

# تخمین وفقی مرز کلاتر در کلاترهای ویبول با استفاده از پیش آشکارساز UMPI

محمد رضا تابان<sup>۱</sup>      علی قبادزاده<sup>۲</sup>      حبیب الله حاجی ملاحسینی<sup>۳</sup>

۱- دانشیار - دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر - دانشگاه یزد - یزد - ایران

[mrtaban@yazduni.ac.ir](mailto:mrtaban@yazduni.ac.ir)

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد - دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر - دانشگاه یزد - یزد - ایران

[ali.ghobadzadeh@gmail.com](mailto:ali.ghobadzadeh@gmail.com)

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد - دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر - دانشگاه یزد - یزد - ایران

[hajimolahoseini@gmail.com](mailto:hajimolahoseini@gmail.com)

**چکیده:** وجود مرز کلاتر در مجموعه نمونه‌های مرجع در آشکارسازی سیستم‌های راداری می‌تواند باعث افت عملکرد قابل توجه آشکارساز شود. لذا در صورت تخمین مرز کلاتر می‌توان آشکارسازهای CFAR موجود را بهبود داد. علاوه بر آن می‌توان در تشخیص مرز میان کلاترهایی مانند دریا، کوه، جنگل و غیره از این سیستم بهره برد. در این مقاله سعی شده توسط یک الگوریتم وفقی، مرز کلاتر مابین دو کلاتر متفاوت با توزیع ویبول با پارامترهای شکل و توان متفاوت تخمین زده شود و با دقت بالایی جداسازی کلاترها انجام گردد. در این کار از آشکارساز UMPI بعنوان یک پیش پردازشگر استفاده شده که در کلاس آشکارسازهای پایا بهینه است. در نهایت بوسیله یک الگوریتم وفقی بر روی نتایج حاصل از آشکارسازی، دسته‌بندی نمونه‌های مشاهده شده انجام گرفته و از نتایج بدست آمده تصمیم‌گیری برای تخمین مرز انجام می‌شود. برای انجام این کار به توابع چگالی احتمال نمونه‌های خروجی آشکارساز نیازمندیم که از روش "نزدیکترین همسایگی" استفاده شده است.

**کلمات کلیدی:** آشکارسازی رادار، مرز کلاتر، CFAR، UMPI.

تاریخ ارسال مقاله : ۱۳۸۷/۱۲/۱۴

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۰/۸/۹

نام نویسنده‌ی مسئول : دکتر محمد رضا تابان

نشانی نویسنده‌ی مسئول : ایران - یزد - صفاییه - بلوار دانشگاه - صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵ - دانشگاه یزد - دانشکده‌ی مهندسی برق و کامپیوتر

از آنجایی که توزیع ویبول یکی از معتبرترین و متداولترین توزیع‌ها برای کلاتر غیرگوسی است [4,5]، در این مقاله سعی شده تا روشی وفقی برای تخمین مرز کلاترهای ویبول معرفی گردد. در این روش کلیه پارامترهای کلاترها مجهول فرض می‌شوند. از آشکارساز UMPI<sup>1</sup> بعنوان پیش پردازشگر و از یک تخمین‌زن وفقی برای تعیین مرز کلاتر استفاده می‌شود.

علیرغم مزیت‌های بیان شده، تکنیک‌های آماری تشخیص مرز کلاتر در آشکارسازی، اخیراً مورد توجه محققان قرار گرفته است. پورتمتی در [6] از تخمین ML برای تشخیص مرز کلاتر گوسی در بهبود عملکرد آشکارساز CFAR استفاده کرده است. در بخش ۲ به مدلسازی مسأله پرداخته و در بخش ۳ یک آشکارساز UMPI بعنوان پیش‌پردازشگر برای تشخیص اولیه مرز کلاتر پیشنهاد می‌شود. در بخش ۴ با معرفی یک فیلتر وفقی و اعمال آن بر روی خروجی آشکارساز UMPI به تخمین صریح و دقیق‌تری از مرز می‌رسیم. در بخش ۵ با استفاده از شبیه‌سازی کامپیوتری عملکرد سیستم پیشنهادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

## ۲- مدلسازی مسأله

در این مقاله کلاتر را روی بردار مشاهدات (که همان بردار نمونه‌های مرجع در امتداد برد و دو طرف سلول تحت تست می‌باشد) ناهمگن و دارای یک مرز فرض می‌کنیم. سلول‌های مرجع در هر طرف لبه کلاتر مستقل و با توزیع یکسان<sup>۱</sup> (iid) ویبول می‌باشند. تابع چگالی احتمال ویبول را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$f_X(x) = ba^{-b} x^{b-1} e^{-\left(\frac{x}{a}\right)^b}, \quad (1)$$

که در آن  $a$  پارامتر توان و  $b$  پارامتر شکل توزیع ویبول می‌باشد. در هر طرف لبه کلاتر، پارامترهای شکل و توان ویبول یکسان ولی مجهول می‌باشند و لذا با دو کلاتر مجزا با پارامترهای شکل و توان متفاوت در یک بردار مشاهدات مواجه هستیم. اگر  $x(i)$  نمونه  $i$ ام از سلول مرجع باشد:

$$\begin{cases} x(i) = X_i & i = 1, \dots, M & \text{if } x(i) \in S_1, \\ x(j) = Y_j & j = M + 1, \dots, N & \text{if } x(j) \in S_2, \end{cases} \quad (2)$$

که در آن  $N$  تعداد سلول مرجع و  $M$  تعداد سلول مرجع قبل از مرز کلاتر بوده و  $S_1$  مجموعه سلول‌های مرجع مربوط به کلاتر نوع اول و  $S_2$  مجموعه سلول‌های مرجع مربوط به کلاتر نوع دوم و  $X_i$  ها و  $Y_j$  ها متغیرهای تصادفی مستقل ویبول دارای پارامترهای شکل و توان به ترتیب  $(a_1, b_1)$  و  $(a_2, b_2)$  می‌باشند. این چهار پارامتر به همراه  $M$  همگی مجهول فرض می‌شوند. هدف اصلی در این مقاله تخمین  $M$  می‌باشد.

موج انعکاسی که توسط رادار دیده بان پالسی دریافت می‌شود، شامل کلاتر و نویز سیستم است که در حالت وجود هدف، سیگنال هدف نیز به آن افزوده می‌گردد [1,2]. کلاتر، سیگنال ناخواسته‌ای است که در اثر انعکاس موج رادار، از منعکس کننده‌هایی مانند کوه، امواج دریا، ابر، جنگل و غیره بوجود می‌آید. به ترکیب کلاتر و نویز سیستم، تداخل می‌گویند که باعث ایجاد خطا در آشکارسازی می‌شود. اگر چه علت بوجود آمدن کلاتر همان سیگنال ارسالی است ولی به علت ماهیت تصادفی آن، مانند یک نویز رفتار می‌کند. غالباً مشخصات آماری تداخل تحت‌الشعاع مشخصات آماری کلاتر قرار می‌گیرد [2]. بنابراین برای مدلسازی تداخل باید به دنبال یک مدل مناسب برای کلاتر باشیم.

توزیع رابلی<sup>۱</sup> یکی از مهمترین و متداولترین توزیع‌هایی است که برای مدلسازی دامنه کلاتر بکار می‌رود. این مدل با توجه به بزرگ بودن سلول‌های تفکیک شده رادار و قضیه حد مرکزی قابل توجه است [3]. ولی با پیشرفت روزافزون فن‌آوری راداری و امکان ساخت رادارهایی با تفکیک دهی بالا، استفاده از تابع چگالی احتمال رابلی چندان دقیق نخواهد بود. از این رو توابع چگالی احتمال دیگری مانند ویبول<sup>۲</sup>،  $K$  و لوگ نرمال<sup>۳</sup> در مدلسازی‌ها مورد توجه قرار گرفته‌اند [4]. برای آشکارسازی اهداف رادار در بسیاری از موارد با محیط‌هایی مواجه هستیم که پارامترهای آماری آن نامعلوم یا متغیر با زمان هستند. برای تثبیت نرخ هشدار غلط<sup>۴</sup> در چنین مواردی لازم است آستانه آشکارسازی با توجه به سطح تداخل محیط تنظیم گردد. بر اساس این بحث امروزه آشکارسازهای CFAR<sup>۵</sup> از متداولترین آشکارسازهای راداری هستند. در این آشکارسازها، برای تخمین آمارگان کلاتر در داخل سلول تحت آزمون که آن را CUT<sup>۶</sup> می‌نامند، از اطلاعات سلول‌های اطراف CUT که به آنها سلول‌های مرجع<sup>۷</sup> می‌گویند، استفاده می‌شود. در آشکارساز CA-CFAR<sup>۸</sup> با متوسط‌گیری از مجذور دامنه سلول‌های مرجع، سطح آستانه آشکارسازی معین می‌شود. عملکرد این آشکارساز در محیط‌های همگن بسیار مطلوب بوده [3,4]، ولی در عمل، مسائلی چون اثر لبه کلاتر که همگنی محیط را به هم می‌زند باعث کاهش عملکرد این آشکارساز می‌گردند. از این رو لازم است تا تمهیداتی برای مقابله با اثر لبه کلاتر در آشکارسازهای CFAR انجام گیرد. از این رو اگر بتوان مرز کلاتر را با دقت خوبی تخمین زد، می‌توان عملکرد آشکارساز را با توجه به موقعیت مرز بهبود داد.

استفاده از تکنیک تشخیص مرز کلاتر، تنها به بهبود دادن کیفیت آشکارسازی اهداف متحرک نقطه‌ای محدود نمی‌شود. از این روش می‌توان برای تشخیص مرز اهداف گسترده طبیعی مانند کوه، جزیره، پوشش‌های گیاهی و غیره که دارای ماهیت کلاتر هستند استفاده نمود.

### ۳- استخراج آشکارساز UMPI برای بردار ویبول

#### با پارامتر مجهول

از آشکارساز UMPI بعنوان پیش‌پردازشگر بر روی سلولهای مرجع استفاده می‌کنیم. این آشکارساز یک پیش‌پردازش آماری در جهت برد و بر روی سلولهای مرجع انجام داده و با انجام آشکارسازی روی هر دو سلول مجاور، بسته به اینکه این دو سلول متعلق به ناحیه  $S_1$  یا  $S_2$  باشند، یک صفر یا یک به آن محل اختصاص می‌دهد. برای هر دو سلول مجاور بر روی سلولهای مرجع، یک آزمون دو فرضیه‌ای به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$\begin{cases} H_0 : x(2i-1), x(2i) \in S_1 \\ H_1 : x(2i-1), x(2i) \in S_2 \end{cases} \quad 1 \leq i \leq \left\lfloor \frac{N}{2} \right\rfloor \quad (3)$$

که در آن  $H_0$  فرضیه قرار گرفتن دو سلول مجاور مرجع  $i$ ام در ناحیه  $S_1$  و  $H_1$  فرضیه قرار گرفتن این دو سلول در ناحیه  $S_2$  بوده، در عبارت فوق [۱] عملگر جزء صحیح است. در آزمون فرضیه (۳) فرض بر این است که کلاتر برای هر دو نمونه کنار هم یکسان است. در واقع فرض شده مرز کلاتر بعد از تعداد زوجی از سلول ها رخ دهد. مشخص است در صورتی که چنین فرضی صادق نباشد الگوریتم به میزان یک سلول، دارای خطای ذاتی است.

لذا تعداد کل آزمونهای فرضیه  $[N/2]$  بوده و در هر آزمون طول بردار مشاهدات دو و  $x(2i-1)$  و  $x(2i)$  دارای توزیع ویبول هستند. در ادامه اقدام به تحقق یک آشکارساز اولیه برای آزمون فرضیه دلخواه  $i$ ام می‌کنیم. اگر چه از لحاظ کلی به  $[N/2]$  آشکارساز نیاز داریم ولی نتیجه بدست آمده نشان می‌دهد، قاعده تصمیم‌گیری تک تک آشکارسازها یکسان است.

برای تحقق آشکارساز  $i$ ام، ابتدا باید گروه  $11$  یا گروه‌هایی که مسأله آزمون فرضیه (۳) نسبت به آن پایا  $11$  می‌باشد را یافت [7]. برای این مسأله، گروه تبدیل به فرم زیر است:

$$G(\underline{X}) = \{g(\underline{X}) : g(x(k)) = x^c(k), k = 2i-1, 2i; c > 0\}, \quad (4)$$

که در آن  $\underline{X} = [x(2i-1), x(2i)]^T$  بوده، تابع  $g(\underline{X})$  برداری به صورت  $g(\underline{X}) = [g(x(2i-1)), g(x(2i))]^T$  و  $c$  یک عدد حقیقی دلخواه نامنفی می‌باشد. می‌توان دید که برای این مسأله شرط پایایی به صورت زیر برقرار است. یعنی اگر:

$$g_k = x^c(k), \quad (5)$$

$$f_{g_k}(y) = \frac{b}{c} a^{-b/c} y^{b/c-1} \exp\left\{-\frac{y^{b/c}}{a^{b/c}}\right\}.$$

در این صورت  $g_k$  هم دارای توزیع ویبول خواهد بود. بنابر (۵) می‌توان رابطه مربوط به تبدیل پارامتر القا  $11$ ،  $g(\underline{\theta})$ ، را به صورت زیر نوشت:

$$\underline{g}(\underline{\theta}) = \left[ \frac{b}{c}, a^c \right]^T, \quad (6)$$

که در آن  $\underline{\theta} = [b, a]^T$  بردار پارامترهای مجهول توزیع ویبول در ناحیه دو نمونه‌ای مفروض می‌باشد. برای بررسی شرط پایایی باید شرط زیر را بررسی کنیم [8,9]:

$$f_{\underline{X}}(\underline{g}(\underline{x}); \underline{g}(\underline{\theta})) \cdot \left| \frac{\partial g(\underline{x})}{\partial \underline{x}} \right| = f_{\underline{X}}(\underline{x}; \underline{\theta}), \quad (7)$$

که در آن  $f_{\underline{X}}(\underline{x}; \underline{\theta})$  تابع چگالی احتمال  $\underline{X}$  ویبول با پارامترهای  $\underline{\theta}$  می‌باشد. براحتی می‌توان دید که شرط فوق طبق نتایج بدست آمده در (۵) و (۶) برقرار بوده و لذا مسأله تحت فرضیه‌های  $H_0$  و  $H_1$  نسبت به گروه تبدیل (۴) پایا است. در ادامه می‌بایست یک تبدیل پایای ماکسیمال  $11$  برای این گروه معرفی کنیم [7]. گروه تبدیل زیر را در نظر گرفته و شرط پایایی و ماکسیمال بودن را بررسی می‌نماییم:

$$M(\underline{X}) = \frac{\ln(x(2i-1))}{\ln(x(2i))}. \quad (8)$$

بنابر دو شرط پایایی و ماکسیمالی، باید دو شرط زیر روی  $M(\underline{X})$  و  $g(\underline{X})$  برقرار باشد [7,9]:

$$M(g(\underline{X})) = M(\underline{X}), \quad (9)$$

$$M(\underline{X}^{(1)}) = M(\underline{X}^{(2)}) \Rightarrow g(\underline{X}^{(1)}) = \underline{X}^{(2)}, \quad (10)$$

که در آن  $\underline{X}^{(1)}$  و  $\underline{X}^{(2)}$  بردارهای دلخواه از فضای نمونه‌ای می‌باشند.

می‌توان به راحتی این دو شرط را بررسی نمود و دید که آماره  $15$  (۸) دارای این شروط می‌باشد. حال باید نسبت درست‌نمایی  $16$  را برای آماره  $M(\underline{X})$  تحت  $H_0$  و  $H_1$  بدست آورد. در ابتدا تابع چگالی احتمال  $\ln(x(k))$  را تحت هر کدام از فرضیه‌های  $H_0$  و  $H_1$  محاسبه می‌کنیم که در آن  $2i$ ،  $k = 2i-1$  می‌باشد. اگر:

$$\gamma_k = \ln(x(k)), \quad (12)$$

طبق قضیه ژاکوبین [10] داریم:

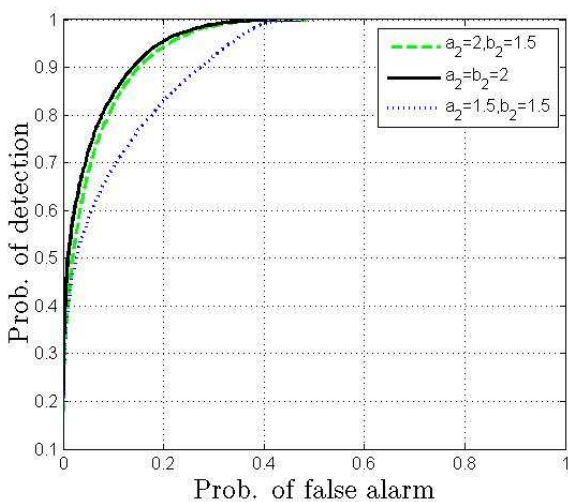
$$f_{\gamma_k}(\gamma) = \frac{f_{x_k}(e^\gamma)}{1/e^\gamma}, \quad (13)$$

و در نتیجه

گرفتن بردار  $\underline{X}$  (دو سلول مجاور  $i$ ام) در ناحیه  $S_2$  بوده در حالی که این بردار در ناحیه  $S_1$  واقع شده باشد.

توجه شود که الگوریتم تحت شرایط (۱۹) بهینه خواهد بود؛ با این حال همانگونه که بعداً نشان می‌دهیم، در حالتی که پارامتر شکل در دوطرف مرز کلاتر تقریباً برابر باشد نیز دارای عملکرد مناسب است. به دلیل مجهول بودن پارامترهای توزیع کلاتر، امکان تعیین مستقیم  $\eta$  از روی  $P_{fa}$  امکان پذیر نیست؛ لذا الگوریتم به صورت وقتی طراحی و در آن، مقدار اولیه  $\eta$  صفر انتخاب می‌شود که در طی انجام این الگوریتم به یک مقدار ثابت همگرا می‌گردد.

برای بررسی عملکرد آشکارساز UMPI نمودار احتمال آشکارسازی ( $P_d$ ) بر حسب  $P_{fa}$  (ROC) به ازای  $a_1 = b_1 = 1$  و پارامترهای ناحیه دیگر در سه حالت  $a_2 = 1.5, b_2 = 1.5$  و  $a_2 = 2, b_2 = 1.5$  و  $a_2 = b_2 = 2$  شکل (۱) رسم شده است. همانگونه که در این شکل دیده می‌شود، کیفیت پیش‌پردازشگر به اختلاف پارامتر توان در دو طرف مرز کلاتر حساس بوده ولی به اختلاف پارامتر شکل در دو طرف مرز کلاتر حساسیت چندانی ندارد.



شکل (۱): نمودار احتمال آشکارسازی در برابر احتمال هشدار غلط برای آشکارساز UMPI به ازای سه مقدار  $a_2 = b_2 = 2$  و  $a_2 = 2, b_2 = 1.5$  و  $a_2 = 1.5, b_2 = 1.5$  در برابر  $H_0$  فرضیه  $a_1 = b_1 = 1$

تا اینجا توانستیم آشکارسازی معرفی کنیم که با انتخاب هر دو نمونه متوالی از بردار مشاهدات مرجع، تصمیم‌گیری را برای دسته‌بندی آن دو نمونه بین  $S_1$  و  $S_2$  انجام دهد. حال برای پیدا کردن مرز کلاتر در طول یک بردار مشاهدات، باید آشکارسازی را روی تمام جفت نمونه‌های کنار هم انجام دهیم. به علت وجود احتمال خطا در آشکارساز نمی‌توان مرز را دقیقاً بعد از آشکارسازی اولیه تعیین کرد.

$$f_{\gamma_k}(\gamma) = ba^{-b} e^{b\gamma} \exp\left(-\frac{e^{b\gamma}}{a^b}\right). \quad (14)$$

برای محاسبه تابع چگالی احتمال  $M(\underline{X})$ ، ابتدا بردار  $\underline{m}$  را مطابق زیر تعریف می‌کنیم:

$$\underline{m} = \begin{bmatrix} \gamma_{2i-1} \\ \gamma_{2i} \end{bmatrix}^T, \quad (15)$$

که مولفه اول آن همان  $M(\underline{X})$  است و مولفه دوم آن یک پارامتر کمکی در محاسبه تابع چگالی پایای ماکسیمال است. لذا برای محاسبه تابع چگالی احتمال شرطی  $M(\underline{X})$  داریم:

$$f_M(m|H_i) = \int_0^\infty z (ba^{-b})^2 e^{b(zm+z)} \exp\left(-\left(\frac{e^{bzm}}{a^b} + \frac{e^{bz}}{a^b}\right)\right) dz, \quad (16)$$

که این انتگرال در حالت کلی دارای حل تحلیلی به فرم بسته نیست. نسبت درست‌نمایی  $M(\underline{X})$  به صورت زیر قابل نوشتن است:

$$L(M(\underline{X})) = \frac{\int_0^\infty z (b_2 a_2^{-b_2})^2 e^{b_2(zm+z)} \exp\left(-\left(\frac{e^{b_2zm}}{a_2^{b_2}} + \frac{e^{b_2z}}{a_2^{b_2}}\right)\right) dz}{\int_0^\infty z (b_1 a_1^{-b_1})^2 e^{b_1(zm+z)} \exp\left(-\left(\frac{e^{b_1zm}}{a_1^{b_1}} + \frac{e^{b_1z}}{a_1^{b_1}}\right)\right) dz}. \quad (17)$$

لذا در حالت کلی آشکارساز UMPI به صورت زیر است:

$$L(M(\underline{X})) \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \eta. \quad (18)$$

براحتی می‌توان نشان داد که  $L(M(\underline{X}))$  تحت شرایط زیر اکیدا صعودی است\*:

$$\begin{cases} b_1 < b_2, \\ a_1 \leq a_2, \end{cases} \quad (19)$$

تحت شرایط ذکر شده، آشکارساز UMPI برای این مسأله به صورت زیر قابل استخراج است:

$$M(\underline{X}) \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \eta. \quad (20)$$

و یا در حالت کلی‌تر:

$$\frac{\ln(x(2i-1))}{\ln(x(2i))} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \eta, \quad (21)$$

که در آن  $\eta$  از روی یک احتمال هشدار غلط مجازی مانند  $P_{fa}$  تعیین می‌شود، که  $P_{fa}$  در واقع احتمال تصمیم‌گیری مبنی بر قرار

\* به علت وجود تقارن در جهت انتخاب سلول‌های مرجع، اگر در رابطه (۱۹) جهت هر دو نامساوی عکس شود به نتایج مشابه خواهیم رسید.

این مسأله موجب می‌شود که روشی برای هموارسازی جواب در خروجی آشکارساز اولیه در نظر بگیریم.

#### ۴- الگوریتم وقتی جهت تشخیص مرز در خروجی آشکارساز اولیه

خروجی پیش‌پردازشگر ارائه شده در بخش قبلی بصورت یک مجموعه‌ای از صفر و یکها بوده که بصورت یک عدد، مرز کلاتر را بما نمی‌دهند ولی شکل ظاهر و چیدمان آنها خیلی بهتر و واضح‌تر از داده‌های خام می‌تواند مرز کلاتر را مشخص سازد. لذا برای تعیین مرز کلاتر بصورت دقیق (و یک عدد) پردازشگر دیگری لازم است. همانگونه که در بخش بعدی خواهیم دید، نتایج حاصل از پیش‌پردازش بفرمی هستند که با استفاده از الگوریتمهای ساده نیز می‌توانیم به یک تخمین نسبتاً مناسبی از مرز کلاتر برسیم. با این حال برای بالا بودن دقت، در تخمین مرز کلاتر از یک روش کلاسیک آماری استفاده کرده و کل الگوریتم را وقتی می‌کنیم.

هنگام انجام الگوریتم آشکارسازی با جاروب کردن بردار مشاهدات (نمونه‌های مرجع) از نمونه اول تا نمونه آخر در ناحیه شامل کلاتر اول، تجمع پذیرش آشکارساز (اعلام وضعیت  $H_1$  با خروجی یک) و در ناحیه شامل کلاتر دوم، تجمع رد آشکارساز (اعلام وضعیت  $H_0$  با خروجی صفر) دیده می‌شود. این خاصیت کلید حل مسأله است. با تخمین توابع چگالی احتمال تجمع یک‌ها و صفرهای خروجی آشکارساز، می‌توان اطلاعات نسبتاً کاملی در مورد چگونگی قرار گرفتن آنها استخراج نمود. روشی که در این مقاله برای تخمین توابع چگالی احتمال فوق‌الذکر در نظر گرفته شده، تخمین " $K_n$  نزدیکترین همسایگی"<sup>۱۸</sup> می‌باشد [11]. در این روش از هر نمونه خروجی آشکارساز (مثلاً  $d_i$ )، یک پنجره شروع شده و طول آن را آنقدر زیاد کرده تا تقریباً به اندازه جذر تعداد کل یک‌های بردار خروجی آشکارساز برسد. تابع چگالی احتمال تجمع یک‌ها در محل نمونه مورد نظر  $d_i$ ، متناسب با عکس طول پنجره مورد نظر ( $V_{d_i}$ ) است. به عبارت دیگر

$$\hat{f}(d_i) = \frac{K_n}{N_1 V_{d_i}}$$

که در آن  $K_n$  برابر با  $\sqrt{N_1}$ ،  $N_1$  تعداد

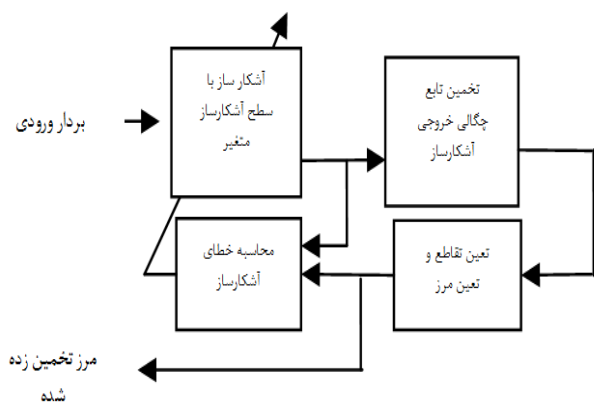
کل یک‌ها و  $\hat{f}(\cdot)$  تخمین تابع چگالی احتمال تجمع یک‌ها در بردار خروجی آشکارساز می‌باشند. برای تخمین تابع چگالی احتمال تجمع صفرها (مثلاً  $\hat{g}(\cdot)$ ) نیز به همین روش عمل می‌کنیم؛ با این تفاوت که در محاسبات، تعداد صفرهای داخل پنجره ملاک خواهند بود. در نهایت پس از تخمین این دو تابع چگالی احتمال، تقاطع آنها را محاسبه می‌کنیم و آن را به عنوان مرز کلاتر معرفی می‌نماییم.

اگر چه با انتخاب یک مقدار تقریبی کوچک برای  $\eta$  و انجام مراحل آشکارسازی و هموارسازی ذکر شده، می‌توان به یک عملکرد نسبتاً مناسب در تخمین مرز کلاتر رسید، با این حال برای بهبود هر چه بهتر عملکرد روش، می‌توان الگوریتم را به صورت وقتی پیاده‌سازی

کرد. برای این کار پس از تخمین مرز در مرحله اول (با  $\eta = 0$ )، میزان خطای آشکارساز را محاسبه کرده (محاسبه میزان خطای وجود صفر و یک در ناحیه مخالف فرض) و سطح آستانه ( $\eta$ ) آشکارسازی را در جهتی تغییر می‌دهیم تا میزان خطای آشکارساز کاهش یابد. این کار را آنقدر انجام می‌دهیم تا خطاهای آشکارسازی تقریباً ثابت بماند. شکل (۲) بلوک دیاگرام روش پیشنهادی را به صورت وقتی نشان می‌دهد. در این شکل، سیستم وقتی سازی یک الگوریتم شبه وقتی LMS<sup>۱۹</sup> را با معادله بازگشتی زیر برای همگرایی  $\eta$  به یک مقدار مناسب پیاده سازی می‌کند:

$$\eta_{k+1} = \eta_k + \mu(P_{fa,k} - P_{fa,o}),$$

که در آن  $\mu$  ضریب تنظیم سیستم، عددی مثبت و کوچکتر از واحد است [12,13].  $P_{fa,k}$  میزان احتمال هشدار غلط محاسبه شده در هر مرحله است و  $P_{fa,o}$  میزان احتمال هشدار غلط مطلوب است که برای آشکارساز در نظر می‌گیریم.



شکل (۲): بلوک دیاگرام الگوریتم پیشنهادی جهت تخمین مرز کلاتر

در پایان کل مراحل تشخیص مرز کلاتر را بصورت زیر جمع‌بندی می‌کنیم:

- شروع با انتخاب سطح آستانه  $\eta_0 = 0$ ،  $\mu \approx \frac{1}{N}$  و میزان احتمال هشدار غلط مطلوب  $P_{fa,o}$
- اعمال آشکارساز (۲۱) روی هر دو سلول مجاور از سلولهای مرجع  $X$  با سطح آستانه  $\eta_k$  و قرار دادن حاصل آن (بصورت "۰" یا "۱") در بردار  $d$ .
- با استفاده از روش ارائه شده در این بخش برای هر نمونه  $d_i$  از بردار  $d$ ، مقادیر  $\hat{f}(\cdot)$  و  $\hat{g}(\cdot)$  را محاسبه کرده و نتایج را در بردارهای  $f$  و  $g$  قرار می‌دهیم. محل نقطه تلاقی مقادیر دو بردار  $f$  و  $g$ ، محل مرز کلاتر (در مرحله  $k$ ) را نشان می‌دهد.
- با محاسبه میزان خطای وجود صفر و یک در ناحیه مخالف فرض، میزان خطای آشکارساز  $P_{fa,k}$  را محاسبه می‌کنیم.

- اگر  $P_{fa,k}$  به حد قابل قبولی از  $P_{fa,o}$  رسیده (یا تعداد تکرار  $k$  به یک حد رسیده) الگوریتم به پایان یافته و مقدار مرز کلاتر در مرحله آخر بعنوان تخمین انتخاب می‌شود. در غیر اینصورت سطح آستانه بصورت  

$$\eta_{k+1} = \eta_k + \mu(P_{fa,k} - P_{fa,o})$$
 مرحله ۲ برمی‌گردد.

بعلت اینکه فیلتر کاملاً غیر خطی و سیگنال دریافتی از نوع ویبول است امکان بررسی همگرایی فیلتر از لحاظ تئوری بسیار پیچیده است. با این حال در شبیه‌سازی‌ها دیده شد (بخش بعدی) که عموماً مقدار  $\mu$  کمتر از  $1/N$  مقدار مناسبی بوده و همگرایی فیلتر را بنوعی تضمین می‌کند. با انتخاب  $\mu$  نزدیک به این مقدار سرعت الگوریتم نیز قابل قبول خواهد بود.

## ۵- نتایج شبیه سازی

در این بخش با استفاده از شبیه سازی کامپیوتری الگوریتم پیشنهادی را مورد ارزیابی قرار می‌دهیم. بررسی‌ها در چند حالت با وضعیت مرز کلاتر مختلف انجام شده و در نهایت میزان خطای عملکرد سیستم را مورد تحلیل قرار می‌دهیم. در شکل (۳) برای یک مجموعه از سلول‌های مرجع شامل ۲۰۰ سلول، مرز کلاتر در نقطه ۸۰ قرار دارد. در دو طرف مرز، توزیع‌های کلاتر ویبول با پارامترهای شکل به ترتیب ۱ و ۲، و پارامترهای توان به ترتیب ۱ و ۳ انتخاب شده‌اند. در این شبیه سازی‌ها  $\mu = 0.01$  و  $P_{fa,o} = 0.01$  در نظر گرفته شده است. در شکل (۳-الف) نحوه عملکرد آشکارساز به خوبی دیده می‌شود. ملاحظه می‌شود توابع توزیع دوگانه پس از همگرایی سیستم، در نقطه ۴۰ کاملاً اشتراک دارند. باید به این نکته توجه داشت که بدلیل استفاده از بردارهای دوتایی در ساختار آشکارساز، تداخل دو تابع چگالی احتمال در نقطه ۴۰ به مفهوم تشخیص مرز کلاتر در محل سلول ۸۰ می‌باشد. بنابراین پس از تشخیص مرز باید مختصات نقطه بدست آمده را دو برابر نمود. در شبیه سازی بعدی، با همان مشخصه‌های شبیه سازی قبلی، مرز کلاتر را روی نمونه ۱۰ در نظر می‌گیریم. همانگونه که در شکل (۴-الف) دیده می‌شود علیرغم آنکه تعداد نمونه‌های کلاتر اولی کم هستند، ولی با توجه به وفقی بودن عملکرد آشکارساز، همگرایی به نقطه مرز کلاتر به خوبی صورت گرفته است. در این حالت نیز آشکارساز دارای عملکرد مناسبی بوده و این مسأله موجب می‌گردد تا تخمین خوبی از موقعیت یک‌ها و صفرها داشته باشیم که به تبع آن، تخمین مرز کلاتر، که در نقطه ۱۰ می‌باشد، به خوبی انجام می‌گیرد. در این حالت یعنی وقتی تعداد نمونه‌های یک کلاتر کم است، عملکرد آشکارساز UMPI اهمیت فراوانی پیدا می‌کند؛ چون در این حالت با توجه به تعداد کم نمونه‌ها، احتمال خطا در تخمین به روش " $K_n$  نزدیکترین همسایگی" زیاد می‌شود، که در این الگوریتم به دلیل وفقی بودن آشکارساز می‌توان از عملکرد کل فیلتر مطمئن بود. توجه به این نکته حایز اهمیت است که

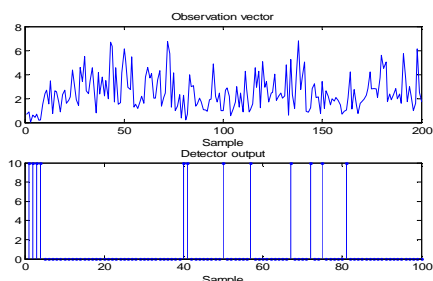
ممکن است عملکرد آشکارساز در یک کلاتر بگونه‌ای باشد که چند خطا پیاپی در یک ناحیه رخ دهد. در این حالت ممکن است علاوه بر تخمین مرز واقعی کلاترها، در طول یکی از کلاترها نیز به طور اشتباه مرز دیگری تشخیص داده شده و لذا چند مرز ارایه شود. برای جلوگیری از این پدیده، تنها آن نقاط تقاطعی از دو تابع چگالی احتمال تخمین زده شده را می‌پذیریم که هر دو تابع در آن نقاط سیر یکنوا داشته باشند. دلیل استفاده از این تکنیک در نتایج شبیه سازی‌ها به خوبی مشخص است. در شکل (۵) اثر مساوی بودن پارامتر  $b_1$  و  $b_2$  کلاتر ویبول در دو طرف مرز، مورد بررسی قرار گرفته است. ملاحظه می‌شود در این حالت نیز عملکرد آشکارساز نسبتاً مناسب بوده و با توجه به سیستم وفقی، مرز کلاتر به درستی تخمین زده شده است. در این شبیه سازی کلاتر اول با پارامتر شکل و توان ۱ در نظر گرفته شده و برای کلاتر دوم پارامتر شکل ۱ و پارامتر توان  $3/5$  فرض شده است.

در حقیقت همان گونه که شبیه سازی‌ها نشان می‌دهند، مرز اصلی در سیر یکنوا از توابع چگالی احتمال قرار دارد. دلیل این مسأله واضح بوده زیرا قبل از مرز، تراکم یک‌ها و بعد از مرز تراکم صفرها را داریم. بنابراین تخمین توابع چگالی احتمال در اطراف مرز اصلی یکنواست. نکته دیگری که در خصوص این روش اهمیت دارد این است که در این روش نیازی نیست که بدانیم کلاتر با توان بیشتر در طرف اول است یا در طرف دیگر. برای بررسی کیفیت عملکرد فیلتر، احتمال کارکرد صحیح را به صورت  $P(|\hat{M} - M| < E)$  تعریف کرده که در آن  $M$  و  $\hat{M}$  به ترتیب مرز واقعی کلاتر و تخمین آن بوده و  $E$  یک حداکثر خطای قابل قبول در تخمین می‌باشد که در این شبیه سازی آن را برابر ۴ سلول در نظر گرفته‌ایم. در شکل (۶) منحنی احتمال کارکرد صحیح فیلتر به ازای مقادیر مختلف  $a_1$  و سه مقدار  $b_1$  نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود که با افزایش پارامتر توان ویبول، احتمال کارکرد صحیح افزایش یافته است. همچنین در این شبیه سازی حالت تساوی بین  $b_1$  و  $b_2$  در دو طرف مرز کلاتر نیز لحاظ شده که نشان دهنده عملکرد قابل قبول سیستم بوده و در این حالت نیز با افزایش پارامتر توان ویبول، احتمال کارکرد صحیح افزایش یافته است. شکل (۷) نمودار تغییرات سطح آستانه  $\eta$  را بر حسب مراحل همگرایی الگوریتم به ازای دو آزمایش مطرح شده در شکل‌های ۳ و ۴ نشان می‌دهد. دیده می‌شود که در هر دو آزمایش قبل از مرحله دهم الگوریتم همگرا شده است.

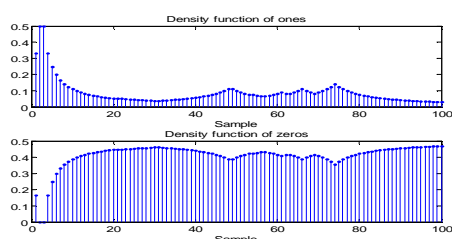
## ۶- نتیجه گیری

در این مقاله برای تخمین مرز کلاتر واقع در بردار سلول‌های مرجع در آشکارساز CFAR، الگوریتم جدیدی پیشنهاد شده است که بر مبنای یک پیش‌پردازشگر مبتنی بر آشکارساز UMPI عمل می‌کند. با فرض مجهول بودن تمامی پارامترهای کلاتر در دو طرف مرز، آشکارساز اولیه UMPI تحقق یافته، که در کلاس آشکارسازهای پایا بهینه است. همچنین این الگوریتم با توجه به وفقی بودن، توانایی تشخیص مرز در

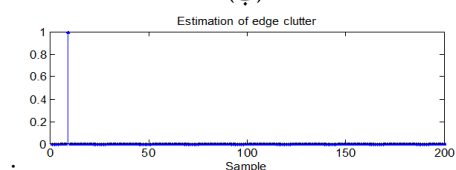
شرایط مختلف را داراست. شبیه‌سازی‌های انجام گرفته نشان دهنده دقت تخمین زن و همچنین سرعت همگرایی بالای الگوریتم بوده و در حالتی که پارامتر شکل کلاتر در دو طرف مرز، مساوی باشد هم از دقت خوب برخوردار است. از این الگوریتم علاوه بر بهبود عملکرد آشکارسازهای CFAR در مواجهه با مرز کلاتر، می‌توان در تصویربرداری راداری و تعیین مرزهای پدیده‌های جغرافیایی مانند پوشش گیاهی، ابر و غیره نیز استفاده کرد.



(الف)

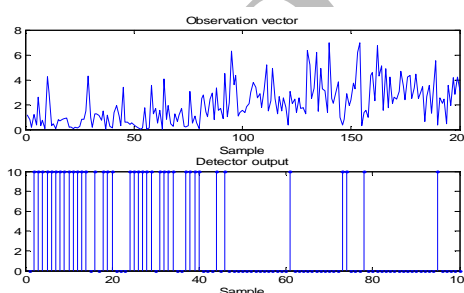


(ب)

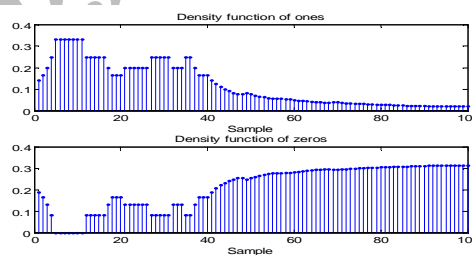


(ج)

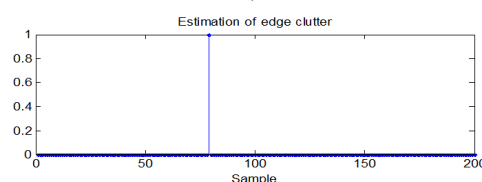
شکل (۴): (الف) بردار ورودی شامل کلاتر اول با پارامترهای شکل و توان ۱ و کلاتر دوم با پارامتر شکل ۱/۲ و توان ۵ (ب) تخمین توابع چگالی توزیع خروجی آشکارساز. (ج) تشخیص مرز دقیقاً در نقطه ۱۰



(الف)

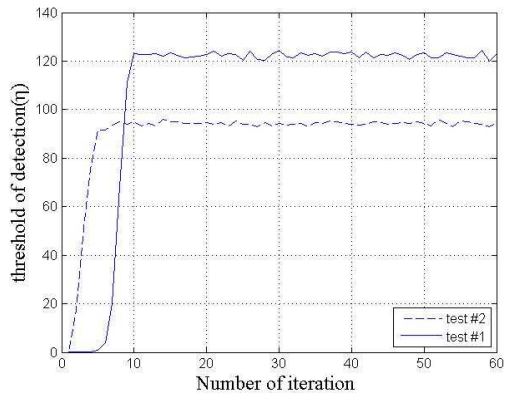


(ب)



(ج)

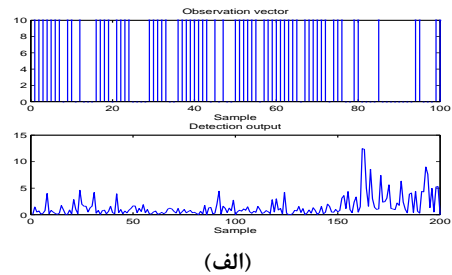
شکل (۳): (الف) بردار ورودی شامل کلاتر اول با پارامتر شکل و توان ۱ و کلاتر دوم با پارامتر شکل ۱، ۲ و پارامتر توان ۳ (ب) تخمین توابع چگالی توزیع خروجی آشکارساز. (ج) تشخیص مرز دقیقاً در نقطه ۸



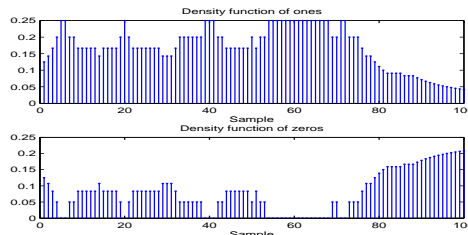
شکل (۷): نمودار تغییرات سطح آستانه با افزایش تعداد تکرار الگوریتم، برای دو آزمایش شکل های ۳ و ۴

### مراجع

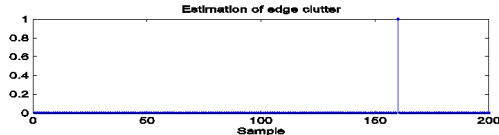
- [1] DiFranco, J. V., Rubin, W. L., Radar Detection, Artech House, 1980.
- [2] Skolnik, M., Introduction to Radar System, 3rd ed., Mc Graw Hill, 2001.
- [3] Levanon, N., Shor, M., "Order Statistics CFAR for Weibull Background," IEE, Proc. Pt.F, Vol. 137, No. 3, pp. 157-162, 1990.
- [4] Conte, E., De Maio, A., Galdi, C., "Statistical Analysis of Real Clutter at Different Range Resolution", IEEE Trans. On AES, Vol. 40, No. 3, pp. 903-918, 2004.
- [5] Keckler, A. D., Stadelman, D. L., Weiner, D. D., "Non-Gaussian clutter modeling and application to radar target detection", Proc. in IEEE Radar Conference 97, 13-15 May 1997, pp. 240-245.
- [6] A. Pourmottaghi, M. R. Taban, Y. Norouzi, M. T. Sadeghi, "A robust CFAR detection with ML estimation", IEEE proc. in Radar Conference, Location: Rome, Italy 26-30 May 2008, pp. 1 - 5, vol. 1097-5659
- [7] Lehmann, E., Testing statistical Hypotheses, 2nd ed., New York: Springer-Verlag, 1986.
- [8] Kay, S. M., Gabriel, R., "Optimal Invariant Detection of Sinusoid with Unknown Parameters," IEEE Trans. on Signal Processing, Vol. 10, No. 12., .., pp. 27-40, 2002.
- [9] Kay, S. M., Gabriel, R., "An Invariance Property of the Generalized Likelihood Ratio Test", IEEE Signal Processing Letters, Vol. 50, No. 1, pp.352-355, 2003.
- [10] Duda, R. O., Hart, P. E., Srtok, D. G., Pattern Classification, 2nd ed.. John Wiley, 2001.
- [11] Papoulis, A., Pillai, S. U., Probability, Random Variables and Stochastic Processes, 5nd ed., Mc Grow Hill, 2001.
- [12] Haykin, S., Adaptive Filter Theory, 2<sup>nd</sup> ed., Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1991.
- [13] Haykin, S., Litva, J., Shepherd, T. J., Radar Array Processing, Springer-Verlag, NewYork, 1993.



(الف)



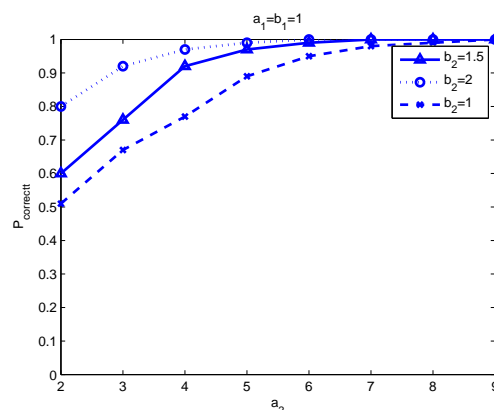
(ب)



(ج)

شکل (۵): (الف) بردار ورودی شامل کلاتر اول با پارامتر شکل و

توان ۱ و کلاتر دوم با پارامتر شکل ۱ و پارامتر توان ۳/۵ (ب) تخمین توابع چگالی توزیع خروجی آشکارساز. (ج) تشخیص مرز دقیقاً در نقطه ۱۶۰



شکل (۶): نمودار احتمال کارکرد صحیح بر حسب افزایش  $a_2$  در یک طرف برای سه حالت  $b_2=1$  و  $b_2=1.5$ ,  $b_2=2$

### زیرنویس ها

<sup>1</sup> Rayleigh



- 
- <sup>2</sup> Weibull
  - <sup>3</sup> Log-Normal
  - <sup>4</sup> False Alarm
  - <sup>5</sup> Constant False Alarm Rate
  - <sup>6</sup> Cell Under Test
  - <sup>7</sup> Reference Cell
  - <sup>8</sup> Cell-Averaging CFAR
  - <sup>9</sup> Uniformly Most Powerful Invariant
  - <sup>10</sup> independent and identically distribution
  - <sup>11</sup> Group
  - <sup>12</sup> Invariant
  - <sup>13</sup> Induced Parameter Transformations
  - <sup>14</sup> Maximal
  - <sup>15</sup> Statistic
  - <sup>16</sup> Likelihood Ratio
  - <sup>17</sup> Receiver Operating Characteristic
  - <sup>18</sup> Kn nearest neighbor
  - <sup>19</sup> Least Mean Square

re of SID