西省自然科学基金(2011JQ8040)资助课题

*通信作者: 邹鲲 wyyxzk@163.com

于高斯分布的研究成果。另一方面是因为复合高斯分布可以拟合大多数非高斯分布模型,如K分布,Weibull分布等,并在实测数据统计分析中获得了验证。

先验信息的使用是提高雷达探测能力的有效途径之一^[4]。知识辅助检测方法就是将先验信息应用于杂波协方差矩阵的估计^[5],多通道自适应参数化检测^[6],非均匀杂波环境中的目标检测^[7,8]等,并在实测数据中获得了较好的效果^[9]。知识辅助检测器设计的一种可行的方法是,用统计分布作为先验信息模型构成先验分布,采用贝叶斯方法^[10]得到似然比检验^[11-17]。本文考虑复合高斯杂波中,纹理分量满足逆伽马分布的知识辅助检测器,先验信息用纹理分量的先验分布表示。

目前针对逆伽马分布纹理的知识辅助检测器研究较多,如邹鲲等人^[11,12]讨论了点目标的知识辅助检测,并应用于实测数据取得了较好的效果,Bandiera等人^[13,14]研究了协方差矩阵估计问题和分布目标的知识辅助检测问题,尚秀芹等人^[15]研究了不同检测策略下的知识辅助检测器,Balleri等人^[16]研究了逆伽马分布纹理参数的估计问题,Sangston等人^[17]研究了检测器的动态门限的计算问题。这些研究表明,利用杂波纹理分量的先验信息,有助于提高检测器在非高斯杂波中的探测性能,但现有文献对先验信息失配条件下的检测性能研究较少,且缺少定量分析结论。

先验信息的获取一般来自对历史环境的统计分析,是雷达对探测环境的记忆。然而由于雷达系统本身的不稳定性,探测环境的空时域变化,先验信息获取过程的不确定性等因素,先验信息模型与当前探测环境之间可能不匹配。当这种失配程度较小时,检测器的性能受到的影响可忽略;但当这种失配足够大时,先验信息不能为当前探测环境提供合理的辅助信息,甚至会给出错误的信息,此时的知识辅助的检测器性能可能比不使用先验信息的检测器的性能更差。因此针对知识辅助检测器的敏感性问题的,即分析该检测器在不同的探测环境下的检测性能是有必要的。

本文第2节推导了逆伽马分布纹理的复合高斯杂波下的知识辅助检测器,第3节给出了知识辅助检测器在先验信息失配时的检测性能的计算公式,第4节分析了知识辅助检测器在先验模型失配时的敏感性,最后给出了全文的结论。

2 复合高斯杂波下的知识辅助检测器

雷达目标的检测问题属于统计假设二元检验,假定雷达阵列天线将接收到的回波信号进行下变

频、AD采样、正交解调、多脉冲累积后,可以得到空时联合域的待检测数据是 N 维矢量,即 $N=N_c N_a$,其中 N_c 是天线阵元的个数, N_a 是脉冲累积个数。 N 维复合高斯分布矢量 \mathbf{z} 可以表示为式(1)所示的两个独立分量的乘积。

$$\mathbf{z} = \sqrt{\tau} \mathbf{n} \quad (1)$$

其中 N 维矢量 \mathbf{n} 称为散斑分量,其满足零均值,正定Hermitian协方差矩阵 \mathbf{R} 的复高斯分布,即 $\mathbf{n} \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{R})$ 。本文假定 \mathbf{R} 已知或可以通过估计得到。标量 τ 为非负的随机变量,称为纹理分量,其概率密度函数为 $f_\tau(\tau)$ 。由此可以得到式(2)所示的复合高斯分布矢量 \mathbf{z} 的概率密度函数。

$$f_z(\mathbf{z}) = \pi^{-N} |\mathbf{R}|^{-1} \int_0^\infty \tau^{-N} \exp\left(-\frac{\mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{z}}{\tau}\right) f_\tau(\tau) d\tau \quad (2)$$

本文假定纹理分量满足式(3)所示的逆伽马分布:

$$f_\tau(\tau; a, b) = \frac{b^a}{\Gamma(a) \tau^{a+1}} \exp\left(-\frac{b}{\tau}\right), \quad \tau > 0 \quad (3)$$

逆伽马分布为双参数分布,包含有形状参数 a 和尺度参数 b 。将式(3)代入式(2)可以得

$$f_z(\mathbf{z}; a, b) = \frac{b^a \Gamma(N+a)}{\pi^N \|\mathbf{R}\| \Gamma(a)} (\mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{z} + b)^{-(N+a)} \quad (4)$$

可见,当纹理分量为逆伽马分布时,矢量 \mathbf{z} 满足自由度为 a 的复 t 分布^[18]。由此可以得到似然比检验^[11]:

$$\frac{q_0 + b}{q_1 + b} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T^{N+a} \quad (5)$$

其中

$$\left. \begin{aligned} q_1 &= q_0 - \frac{|\mathbf{v}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{z}|^2}{\mathbf{v}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{v}} \\ q_0 &= \mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{z} \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

式中 N 维矢量 \mathbf{v} 为目标导向矢量,并假定已知, T 为检测门限,与指定的虚警率有关。

3 先验模型失配条件下的知识辅助检测器性能分析

3.1 虚警率的计算

若定义: $\mathbf{z}_w = \mathbf{R}^{-1/2} \mathbf{z}$, $\mathbf{v}_w = \mathbf{R}^{-1/2} \mathbf{v}$,并构造酉矩阵 \mathbf{U} ,使得 $\mathbf{U} \mathbf{v}_w = \mathbf{e}_1$,其中 \mathbf{e}_1 是 N 维单位矢量,其首个元素为1,其余元素为0。再定义: $\mathbf{U} \mathbf{z}_w = \mathbf{t} = [t_1; \mathbf{t}_2]$,其中 \mathbf{t}_2 是 $N-1$ 维矢量。接收信号经过白化和旋转之后,在 H_0 假设条件下,显然有

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\mathbf{t} \mathbf{t}^H] &= \mathbb{E}[\mathbf{U} \mathbf{z}_w \mathbf{z}_w^H \mathbf{U}^H] \\ &= \mathbf{U} \mathbf{R}^{-1/2} \mathbb{E}[\mathbf{z} \mathbf{z}^H] \mathbf{R}^{-1/2} \mathbf{U}^H = \tau \mathbf{I} \end{aligned} \quad (7)$$

其中矩阵 \mathbf{I} 为 $N \times N$ 单位矩阵。由此可见, $\mathbf{t} \sim \text{CN}_N(\mathbf{0}, \tau \mathbf{I})$,因此变量 t_1 和矢量 \mathbf{t}_2 是统计独立的。那么式

(5)表示的 H_0 假设下的似然比可以表示为

$$|t_1|^2 \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \left[T^{\frac{1}{N+a}} - 1 \right] (\|t_2\|^2 + b) \triangleq T_0 \quad (8)$$

进一步定义 $w = |t_1|^2$, $v = \|t_2\|^2$, 可以得到变量 w 满足指数分布:

$$f_W(w; \tau) = \frac{1}{\tau} \exp\left(-\frac{w}{\tau}\right) \quad (9)$$

而变量 v 以 τ 为条件, 满足 $2(N-1)$ 自由度的 χ^2 分布:

$$f_V(v; \tau) = \frac{1}{\tau^{N-1} \Gamma(N-1)} v^{N-2} \exp\left(-\frac{v}{\tau}\right) \quad (10)$$

利用上述结论, 可以得到条件虚警率:

$$P_{fa}((a, b); \tau, v) = \int_{T_0}^{\infty} f_W(w; \tau) dw = \exp\left(-\frac{T_0}{\tau}\right) \quad (11)$$

其中门限 T_0 的定义见式(8), 与参数 (a, b) 有关。考虑先验模型失配时的虚警率, 即假定实际杂波纹理分布参数为 (p, q) , 利用式(3)和式(10)推导可以得到 $P_{fa}((a, b), (p, q), T)$

$$\begin{aligned} &= \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} P_{fa}((a, b); \tau, v) f_V(v; \tau) f_r(\tau; p, q) d\tau dv \\ &= T^{-\frac{N-1}{N+a}} \left[\frac{b}{q} T^{\frac{1}{N+a}} + 1 - \frac{b}{q} \right]^{-p} \end{aligned} \quad (12)$$

如果假定 $a=p$, $b=q$, 即先验模型不存在失配, 则先验模型匹配时的虚警率^[17]为

$$P_0 \triangleq P_{fa}((a, b), (p = a, q = b), T) = T^{-\frac{N+a-1}{N+a}} \quad (13)$$

在检测器设计阶段, 通常指定 P_0 , 由式(13)得到门限 T 。利用门限和虚警率的关系, 式(12)可以得到

$$P_{fa}(P_0, (a, b), (p, q)) = P_0^{\frac{N-1}{N+a-1}} \left[\frac{b}{q} \left(P_0^{-\frac{1}{N+a-1}} - 1 \right) + 1 \right]^{-p} \quad (14)$$

可见, 在先验模型失配条件下, 检测器的虚警率除了与设定的虚警率标称值 P_0 有关, 还与先验模型参数 (a, b) 和杂波场景模型参数 (p, q) 有关。

3.2 检测概率的计算

检测概率与目标类型有关, 考虑到计算复杂性, 本文选择 Swerling I 型目标计算检测概率。变量 w 的概率密度函数为

$$f_W(w; \tau; \xi) = \frac{1}{\tau + \xi} \exp\left(-\frac{w}{\tau + \xi}\right) \quad (15)$$

其中信杂比(Signal Clutter Ratio, SCR)定义为 $SCR = \xi \cdot \mathbf{v}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{v}$ 。由此可以得到条件检测概率为

$$\begin{aligned} P_d(\xi, P_0, (a, b); \tau, v) &= \int_{T_0}^{\infty} f_W(w; \tau; \xi) dw \\ &= \exp\left[-\frac{T_0}{\tau + \xi}\right] \end{aligned} \quad (16)$$

设杂波纹理分量参数为 (p, q) , 则检测概率为

$$\begin{aligned} &P_d(\xi, P_0, (a, b), (p, q)) \\ &= \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} P_d(\xi, P_0, (a, b); \tau, v) f_V(v; \tau) \\ &\quad \cdot f_r(\tau; p, q) d\tau dv \end{aligned} \quad (17)$$

利用式(10)和式(3), 经过推导可得

$$\begin{aligned} &P_d(\xi, P_0, (a, b), (p, q)) \\ &= \frac{q^p}{\Gamma(p)} \int_0^{\infty} \frac{\mu^{N-1}}{\tau^{N+p}} \exp\left[-\frac{q}{\tau} - \frac{\eta b}{\tau + \xi}\right] d\tau \end{aligned} \quad (18)$$

$$\frac{1}{\mu} = \frac{\eta}{\tau + \xi} + \frac{1}{\tau} \quad (19)$$

$$\eta = P_0^{\frac{-1}{N+a-1}} - 1 \quad (20)$$

需要指出的是, 只有采用 Swerling I 类型目标才可以获得较为简单的检测概率计算公式。利用式(18)可以得到先验模型与探测环境匹配时的检测概率为

$$\begin{aligned} Q_0 &\triangleq P_d(\xi, P_0, (a, b), (p = a, q = b)) \\ &= \frac{b^a}{\Gamma(a)} \int_0^{\infty} \frac{\mu^{N-1}}{\tau^{N+a}} \exp\left[-\frac{b}{\mu}\right] d\tau \end{aligned} \quad (21)$$

可以看出, $\xi \neq 0$ 时检测概率没有闭合形式的解, 且需要在 $(0, \infty)$ 的范围内数值积分。但由于被积函数是有限支撑的, 因而在较小区域内积分能获得较好的精度。若令 $\xi = 0$, 可以得到

$$P_d(\xi = 0, P_0, (a, b), (p, q)) = P_{fa}(P_0, (a, b), (p, q)) \quad (22)$$

4 知识辅助检测器敏感性分析

知识辅助检测器, 如式(5)所示, 检测器结构和判决门限中包含了先验信息模型参数 (a, b) 。检测器的敏感性分析则是讨论该检测器在模型参数 (p, q) 的杂波场景中探测性能。由上述分析结果可知, 不同的参数 (p, q) 会导致检测器的检测性能存在差异。利用式(14)和式(18)可以得到 (p, q) 的两个约束关系为

$$\left. \begin{aligned} P_{fa}(P_0, (a, b), (p, q)) &= P_0 \\ P_d(\xi, P_0, (a, b), (p, q)) &= Q_0 \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

若 (p, q) 满足 $P_{fa} = P_0$ 的约束关系, 检测器在该杂波场景的虚警率始终为 P_0 。同理, 若 (p, q) 满足 $P_d = Q_0$ 的约束关系, 检测器在该杂波场景中参数为 ξ 的目标检测概率始终为 Q_0 。描述一个检测器的性能包括虚警率和检测概率两个指标, 为此还需要分析 (p, q) 满足 $P_{fa} = P_0$ 约束关系时检测器的检测概率, 以及 (p, q) 满足 $P_d = Q_0$ 约束关系时检测器的虚警率。假定 $N=8$, $a=b=5$, $P_0=10^{-4}$, $\xi=12$ dB, 利用式(18)可得 $Q_0=0.4215$ 。计算机仿真结果如图1所示。图1(a)给出了 (p, q) 满足 $P_{fa} = P_0$ 的约束关系时检测器的检测概率。可以看出随着参数 q 的增大, 为了满足 $P_{fa} = P_0$ 的约束关系, 参数 p 也逐渐增大, 而检测概率逐渐

减小。当 $(p,q)=(a,b)$ 时,检测概率为 Q_0 。当 $q < b$ 时,检测概率大于 Q_0 ,当 $q > b$ 时,检测概率小于 Q_0 。图 1(b)给出了 (p,q) 满足 $P_d=Q_0$ 的约束关系时检测器的虚警率。为了便于观察,图中虚警率坐标利用 P_0 归一化。可以看出随着参数 q 的增大,为了满足 $P_d=Q_0$ 的约束关系,参数 p 也逐渐增大,而虚警率逐渐减小。当 $(p,q)=(a,b)$ 时,虚警率为 P_0 。当 $q < b$ 时,虚警率大于 P_0 ,当 $q > b$ 时,虚警率小于 P_0 。

在 (p,q) 平面上存在某个稳健检测区域,当 (p,q) 位于该区域中时,虽然存在先验模型参数的失配,但检测器探测性能优于先验模型参数匹配时的探测性能。利用计算机仿真可以证明这一结论,仿真参数同前。图 2 给出了 (p,q) 在不同区域内的检测性能。图 2(a)首先绘制了 (p,q) 内的两个约束关系,这两条曲线相交于 $(p,q)=(a,b)$ 点,并将 (p,q) 平面划分为 4 个区域。结合图的结论可知,参数 (p,q) 在约束关系 $P_{fa}=P_0$ 所确定的约束关系左上方时,检测器具有较大的检测概率,参数 (p,q) 在约束关系 $P_d=Q_0$ 所确定的约束关系左上方时,检测器具有较小的虚警率。由此可以得出图中的阴影区域为稳健检测区域。若

(p,q) 位于稳健区域内,不同 SCR 下检测器的检测概率将高于 Q_0 (图 2(b)中 $P_d - Q_0$ 值始终大于零),同时虚警率低于 P_0 (图 2(b)中 P_{fa}/P_0 小于 1)。为了验证这一结论,在由约束关系在 (p,q) 平面划分为 4 个区域内各取一组 (p,q) 值,分别标注于图 2(a)中。检测性能如图 2(b)所示,可以看出当 (p,q) 位于稳健区域内,即 A 点,检测概率始终大于 Q_0 (即 $P_d - Q_0 > 0$),且虚警率小于 P_0 (即 $P_{fa}/P_0 < 1$)。若 (p,q) 位于其它区域,检测性能均会下降。

图 3 给出了 $a=b=2$ 时的检测器敏感性的计算机仿真结果,所得到的结论与前面类似,也存在一个稳健区间,位于两个约束关系的左上方。利用逆伽马概率密度函数以及复合高斯杂波模型的特点^[11]可知,对于 (p,q) 平面左上方, q 值较小,而 p 值较大,表明杂波环境的非高斯性较弱。对于知识辅助检测器式(5)而言,当先验模型所假定的杂波场景非高斯性较强,而实际探测环境非高斯性较弱时,换句话说,即检测器所假定的探测环境比实际探测环境更“恶劣”时,检测器在当前探测环境的性能必然优于其在“恶劣”环境下的探测性能。

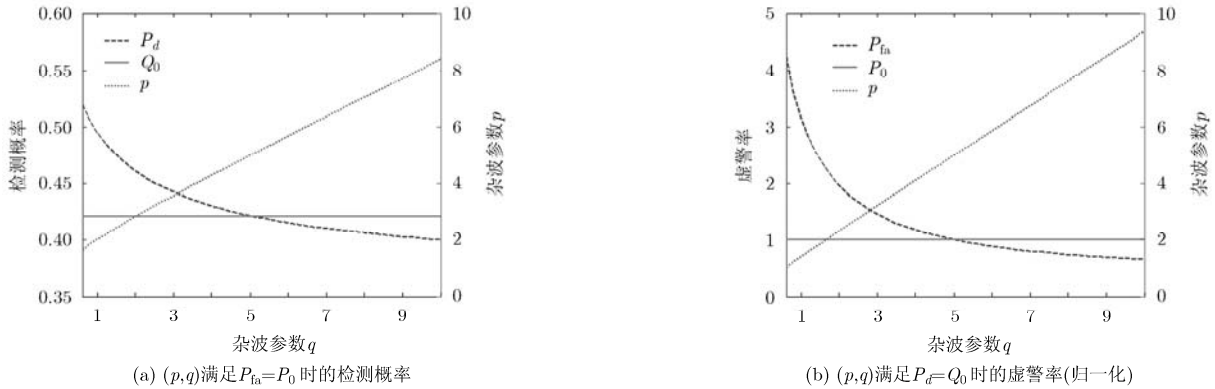


图 1 (p,q) 满足约束关系时的检测器性能

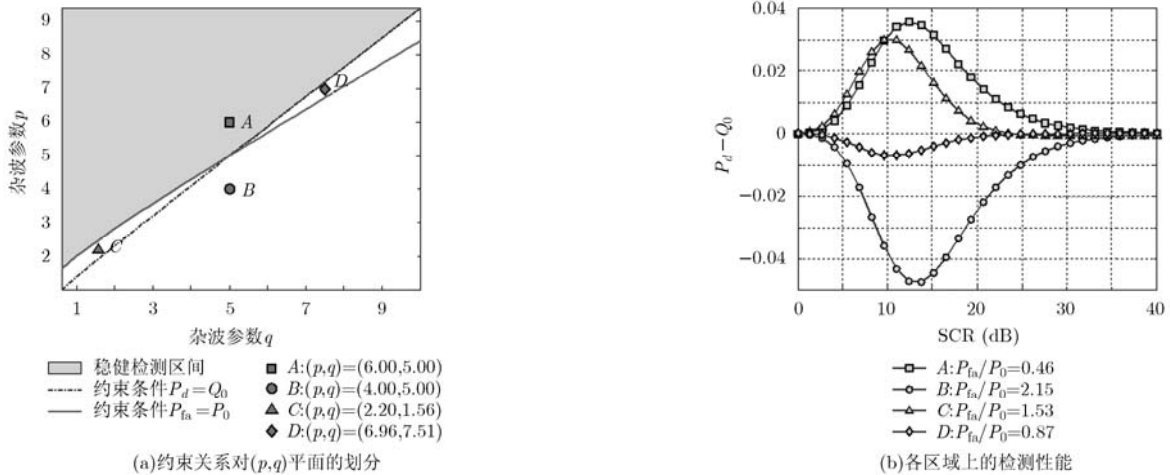


图 2 $a=b=5$ 时检测器的敏感性分析

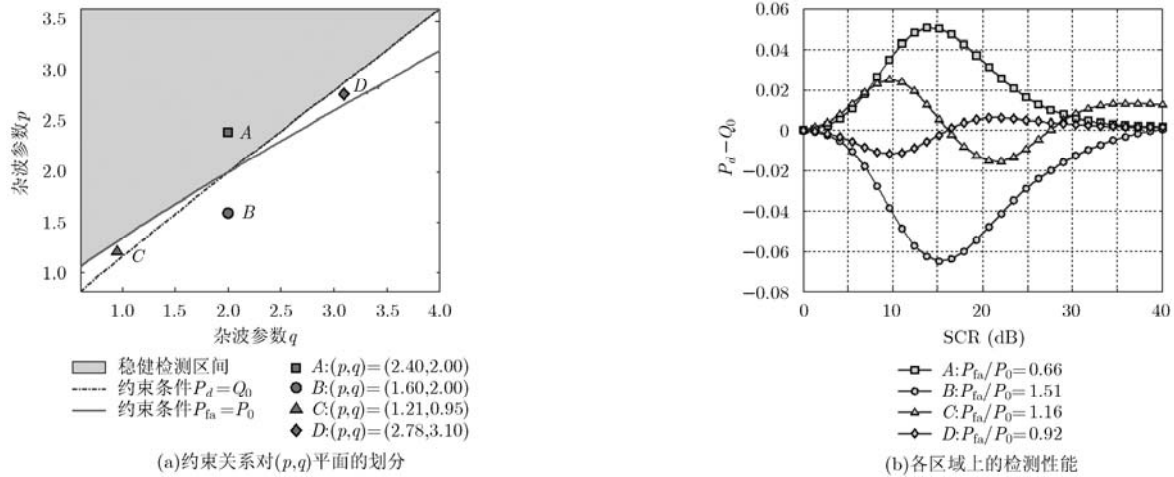


图 3 $a=b=2$ 时检测器的敏感性分析

5 结论

知识辅助检测器利用先验信息提高检测性能，然而先验信息与当前探测环境不匹配时，检测性能可能受到影响。本文考虑了基于逆伽马分布纹理分量的复合高斯杂波下的知识辅助检测器，给出了先验模型参数失配条件下的虚警概率，Swerling I 型目标的检测概率的计算公式。分析了知识辅助检测器在不同杂波场景参数下的敏感性，并获得了杂波场景参数的稳健区间；在该区间内，虽然先验模型参数与杂波场景模型参数不匹配，但检测器具有更低的虚警率和更高的检测概率。

参考文献

[1] Carretero-Moya J, Menoyo J G, and Lopze A A. Small target detection in high resolution heterogeneous sea clutter: an empirical analysis[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2011, 47(3): 1880-1888.

[2] Moya J C and Maio A D. Experimental performance analysis of distributed targets coherent radar detector[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2012, 48(3): 2216-2238.

[3] Abramovich Y I and Besson O. Regularized covariance matrix estimation in complex elliptically symmetric distributions using the expected likelihood approach[R]. University of Toulouse-ISAIE, December 2012.

[4] Gini F and Rangaswamy M. Knowledge-based Radar Detection, Tracking, and Classification[M]. USA, John Wiley & Sons Inc., 2008: 103-128.

[5] Wu Y, Tang J, and Peng Y. On the essence of knowledge aided clutter covariance estimate and its convergence[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2011, 47(1): 569-585.

[6] Wang P, Li H, and Himed B. Knowledge-aided parametric

tests for multichannel adaptive signal detection[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2011, 59(12): 5970-5982.

[7] Wang P, Sahinoglu Z, and Pun M, et al. Knowledge-aided adaptive coherence estimator in stochastic partially homogeneous environments[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2011, 18(3): 193-196.

[8] Hao C, Orlando D, and Hou C. Persymmetric Rao and Wald tests for partially homogeneous environment[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2012, 19(9): 587-590.

[9] Maio A D, Farina A, and Foglia A. Knowledge-aided Bayesian radar detectors & their application to live data[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2010, 46(1): 170-183.

[10] Bidon S, Besson O, and Tournet J Y. Knowledge-aided STAP in heterogeneous clutter using a hierarchical Bayesian algorithm[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2011, 47(3): 1863-1879.

[11] 邹鲲, 赵修斌, 田孝华, 等. 非高斯杂波中知识辅助的信号检测算法[J]. *信号处理*, 2012, 28(1): 60-66.

Zou Kun, Zhao Xiu-bin, Tian Xiao-hua, et al. Knowledge-aided signal detection algorithm in non-Gaussian clutter[J]. *Signal Processing*, 2012, 28(1): 60-66.

[12] 邹鲲, 廖桂生, 李军, 等. 基于 Bayes 框架的复合高斯杂波下稳健检测[J]. *电子与信息学报*, 2013, 35(7): 1555-1561.

Zou Kun, Liao Gui-sheng, Li Jun, et al. Robust detection in compound Gaussian clutter based on Bayes framework[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2013, 35(7): 1555-1561.

[13] Bandiera D, Besson O, and Ricci G. Knowledge-aided covariance matrix estimation and adaptive detection in compound Gaussian noise[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2010, 58(10): 5390-5396.

[14] Bandiera F, Besson O, and Ricci G. Adaptive detection of distributed targets in compound-Gaussian noise without

- secondary data: a Bayesian approach[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2011, 59(12): 5698-5708.
- [15] Shang X and Song H. Radar detection based on compound-Gaussian model with inverse gamma texture[J]. *IET Radar, Sonar & Navigation*, 2011, 5(3): 315-321.
- [16] Balleri A, Nehorai A, and Wang J. Maximum likelihood estimation for compound-Gaussian clutter with inverse gamma texture[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2007, 43(2): 775-779.
- [17] Sangston K J, Gini F, and Greco M S. Coherent radar target detection in heavy-tailed compound Gaussian clutter[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2012, 48(1): 64-77.
- [18] Ollila W, Tyler D E, Koivumen V, et al. Compound Gaussian clutter modeling with an inverse Gaussian texture distribution[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2012, 19(12): 876-879.
- 邹 鲲: 男, 1976 年生, 讲师, 从事雷达信号处理、统计信号检测及其在雷达、导航方面的应用研究。
- 廖桂生: 男, 1963 年生, 教授, 博士生导师, 研究方向为空时自适应处理、天基预警和阵列信号处理等。
- 李 军: 男, 1972 年生, 副教授, 研究方向为信号处理技术在无线通信中的应用。

《雷达学报》征稿启事

《雷达学报》由中国科学院电子学研究所和中国雷达行业协会于 2012 年创办, 定位于雷达领域高端学术期刊和学术交流平台、促进和引领雷达领域科技发展。主编为中国科学院电子学研究所现任所长吴一戎院士, 编委会的 79 位编委全部来自雷达领域著名科研机构。

《雷达学报》注重**理论性、原创性和前瞻性**, 重点报道雷达理论、雷达系统、新体制雷达、合成孔径雷达等, 可发表中文论文和英文论文, 2014 年起从季刊改为双月刊。

《雷达学报》与《电子与信息学报》、《电子科学学刊(英文版)》**联合办刊、资源共享**。2013 年 8 月被收录为中国科学引文数据库(CSCD)来源期刊。

《雷达学报》办刊理念为:**立足高端、优质服务、快速发表**。其特色服务包括:

1. 在纸质出版前完成具有同等权利的**网络优先出版**, 同时在官网、中国知网、万方数据等发布。
2. 一般情况, **2 个月**内给出录用结果, **3 个月**内完成网络出版, **5 个月**内完成纸质出版。
3. 充分尊重作者权益, 及时通报作者论文处理流程。
4. 论文多平台发布, 开放获取, 免费下载。
5. 对优秀论文加快处理速度、放宽篇幅限制、减免发表费用、大力宣传推广。

欢迎登录《雷达学报》网站 <http://radars.ie.ac.cn> “作者投/查稿”系统注册、投稿。

电话: 010-58887062 传真: 010-58887539

E-mail: radars@mail.ie.ac.cn

地址: 北京市海淀区北四环西路 19 号 邮编: 100190

