

آشکارسازی هدف متحرک در رادار مایمو با آنتن گسترده بر اساس آزمون رانو در کلاتر α -stable

محمد صادقی^{۱*}، وحید طباطبائی^۲

۱- کارشناس ارشد، ۲- استاد، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه علم و صنعت ایران

(دریافت: ۹۴/۰۷/۰۴، پذیرش: ۹۴/۱۰/۰۷)

چکیده

در این مقاله آشکارساز هدف متحرک در رادار مایمو با آنتن گسترده در حضور کلاتر α -stable پیشنهاد شده است. به دلیل پیچیدگی محاسبه تخمین پارامترهای نامعلوم در حالت وجود هدف، از آزمون رانو برای استخراج آشکارساز استفاده می‌شود. مدل α -stable یک مدل عام بوده که می‌توان با انتخاب مناسب پارامترهای آن به محیط‌های مختلفی اعمال کرد. مشکل این مدل این است که شکل بسته‌ای برای تابع چگالی احتمال آن وجود ندارد. خوشبختانه مدل‌های تقریبی وجود دارد که این توزیع را به صورت شکل بسته بیان می‌کند. در این مقاله به دلیل انطباق خوب مدل ترکیبی گوسی-کوشی با داده‌های تجربی، از این مدل برای بیان کلاتر α -stable استفاده می‌شود. در نهایت براساس نمودار احتمال آشکارسازی بر حسب نسبت سیگنال به کلاتر، عملکرد آشکارساز پیشنهادی با آشکارساز بهینه گوسی و آشکارساز MiniMax مقایسه می‌گردد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که عملکرد آشکارساز پیشنهادی، بهتر از آشکارساز بهینه گوسی و آشکارساز MiniMax است.

واژگان کلیدی

آشکارساز رادار مایمو، کلاتر غیر گوسی، آزمون رانو.

۱. مقدمه

ارسالی هر کدام از عناصر آرایه، تحت اختیار ماست. پس می‌توان با انتخاب مناسب شکل موج‌های ارسالی از دایورسیتی شکل موج بهره برد. دایورسیتی شکل موج، موجب حذف بهتر تداخل و ایجاد پرتو مناسب برای ارسال و دریافت سیگنال می‌شود [۵]. برعکس، در رادارهای مایمو با آنتن گسترده، آنتن‌ها در فواصل زیادی از هم قرار گرفته‌اند. به عبارتی آنتن‌های فرستنده و گیرنده در یک منطقه وسیع جغرافیایی پخش شده‌اند. مشاهده اهداف در جهات مختلف در رادار مایمو با آنتن گسترده موجب دایورسیتی فضایی^۴ می‌شود. دایورسیتی فضایی موجب افزایش احتمال آشکارسازی و بهبود تخمین جهت هدف می‌شود [۶]. برای آشکارسازی اهداف متحرک در رادار آرایه فازی، هدف از یک جهت مشاهده می‌شود و آن جهت ممکن است فرکانس داپلر کوچکی داشته باشد؛ اما در رادار مایمو با آنتن گسترده با مشاهده هدف از جهات مختلف می‌توان بر این مشکل غلبه کرد. در این مقاله رادارهای مایمو را از نوع آنتن گسترده و هدف را متحرک در نظر می‌گیریم.

مسأله آشکارسازی هدف در رادارهای مایمو در مقالات متعددی مورد بحث قرار گرفته است. می‌توان از دو جنبه به این

رادار چند ورودی-چند خروجی^۱ (مایمو) از تعدادی آنتن برای ارسال سیگنال و چند آنتن برای دریافت پژواک‌های بازتابی از هدف، استفاده می‌کند. این رادار عملکرد بهتری را در مقایسه با رادار آرایه فازی از خود نشان داده است. افزایش قدرت تفکیک پذیری [۱]، افزایش حساسیت به آشکارسازی اهداف متحرک [۲]، کاهش گلبرگ کناری الگوی تابشی [۳] و افزایش درجه آزادی برای شکل‌دهی پرتو در فرستنده [۴] از جمله مزایای رادارهای مایمو نسبت به رادار آرایه فازی است. به‌طور کلی رادارهای مایمو از نظر فاصله بین آنتن‌ها به دو دسته آنتن‌های هم‌مکان^۲ و آنتن‌های گسترده^۳ تقسیم می‌شوند. در رادارهای مایمو با آنتن هم‌مکان، آنتن‌ها در فواصل نزدیک به هم قرار گرفته‌اند؛ یعنی فاصله بین آن‌ها از مرتبه طول موج سیگنال حامل است. این نوع از رادارها بسیار شبیه رادارهای آرایه فازی هستند، با این تفاوت که در این رادارها سیگنال‌های

* رایانامه نویسنده پاسخگو: shojadini@irost.ir

¹ MIMO (Multi-Input Multi-Output)

² Co-located

³ Widely Separated

⁴ Spatial Diversity

توزیع به اندازه $\frac{1}{|X|^{\alpha+1}}$ کاهش یابد، مجموع متغیرهای یاد شده طبق تعمیم قضیه حد مرکزی به توزیع $\alpha - stable$ میل می‌کند و هرچه تعداد نمونه‌ها بیشتر باشد این نزدیکی بیشتر خواهد بود. در واقع قضیه حد مرکزی حالت خاصی از تعمیم قضیه حد مرکزی است. در [۱۴] نشان داده شده که با انتخاب مناسب α می‌توان محیط‌های مختلف همچون دریا، جنگل و خشکی را مدل کرد. در برخی از کاربردها، این مدل نسبت به مدل‌های مرسوم تطابق بیشتری با داده‌های تجربی دارد. در [۱۵] برای بیان کلاتر جنگل در رادار UWB و در [۱۶] برای بیان کلاتر دریا در رادار روزنه مجازی^۱ از توزیع $\alpha - stable$ استفاده شده و نشان داده شده که توزیع $\alpha - stable$ انطباق بیشتری با داده‌های تجربی نسبت به توزیع ویبول و k دارد.

با همه ویژگی‌های مطرح شده برای استفاده از این توزیع در مدل‌سازی، مشکلی نیز برای آن وجود دارد و آن این‌که شکل بسته‌ای برای تابع چگالی احتمال آن، مگر برای سه حالت گوسی، کوشی و پیرسون وجود ندارد [۱۷]. در مقالات تلاش‌هایی برای تقریب توزیع $\alpha - Stable$ به صورت یک شکل بسته صورت گرفته است. در [۱۸] با توجه به سری توزیع و تقریب توزیع در مقادیر کوچک و مقادیر بزرگ، شکل بسته‌ای ارائه شده است. در [۱۹] توزیع $\alpha - Stable$ با مجموع N توزیع گوسی تقریب زده شده است. هرچه N بزرگ‌تر باشد، این تقریب صحیح‌تر است، اما مقادیر بزرگ N پیچیدگی زیادی را ایجاد می‌کند. یکی از تقریب‌های خوبی که برای توزیع $\alpha - Stable$ به صورت شکل بسته ارائه شده، مدل ترکیبی گوسی و کوشی ارائه شده در [۱۶] است. در این مدل، توزیع به صورت ترکیب خطی از توزیع گوسی و کوشی بیان می‌شود. ما نیز در این مقاله از این مدل استفاده خواهیم کرد.

در خصوص آزمون‌ها هم، آزمون UMP^2 یک آزمون بهینه است، اما به خاطر دو طرفه بودن مسأله ما، آزمون وجود ندارد. آزمون $UMPI^3$ هم که برای مسائل دو طرفه هست، وجود ندارد [۲۰]. به همین دلیل باید سراغ آشکارسازهای با عملکرد بهتر و پیچیدگی کمتر رفت. آشکارساز GLR^4 یک پیشنهاد برای حل این مسأله است، اما به دلیل عدم وجود شکل بسته برای تخمین پارامترهای نامعلوم در حالت وجود هدف، از آن استفاده نمی‌کنیم. به همین دلیل از آزمون رانو بیان‌شده در [۲۱] استفاده می‌کنیم. در آزمون رانو نیازی به تخمین پارامترها در حالت وجود هدف نیست و به همین دلیل، گزینه مناسبی برای حل مسأله ماست.

مسأله نگاه کرد. یکی مدل کلاتر و دیگری نوع آزمون مورد استفاده برای طراحی آشکارساز است.

در هر سلول آزمون، اگر تعداد نقاط پراکنش کلاتر زیاد باشد، می‌توان بر اساس قضیه حد مرکزی توزیع کلاتر را گوسی فرض کرد [۷]. در قضیه حد مرکزی علاوه بر شرط استقلال متغیرها، دو شرط اساسی دیگر وجود دارد. شرط اول این‌که تعداد متغیرها باید به اندازه کافی باشد و شرط دوم این‌که واریانس توزیع متغیرها باید محدود باشد. حال اگر هر یک از این شرایط برقرار نباشد، دیگر قضیه حد مرکزی صادق نبوده و توزیع کلاتر غیر گوسی است.

در محیط‌هایی مانند دریا که کلاتری قوی با واریانسی نامحدود دارد، نمی‌توان از مدل گوسی برای مدل‌سازی محیط استفاده کرد [۸]. همچنین اگر یک رادار قدرت تفکیک‌پذیری بالایی داشته باشد، سلول آزمون کوچک‌شده و تعداد نقاط پراکنش در هر سلول کم شده و دیگر فرض گوسی، فرض صحیحی نیست. به همین دلیل در بسیاری از موارد، از مدل‌های غیرگوسی استفاده می‌کنیم. در مقالات توزیع‌های متنوعی برای کلاتر غیرگوسی ذکر شده است. به عنوان مثال در [۹] توزیع k در [۱۰] توزیع ویبول، در [۱۱] توزیع t و در [۱۲] توزیع پیرسون مورد بررسی قرار گرفته است. انتخاب این توزیع‌ها با توجه به محیط مورد بررسی و نوع رادار مورد استفاده، صورت می‌گیرد. علاوه بر توزیع‌های ذکر شده برای کلاتر، مدل‌هایی عامی نیز وجود دارند که مجموعه‌ای از این توزیع‌ها را در بر می‌گیرد. این مدل‌ها دارای انعطاف بیشتری بوده و می‌توان با تغییر پارامترهای آن، به محیط‌های مختلفی اعمال کرد. مدل گوسی مرکب از این‌گونه مدل‌هاست. برای مدل‌سازی کلاتر در رادارهای با قدرت تفکیک‌پذیری بالا، می‌توان از مدل گوسی مرکب استفاده کرد. کلاتر گوسی مرکب، از دو جز تشکیل شده است: speckle و texture که speckle با یک فرآیند گوسی مختلط و texture با متغیر تصادفی مثبت که نشان‌دهنده توان محلی کلاتر است، مدل می‌شود. در واقع توزیع گوسی مرکب، متشکل از ضرب یک فرآیند گوسی در جذر یک متغیر تصادفی مثبت است. بسته به کاربرد توزیع‌های مختلفی برای texture اتخاذ می‌شود. توزیع گاما و توزیع گامای معکوس از جمله این توزیع‌ها هستند که به ترتیب منجر به توزیع k و توزیع t برای کلاتر می‌شود [۱۳].

مدل $\alpha - stable$ از جمله دیگر مدل‌هایی است که می‌توان با اتخاذ مناسب پارامترهای آن، به محیط‌های متنوعی اعمال کرد. برای مدل‌سازی مواردی که توزیع کلاتر دم طویل و واریانس خیلی بزرگی دارد، می‌توان از این مدل استفاده کرد. تعمیم قضیه حد مرکزی تاییدی بر استفاده از این توزیع در مدل‌سازی‌هاست. اگر توزیعی دارای واریانسی نامحدود بوده و دم

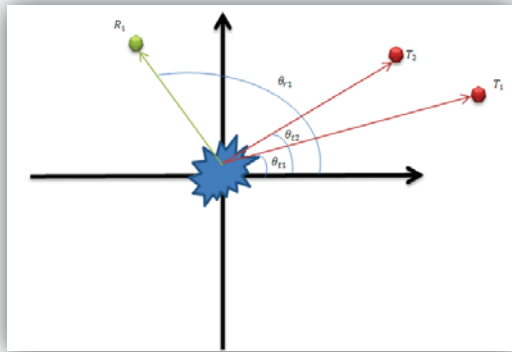
¹ Synthetic Aperture Radar (SAR)

² Uniformly Most Powerful

³ Uniformly Most Powerful Invariant

⁴ Generalized Likelihood Ratio

قرار گرفته‌اند. پیکربندی یک سامانه مایمو نوعی شامل یک هدف متحرک و دو آنتن فرستنده و یک آنتن گیرنده در شکل ۱ به نمایش در آمده است.



شکل ۱. پیکربندی یک سامانه مایمو

حال فیلتر منطبق را بر سیگنال دریافتی اعمال می‌کنیم. بعد از اعمال فیلتر منطبق k امین پالس دریافتی در n امین گیرنده مربوط به m امین فرستنده به صورت زیر قابل بیان است.

$$r_{mn,k} = \int_T z_{n,k}(t) s_m^*(t - kT_{PRI}) dt = \alpha_{mn} d_{mn,k} + c_{mn,k} \quad (۴)$$

که در آن $\alpha_{mn} = \sqrt{\frac{E}{M}} \zeta_{mn}$ و $d_{mn,k} = e^{j2\pi k T_{PRI} f_{mn}(v)}$ مدل نهایی به صورت زیر خلاصه خواهد شد.

$$\begin{cases} H_0: r_{mn,k} = c_{mn,k} \\ H_1: r_{mn,k} = \alpha_{mn} d_{mn,k}(v) + c_{mn,k} \end{cases} \quad (۵)$$

$$n = 1, \dots, N \quad m = 1, \dots, M \quad k = 0, \dots, K - 1$$

که در آن، $c_{mn,k}$ یک متغیر مختلط $\alpha - Stable$ است. مدلی که برای سطح مقطع راداری هدف در نظر گرفته می‌شود بر اساس مدل سوئرلینگ ۱ است که در آن RCS هدف در یک پویا از هدف، از پالسی به پالسی دیگر تغییر نمی‌کند. به همین دلیل آن را در یک جفت آنتن، مستقل از شماره پالس نشان داده‌ایم.

اگر x متغیر تصادفی با توزیع $\alpha - Stable$ باشد، آنگاه تابع مشخصه آن به صورت زیر است:

$$x \sim S(\alpha, \sigma, \beta, \mu) \Rightarrow \varphi(\omega) = \exp\{j\mu\omega - |\sigma\omega|^\alpha (1 - j\beta \operatorname{sign}(\omega) \psi(\omega, \alpha))\} \quad (۶)$$

که در آن،

$$\operatorname{sign}(\omega) = \begin{cases} 1 & \omega > 0 \\ 0 & \omega = 0 \\ -1 & \omega < 0 \end{cases} \quad (۷)$$

و

$$\psi(\omega, \alpha) = \begin{cases} \tan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right) & \alpha \neq 1 \\ \frac{2}{\pi} \ln|\omega| & \alpha = 1 \end{cases} \quad (۸)$$

ادامه مطالب این مقاله به شرح زیر است. در بخش دوم، مدل سیگنال و کلاتر معرفی خواهد شد. در بخش سوم آشکارساز رادار بر اساس کلاتر $\alpha - Stable$ طراحی خواهد شد. در بخش چهارم عملکرد آشکارساز پیشنهادی با آشکارساز بهینه گوسی و آشکارساز MiniMax مقایسه خواهد شد و در نهایت در بخش پنجم، نتایج حاصل جمع‌بندی می‌شود.

۲. مدل سیگنال و کلاتر

یک سامانه مایمو با M فرستنده و N گیرنده را در نظر می‌گیریم. معادل پایین گذر مجموعه سیگنال‌های ارسالی به شکل $\sqrt{\frac{E}{M}} s_m(t) \quad m = 1, \dots, M$ قابل بیان است که در آن $\int_T |s_m(t)|^2 dt = 1$ و مدت زمان یک شکل موج و E انرژی شکل موج ارسالی توسط فرستنده است. نرمالیزه کردن با M موجب می‌شود تا مجموع انرژی سیگنال ارسالی مستقل از تعداد فرستنده باشد. فرض مهمی که برای سیگنال می‌شود این است که سیگنال‌ها برهم عمود بوده و این تعامد برای تاخیرهای متفاوت نیز برقرار است؛ یعنی

$$\int_T s_m(t) s_k^*(t - \tau) dt = 1 \quad \forall k \neq m, \forall \tau \quad (۱)$$

فرض می‌شود هدف در یک صفحه دوبعدی و با سرعت $v = [v_x, v_y]$ در حال حرکت است. هر شکل موج ارسالی شامل K پالس متوالی است. فرض می‌شود که هدف در طول K پالس متوالی از سلول آزمون خارج نمی‌شود. سیگنال دریافتی در n امین گیرنده از k امین پالس ارسالی، $(k = 0, \dots, K - 1)$ به صورت زیر بیان می‌شود.

$$z_{n,k}(t) = \sqrt{\frac{E}{M}} \sum_{m=1}^M \zeta_{mn} s_m(t - kT_{PRI} - \tau_{mn}) e^{j2\pi f_{mn}(v)t} + c_{m,k}(t) \quad (۲)$$

که در آن، ζ_{mn} بیانگر ضریب مختلط بازتابی از هدف است. مقدار ζ_{mn} با مقدار RCS هدف تعیین می‌شود. T_{PRI} بازه زمانی تکرار پالس^۱، $c_{m,k}(t)$ بیانگر کلاتر و τ_{mn} زمان تاخیر بین ارسال و دریافت سیگنال از m امین فرستنده به n امین گیرنده است. $f_{mn}(v)$ بیانگر شیفت داپلر زوج آنتن (m, n) بوده و به صورت زیر بیان می‌گردد.

$$f_{m,n} = \frac{v_x}{\lambda} (\cos \theta_{tm} + \cos \theta_{rn}) + \frac{v_y}{\lambda} (\sin \theta_{tm} + \sin \theta_{rn}) \quad (۳)$$

که در آن λ بیانگر طول موج سیگنال بوده و آنتن‌های فرستنده و گیرنده به ترتیب در زوایای θ_{tm} و θ_{rn} نسبت به هدف

^۱ Radar Cross Section

^۲ PRI (Pulse Repetition Interval)

دارای واریانس بی‌نهایت بوده و حتی در مقادیر بزرگ هم دارای احتمال‌اند.

همان‌طور که گفته شد، از مدل ترکیبی گوسی و کوشی ارائه شده در [۱۶]، برای بیان توزیع $\alpha - Stable$ استفاده می‌کنیم. در این مدل توزیع به صورت ترکیب خطی از توزیع گوسی و کوشی و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$f(x) = (1 - \varepsilon) \frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{x^2}{4\sigma^2}\right) + \frac{\varepsilon\sigma}{\pi(x^2 + \sigma^2)} \quad (۹)$$

که در آن، $\varepsilon \in [0,1]$ است. در واقع این مدل، مدلی است بین توزیع کوشی و گوسی که بسته به مقدار ε به یکی از توزیع‌ها نزدیک‌تر می‌شود. بدیهی است که در حالت گوسی $\varepsilon = 0$ و در حالت کوشی $\varepsilon = 1$ است. در [۱۶]، چهار رابطه بین α و ε بیان شده که برای همگی آن‌ها شرط $\varepsilon = 0$ برای $\alpha = 2$ و $\varepsilon = 1$ برای $\alpha = 1$ صادق است. چهار رابطه بیان شده با داده‌های تجربی مقایسه گردیده است. رابطه (۱۰) بیش‌ترین انطباق را با داده‌های تجربی نسبت به سایر روابط و همچنین نسبت به سایر توزیع‌ها از جمله k و ویبول دارد [۱۶]؛ لذا ما هم در ادامه از این رابطه استفاده خواهیم کرد.

$$\varepsilon = \frac{4 - \alpha^2}{3\alpha^2} \quad (۱۰)$$

۳. استخراج آشکارساز بر اساس آزمون رانو

حال می‌خواهیم آشکارساز را بر اساس آزمون رانو به‌دست آوریم. برای این کار باید پارامترهای نامعلوم را تحت فرض H_0 تخمین بزنیم. برای این کار ابتدا سرعت هدف را دانسته فرض کرده و در آخر آن را تخمین می‌زنیم. بنابراین پارامترهای نامعلوم شامل a_{mn} و پارامترهای مربوط به c_{mn} است. پارامترهای مربوط به c_{mn} شامل α و σ^2 است. خوشبختانه روش‌هایی برای تخمین این پارامترها در مقالات ارائه شده است. برای یک متغیر مختلط $\alpha - Stable$ متقارن، روش پوش لگاریتمی در [۲۳] ارائه شده است. اگر x_I و x_Q به ترتیب بیان‌کننده قسمت حقیقی و موهومی متغیر مختلط $\alpha - Stable$ باشد، آنگاه y به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$y = \ln\left(\sqrt{x_I^2 + x_Q^2}\right) = \ln p \quad (۱۱)$$

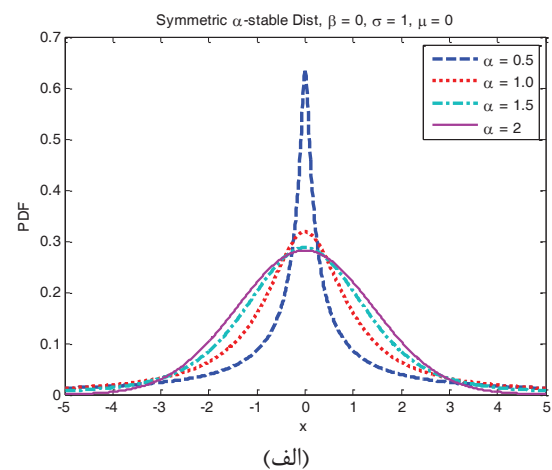
حال می‌توان با استفاده از تعداد N نمونه، پارامترهای توزیع را به صورت زیر تخمین زد.

$$\frac{\pi}{6\hat{\alpha}^2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \quad (۱۲)$$

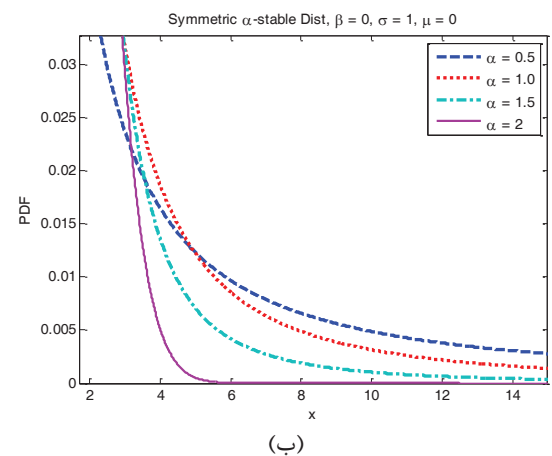
که در آن y_i نمایش‌دهنده لگاریتم پوش متغیرها و $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i$ میانگین آن‌ها است.

پس از به‌دست آوردن $\hat{\alpha}$ می‌توان پراکندگی σ را به صورت زیر تخمین زد.

می‌باشد. $\alpha \in [0,2]$ نمای مشخصه^۱ است که بیان‌کننده میزان طولانی بودن دم توزیع است. پارامتر چولگی^۲ $\beta \in [-1,1]$ بیانگر میزان عدم تقارن توزیع، پارامتر مقیاس ($\sigma > 0$) بیانگر میزان پراکندگی توزیع که معادل واریانس در توزیع گوسی بوده و μ ، پارامتر مکان بوده که معادل میانگین در توزیع گوسی است. اگر $\beta = 0$ باشد، توزیع را $\alpha - Stable$ متقارن گویند [۲۲]. در این مقاله توزیع $\alpha - Stable$ متقارن را در نظر می‌گیریم.



(الف)



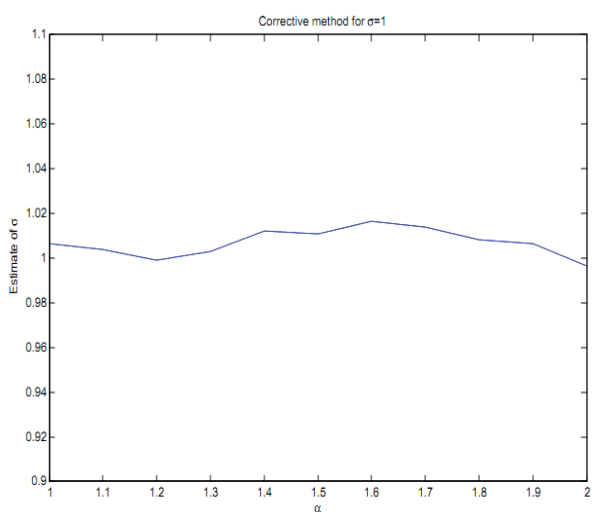
(ب)

شکل ۲. الف) تابع چگالی احتمال $\alpha - stable$ متقارن برای α های مختلف ب) بزرگ‌نمایی قسمت الف

تابع چگالی احتمال برای α های مختلف در حالت $\beta = 0$ یعنی متقارن در شکل ۲ رسم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، طولانی بودن دم توزیع $\alpha - Stable$ به مقدار α بستگی دارد و هرچه α کوچک‌تر باشد، توزیع، دارای دم طولانی‌تری است. همه توزیع‌ها به غیر از توزیع گوسی ($\alpha = 2$)

¹ Characteristic Exponent

² Skewness



شکل ۵. $\hat{\sigma}$ برحسب α بر اساس رابطه (۱۴)

در نهایت ثابت \mathcal{E} هم براساس α به دست آمده از رابطه (۱۲) و جای گذاری آن در رابطه (۱۰) به دست می آید. بنابراین پارامتر نامعلوم ما تنها a_{mn} خواهد بود. برای سادگی فرض می کنیم که نمونه ها از هم مستقل هستند. تابع چگالی احتمال نمونه ها به صورت زیر قابل بیان است.

(۱۵)

$$f(r|\theta, H_1) = \prod_{m=1}^M \prod_{n=1}^N \prod_{k=0}^{K-1} p(r_{mn,k} - a_{mn}d_{mn,k}(v))$$

که در آن، $p(\cdot)$ تابع چگالی احتمال کلاتر است. در این حالت متغیر نامعلوم θ شامل MN پارامتر مستقل است یعنی

$\theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_{MN}] = [a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1N}, a_{21}, \dots, a_{MN}]$
از آنجا که پردازش MN مسیر، مستقل از هم بوده، ابتدا روی یک متغیر θ_j متمرکز می شویم.

$$f(r_j|\theta_j) = \prod_{k=0}^{K-1} p(r_{jk} - \theta_j d_{jk}) \quad j = 1, \dots, MN \quad (16)$$

حال وقت آن رسیده است که آزمون راثو را محاسبه کنیم. ابتدا مسأله را برای حالت کلی توزیع کلاتر حل کرده و سپس توزیع کلاتر $\alpha - Stable$ را به آن اعمال می کنیم. ساختار کلی آزمون راثو بر اساس [۲۱] به صورت زیر است.

$$T_R = \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta} \bigg|_{\theta=\theta_0^*}^T \frac{I^{-1}(\theta_0^*)}{3} \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta^*} \bigg|_{\theta=\theta_0^*} \quad (17)$$

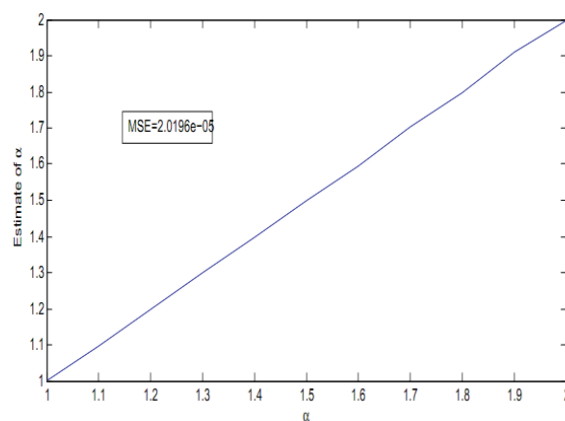
عبارت ۱ یعنی تخمین θ تحت فرض H_0 برابر صفر است؛ چرا که در این حالت، هدف وجود نداشته و $a_{mn} = 0$ است $(\theta_0^* = 0)$. در ادامه، عبارت ۲ را به دست می آوریم.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_j} &= \frac{\partial}{\partial \theta_j} \sum_{k=0}^{K-1} \ln \left(p \left(\frac{r_{jk} - \theta_j d_{jk}}{w} \right) \right) \\ &= \sum_{k=0}^{K-1} \frac{dp(w)}{p(w)} (-d_{jk}^*) \end{aligned} \quad (18)$$

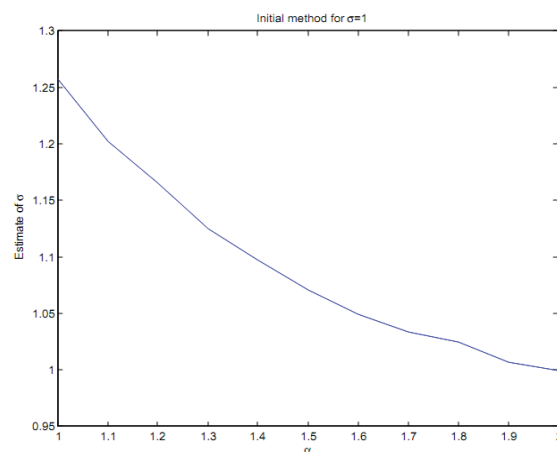
$$\hat{\sigma} = \frac{1}{2} \exp \left(\bar{y} - \left(\frac{1-\hat{\alpha}}{\hat{\alpha}} \right) C_\alpha \right) \quad (13)$$

که در آن، $C_\alpha = 0.5772$ ثابت اویلر است [۱۶]. برای راستی آزمایی این روابط، شبیه سازی را با استفاده از 10^6 تکرار از تولید یک متغیر تصادفی $\alpha - stable$ با $\sigma = 1$ انجام داده ایم. نتایج شبیه سازی رابطه (۱۲) در شکل ۳ به نمایش درآمده است. رابطه بین $\hat{\alpha}$ و α واقعی نشان از درستی رابطه (۱۲) است. MSE این رابطه برابر 2×10^{-5} است. شکل ۴ تخمین σ را برحسب α نشان می دهد. بر اساس این شکل رابطه (۱۳) نیاز به اصلاح دارد چرا که $\hat{\sigma}$ می بایست، برابر یک شود. اگر اصلاح زیر (رابطه (۱۴)) را روی آن انجام دهیم، رابطه از دقت بسیار بالایی برخوردار خواهد بود. این اصلاح به وسیله برآزش منحنی در نرم افزار MATLAB به دست آمده است. نمودار حاصل در شکل (۵) نشان از درستی رابطه اصلاحی است.

$$\sigma = \frac{\frac{1}{2} \exp \left(\bar{y} - \left(\frac{1-\hat{\alpha}}{\hat{\alpha}} \right) C_\alpha \right)}{0.25\hat{\alpha}^2 - \hat{\alpha} + 2} \quad (14)$$



شکل ۳. $\hat{\alpha}$ برحسب α



شکل ۴. $\hat{\sigma}$ برحسب α بر اساس رابطه (۱۳)

$$T_R = \frac{1}{\Gamma K} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \left| \sum_{k=0}^{K-1} G(r_{mn,k}) d_{mn,k}^* \right|^2 > \gamma \quad (26)$$

شکل بیان شده در (۲۶) برای یک مدل عام کلاتر است. حال کافی است بر اساس شکل بسته برای توزیع کلاتر $\alpha - Stable$ بیان شده در (۹) عبارات G و Γ را به دست آوریم و در رابطه (۲۶) جای گذاری کنیم.

$$p(w) = (1 - \varepsilon) \frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right) + \frac{\varepsilon\sigma}{\pi(w^2 + \sigma^2)}$$

$$G(w) = \frac{-\frac{dp(w)}{dw}}{p(w)} = \frac{\frac{(1-\varepsilon)w}{4\sqrt{\pi}\sigma^3} \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right) - \frac{2\varepsilon w}{\pi(w^2 + \sigma^2)^2}}{(1 - \varepsilon) \frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right) + \frac{\varepsilon\sigma}{\pi(w^2 + \sigma^2)}}$$

$$= \frac{w(1 - \varepsilon)\sqrt{\pi}(w^2 + \sigma^2)^2 \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right) + (2w)4\sigma^4\varepsilon}{2\sigma^2(1 - \varepsilon)\sqrt{\pi}(w^2 + \sigma^2)^2 \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right) + (w^2 + \sigma^2)4\sigma^4\varepsilon} \quad (27)$$

حال می خواهیم Γ را حساب کنیم.

$$\Gamma = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\left(\frac{dp(w)}{dw}\right)^2}{p(w)} dw$$

این انتگرال به غیر از دو حالت گوسی و کوشی ($\varepsilon = 0, 1$) قابل حل نیست و ما برای هر یک از این دو حالت پاسخ را به دست آورده و ترکیب خطی آن ها را به عنوان Γ در نظر می گیریم.

$$\Gamma_g = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\left(\frac{w}{4\sqrt{\pi}\sigma^3} \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right)\right)^2}{\frac{1}{2\sqrt{\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{w^2}{4\sigma^2}\right)} dw = \frac{1}{2\sigma^2} \quad (28)$$

$$\Gamma_c = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\left(\frac{2\sigma w}{\pi(w^2 + \sigma^2)^2}\right)^2}{\frac{\sigma}{\pi(w^2 + \sigma^2)}} dw = \frac{1}{2\sigma^2} \quad (29)$$

از (۲۸) و (۲۹) داریم:

$$\Gamma = (1 - \varepsilon)\Gamma_g + \varepsilon\Gamma_c = \frac{1}{2\sigma^2} \quad (30)$$

در نتیجه آزمون به شکل زیر خواهد بود:

$$T_R = \frac{2\sigma^2}{K} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \left| \sum_{k=0}^{K-1} G(r_{mn,k}) e^{-j2\pi f_{mn}(k-1)} \right|^2$$

$$= \frac{2\sigma^2}{K} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M |d_{mn}^H \mathbf{g}_{mn}|^2 \leq \gamma$$

که در آن $\mathbf{d}_{mn} = [1, e^{j2\pi f_{mn} T_{PRI}}, \dots, e^{j2\pi f_{mn} T_{PRI}(K-1)}]^T$

و $\mathbf{g}_{mn} = [G(r_{mn,0}), \dots, G(r_{mn,K-1})]^T$ است. تاکنون فرض کردیم که سرعت هدف را می دانیم، اما در عمل چنین نیست و باید آن را تخمین بزنیم. یکی از راه های تخمین سرعت هدف، پیشینه سازی روی آماره آشکارساز است. بسته به نوع پردازش

برای سادگی $w = r_{jk} - \theta_j d_{jk}$ و $G(w) = \frac{dp(w)}{p(w)}$ در نظر می گیریم. عبارت بالا باید به ازای تخمین ما از θ_j تحت فرض H_0 به دست آید. بنابراین داریم

$$\Rightarrow \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_j} \Big|_{\theta_j = \hat{\theta}_j} = \sum_{k=1}^K G(r_{jk}) (d_{jk}^*) \quad (19)$$

حال نوبت به محاسبه عبارت ۳ یعنی اطلاعات فیشر است که از رابطه زیر به دست می آید:

$$[I(\theta)]_{ij} = E \left\{ -\frac{\partial^2 \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_i^* \partial \theta_j} \right\}$$

$$\Rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta_i^*} \left(\frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_j} \right) = \frac{\partial}{\partial \theta_i^*} \left(\sum_{k=0}^{K-1} G(r_{jk} - \theta_j d_{jk}) (d_{jk}^*) \right)$$

$$= 0 \quad \forall i \neq j$$

$$\Rightarrow [I(\theta)]_{ij} = 0 \quad \forall i \neq j \quad (20)$$

حال برای حالت $i = j$ اطلاعات فیشر را محاسبه می شود.

$$[I(\theta)]_{ii} = E \left\{ \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_i} \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta_i^*} \right\}$$

$$= E \left\{ \sum_{k=0}^{K-1} G(w_k) (d_{ik}^*) \sum_{l=0}^{K-1} G(w_l) (d_{il}) \right\}$$

$$= \sum_{k=0}^{K-1} \sum_{l=0}^{K-1} E \{ G(w_k) G(w_l) d_{ik}^* d_{il} \}$$

$$(21)$$

از آنجا که به ازای هر $k \neq l$ ، w_k ها مستقل از w_l ها هستند داریم:

$$E \{ G(w_k) G(w_l) \} = E \{ G(w_k) \} E \{ G(w_l) \} = 0 \quad (22)$$

زیرا

$$E \{ G(w) \} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{-dp(w)}{p(w)} p(w) dw = p(w) \Big|_{-\infty}^{\infty} = 0$$

به ازای $k = l$ داریم:

$$E \{ (G(w_k))^2 \} = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{dp(w)}{p(w)} \right)^2 p(w) dw$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\left(\frac{dp(w)}{dw}\right)^2}{p(w)} dw = \Gamma \quad (23)$$

از روابط (۲۲) و (۲۳) نتیجه می گیریم که:

$$[I(\theta)]_{ii} = \sum_{l=0}^{K-1} E \{ (G(w_k))^2 d_{ik}^* d_{ik} \} = \Gamma \sum_{l=0}^{K-1} d_{ik}^* d_{ik}$$

$$= \Gamma K \quad (24)$$

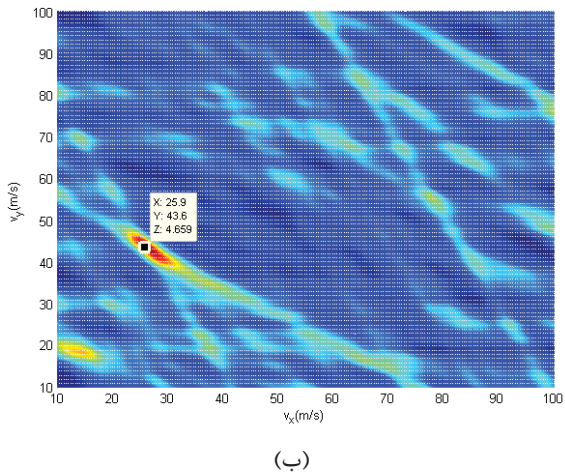
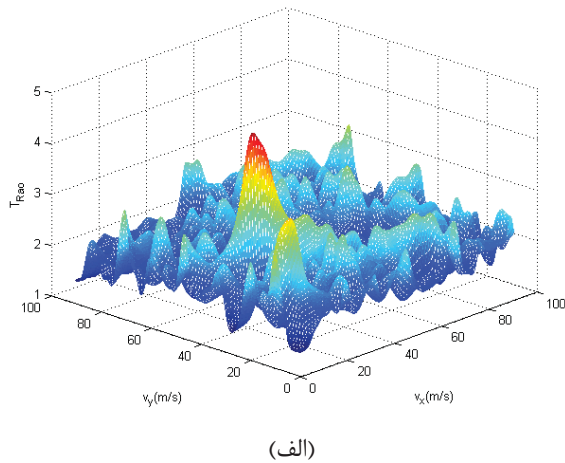
از روابط (۲۰) و (۲۴) نتیجه می گیریم که:

$$I(\theta) = \text{diag} \{ \Gamma K, \dots, \Gamma K \} = (\Gamma K) I_{MN} \quad (25)$$

که در آن، I_{MN} ماتریس همانی با ابعاد MN است.

در نتیجه از روابط (۱۹) و (۲۵) داریم:

$$T_R = \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_0}^T I^{-1}(\hat{\theta}_0) \frac{\partial \ln f(r|\theta)}{\partial \theta^*} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_0}$$



شکل ۶. الف) نمودار سه بعدی (ب) نمودار دو بعدی تخمین سرعت هدف برای یک سامانه 2×4 بر حسب v_x و v_y

در نهایت می‌توان خلاصه روش پیشنهادی را به صورت زیر بیان کرد. بلوک دیاگرام این روش نیز در شکل ۷ به نمایش در آمده است.

۱. تخمین α از روی داده‌های کمکی از سلول‌های همسایه با استفاده از روش لگاریتمی (رابطه (۱۲))
۲. تخمین σ^2 با استفاده از داده‌های کمکی و مقدار تخمینی α (رابطه (۱۳))
۳. محاسبه \mathcal{E} از روی رابطه (۱۰)
۴. محاسبه G از روی رابطه (۲۷)
۵. تخمین سرعت هدف با استفاده از بیشینه سازی روی آماره آشکارساز (رابطه (۳۲))
۶. محاسبه آستانه با استفاده از P_{fa} و بررسی وجود هدف با مقایسه آن با آستانه

آشکارساز، نحوه تخمین سرعت هدف متفاوت خواهد بود. دو نوع پردازش متمرکز و توزیع شده را می‌توان برای آنتن‌ها در نظر گرفت [۲۴]. در پردازش توزیع شده، هر گیرنده‌ای سیگنال دریافتی را به طور مستقل پردازش کرده و در واقع یک آماره محلی را شکل می‌دهد. بیشینه‌سازی سرعت در آماره محلی و به صورت یک بعدی انجام می‌گیرد و نتیجه هر کدام از آماره‌های محلی، به مرکز ادغام فرستاده می‌شود. در مرکز ادغام، آماره نهایی شکل گرفته و با آستانه مقایسه می‌گردد. نوع دیگر پردازش، پردازش متمرکز است. در این حالت سیگنال‌های دریافتی از مسیرهای مختلف به یک پردازنده مرکزی ارسال می‌شود. در پردازنده مرکزی با استفاده از همه داده‌های دریافتی، سرعت هدف به صورت توام و دوبعدی تخمین زده می‌شود. آماره حاصل از پردازش توام به صورت زیر خواهد بود.

$$T_R = \max_{v_x, v_y} \frac{2\sigma^2}{K} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M |d_{mn}^H \mathbf{g}_{mn}|^2 \leq \gamma \quad (32)$$

که در آن، f_{mn} طبق رابطه (۳) تابعی از v_x, v_y است. تابع حاصل از آماره آشکارساز مرکب پیشنهادی بر حسب سرعت v_x و v_y برای یک سامانه مایمو 2×4 با فرکانس تکرار پالس $f_r = 1 \text{ KHz}$ ، فرکانس حامل $f_c = 1 \text{ GHz}$ و برای هدفی با سرعت 50 m/s که در جهتی تصادفی حرکت می‌کند، در شکل ۶ به نمایش در آمده است. سرعت هدف به صورت زوج (v_x, v_y) تخمین زده می‌شود. به عنوان نمونه از روی زوج (v_x, v_y) شکل (۶-ب) سرعت و جهت هدف را می‌توان به دست آورد.

$$v = \sqrt{v_x^2 + v_y^2} = \sqrt{25.9^2 + 43.6^2} = 50.6$$

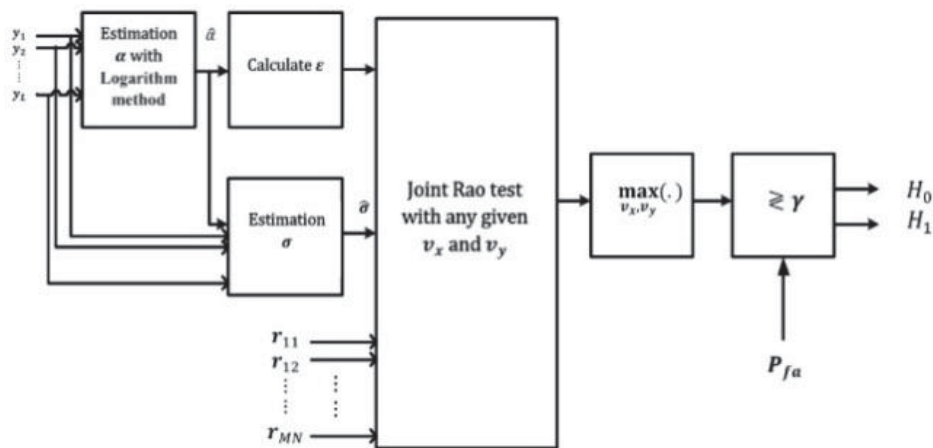
$$\varphi = \arctan\left(\frac{v_y}{v_x}\right) = 59.28^\circ$$

نکته پایانی اینکه برای تضمین CFAR^۱ بودن، باید آستانه به‌طور وفقی تعیین شود. برای این کار نیاز به تخمین σ^2 هستیم که روش تخمین آن پیش از این توضیح داده شد.

علاوه بر آشکارساز به‌دست‌آمده در (۳۲) که آن را آشکارساز مرکب پیشنهادی می‌نامیم، می‌توان بر اساس کلاتر کوشی، یک آشکارساز طراحی کرد. ساختار آشکارساز مانند قبل بوده و تنها در G تغییر ایجاد می‌شود. G جدید به صورت زیر خواهد بود.

$$G(w) = \frac{2w}{\sigma^2 + w^2} \quad (33)$$

^۱ Constant False Alarm Rate



شکل ۷. بلوک دیاگرام روش پیشنهادی

اعمال شده است. بنابراین ما هم اثر همبستگی بین نمونه‌های کلاتر را در شبیه‌سازی اعمال می‌کنیم. ماتریس کواریانس R_0 بر اساس مرجع [۲۴] با ساختار همبستگی نمایی در نظر گرفته می‌شود، یعنی

$$[R_0]_{ij} = \rho^{|i-j|} \quad 1 \leq i, j \leq k \quad (34)$$

که در آن $0 < \rho < 1$ ضریب همبستگی است. در شبیه‌سازی‌ها $\rho = 0.9$ در نظر گرفته شده است. با توجه به ماتریس کواریانس نمونه‌های کلاتر و σ_α^2 نسبت سیگنال به کلاتر را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$SCR = \frac{1}{K} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \sigma_\alpha^2 \mathbf{d}_{mn}^H R_0^{-1} \mathbf{d}_{mn} \quad (35)$$

زاویه فرستنده‌ها و گیرنده‌ها به شرح زیر است.

$\{\theta_{tm}\}_{m=1}^2 = [5, 80]$ $\{\theta_{rn}\}_{n=1}^4 = [-10, 20, 62, 90]$
 فرکانس سیگنال را $f_c = 1GHz$ ، تعداد پالس‌ها را $K = 20$ ، تعداد داده کمکی برای تخمین پارامترهای کلاتر برابر 30 ، فرکانس تکرار پالس را $f_r = 1KHz$ ، احتمال هشدار کاذب را $P_{fa} = 10^{-3}$ و کلاتر را $\alpha - Stable$ استاندارد در نظر می‌گیریم. با توجه به این فرضیات، در شکل‌های (۱۱ - ۸) احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای α های مختلف رسم شده است. چند نکته از این نمودارها قابل برداشت است. در همه‌ی حالت‌ها، عملکرد آشکارساز مرکب پیشنهادی بهتر از سه آشکارساز دیگر است. هرچه α کوچک‌تر باشد، اختلاف عملکرد بین آشکارساز مرکب پیشنهادی و آشکارساز کوشی کمتر شده و در $\alpha = 0.9$ به هم می‌رسند. از طرفی هرچه α بزرگ‌تر باشد، اختلاف عملکرد بین آشکارساز مرکب پیشنهادی و آشکارساز بهینه گوسی کمتر شده و در $\alpha = 2$ به هم می‌رسند. توزیع $\alpha - Stable$ به جز حالت گوسی یعنی $\alpha = 2$ دارای واریانس

۴. نتایج حاصل از شبیه‌سازی

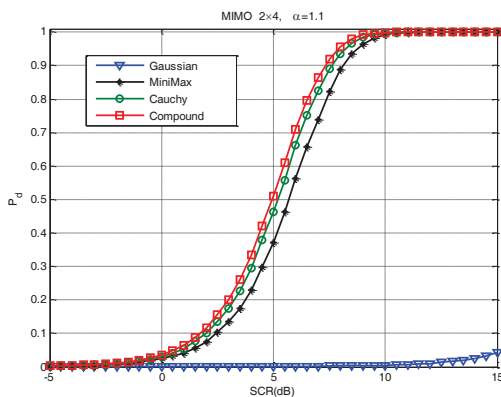
در این بخش عملکرد آشکارسازهای مرکب پیشنهادی و کوشی را با آشکارساز بهینه گوسی ارائه‌شده در [۲۵] و آشکارساز MiniMax ارائه‌شده در [۲۶] که براساس یک مدل تقریبی $\alpha - stable$ طراحی شده، مقایسه می‌شوند. برای مقایسه آشکارسازها می‌توان برای یک احتمال هشدار کاذب (P_{fa}) ثابت و مشخص، نمودار احتمال آشکارسازی (P_d) را بر حسب نسبت سیگنال به کلاتر (SCR)^۱ رسم نمود. از آنجا که شکل بسته‌ای برای P_d و P_{fa} وجود ندارد از تکنیک مونت کارلو با تعداد 50000 آزمایش مستقل برای به‌دست آوردن نمودارها استفاده می‌کنیم.

۴-۱. مدل هدف و مشخصات سامانه

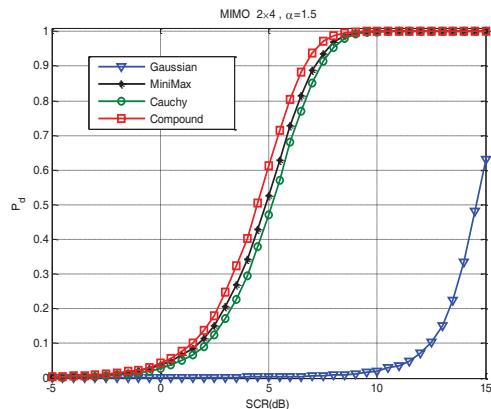
فرض می‌شود هدف با سرعت ثابت $50m/s$ با جهتی تصادفی بین $[180^\circ, 180^\circ]$ با توزیع یکنواخت در حرکت است. دامنه هدف نیز تصادفی فرض شده یعنی هدف دارای تموج^۲ است. فرض می‌شود تغییرات دامنه هدف از توزیع رابلی با انرژی σ_α^2 پیروی می‌کند. نکته‌ای که باید به آن توجه کرد این است که آشکارساز (۳۲) با فرض استقلال نمونه‌های کلاتر طراحی شده است؛ در حالی که در عمل چنین فرضی صحیح نیست. این روند در مقالات معمول است که مساله را با یک سری فرضیاتی حل کرده و شرایط واقعی را در شبیه‌سازی‌ها اعمال می‌کنند. به عنوان مثال در [۲۷] آشکارساز با فرض استقلال نمونه‌های کلاتر طراحی شده و در شبیه‌سازی، نمونه‌های کلاتر همبسته

¹ Signal to Clutter Ratio

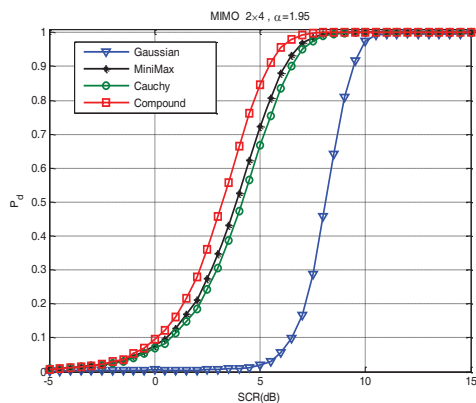
² Fluctuation



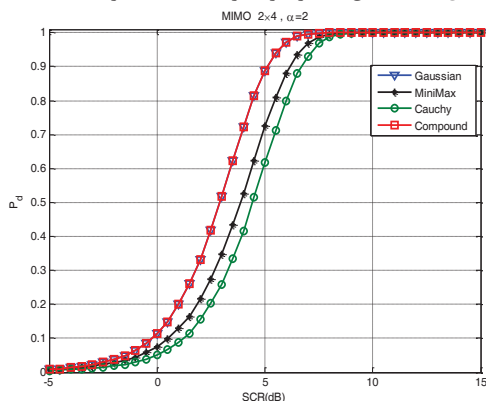
شکل ۸. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای $\alpha = 1.1$



شکل ۹. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای $\alpha = 1.5$



شکل ۱۰. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای $\alpha = 1.95$



شکل ۱۱. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای $\alpha = 2$

نامحدود بوده و به همین خاطر، حتی در α های بزرگ یعنی $\alpha = 1/95$ عملکرد آشکارساز مرکب پیشنهادی، کوشی و MiniMax بهتر از آشکارساز بهینه گوسی است.

مقایسه آشکارساز MiniMax با آشکارساز کوشی نشان می‌دهد که آشکارساز MiniMax به جز α های کوچک ($\alpha = 1/1$) که کلاتر شبیه کلاتر کوشی است) دارای عملکرد بهتری، نسبت به آشکارساز کوشی است. این عملکرد بهتر، به خاطر این است که آشکارساز MiniMax برای تمام α ها و آشکارساز کوشی برای $\alpha = 1$ طراحی شده است.

نکته دیگر این که با کاهش مقدار α با توجه به طولانی‌تر شدن دم کلاتر، انتظار داریم که احتمال آشکارسازی کاهش یابد. به‌عنوان مثال در $SCR = 5dB$ احتمال آشکارسازی در آشکارساز مرکب پیشنهادی از 0.9 در $\alpha = 2$ به 0.5 در $\alpha = 1/1$ کاهش می‌یابد.

آشکارساز MiniMax و آشکارساز مرکب پیشنهادی، به دلیل تخمین پارامترهای کلاتر، پیچیدگی بیشتری را نسبت به آشکارساز بهینه گوسی و آشکارساز کوشی دارند. در کاربردهای عملی شاید پیچیدگی کمتر آشکارساز کوشی، بر تفاوت عملکرد آشکارساز مرکب پیشنهادی و آشکارساز کوشی ترجیح داده شود.

نکته آخر که در کاربردهای عملی هم مهم است، مقاومت در برابر تغییرات α است. همان‌طور که از شکل‌ها برمی‌آید، تغییرات آشکارساز بهینه گوسی با α بسیار زیاد بوده، درحالی‌که سه آشکارساز دیگر، مقاومت نسبتاً خوبی با تغییرات α دارند. در شکل‌های (۱۱-۸) تعداد پالس‌ها را $K = 1/1$ در نظر گرفتیم. تاثیر تعداد پالس‌ها در شکل ۱۲ برای $\alpha = 1/5$ به نمایش در آمده است. با افزایش تعداد پالس‌های ارسالی، سطح سیگنال افزایش یافته و سطح نویز به دلیلی ماهیت تصادفی بودنش، ثابت می‌ماند و افزایش تعداد پالس‌ها، معادل افزایش SCR است. بنابراین با افزایش تعداد پالس‌ها، عملکرد آشکارساز بهبود می‌یابد.

در شکل‌های ۸ تا ۱۱ احتمال هشدار کاذب را $P_{fa} = 10^{-3}$ در نظر گرفتیم. تاثیر میزان احتمال هشدار کاذب در شکل ۱۳ به نمایش در آمده است. طبیعی است که هرچه P_{fa} بیشتر باشد، سطح آستانه پایین‌تر می‌آید و احتمال آشکارسازی هدف، افزایش می‌یابد. هزینه این بهبود، افزایش احتمال آشکارسازی نویز به عنوان هدف است.

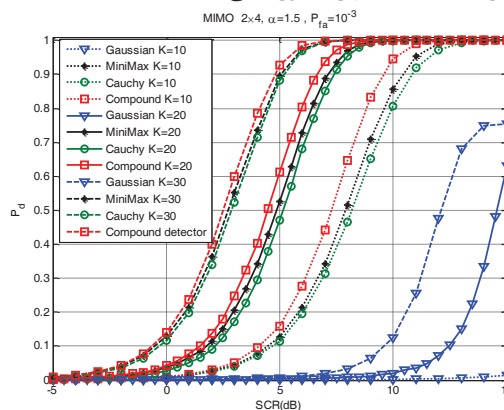
۵. نتیجه گیری

در این مقاله بر اساس آزمون رانو، یک آشکارساز هدف متحرک برای رادارهای مایمو با آنتن گسترده، در حضور کلاتر برای تابع چگالی احتمال کلاتر $\alpha - Stable$ ، این کلاتر با مدل ترکیبی گوسی کوشی تقریب زده شد و آشکارساز بر اساس این مدل طراحی شد. در شبیه سازی ها، از آزمایش های مستقل مونت کارلو برای به دست آوردن عملکرد آشکارساز استفاده شد. نتایج حاصل از شبیه سازی نشان می دهد که آشکارساز مرکب پیشنهادی، عملکرد بهتری را نسبت به آشکارساز بهینه گوسی و آشکارساز MiniMax داراست. همچنین آشکارساز مرکب پیشنهادی مقاومت خوبی را در برابر تغییرات α از خود نشان داد. با توجه به این که آزمون UMPI در مسأله مورد نظر وجود ندارد، تضمینی بر بهینه بودن آشکارساز مرکب پیشنهادی وجود ندارد. بنابراین می توان در تحقیقات آتی، آشکارسازهایی با عملکرد بهتر پیشنهاد داد.

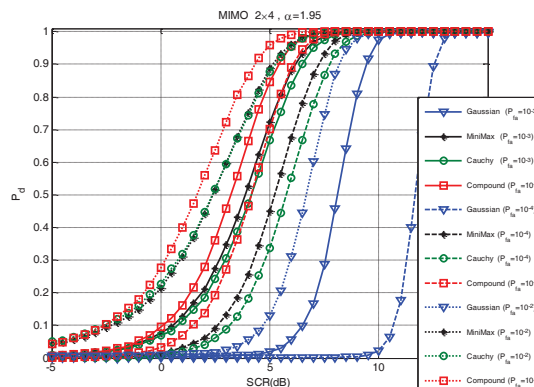
۵. مراجع

- [1] I. Bekkerman and J. Tabrikian, "Target Detection and Localization Using MIMO Radars and Sonars," IEEE Trans. Signal Process., vol. 54, no. 10, pp. 3873–3883, Oct. 2006.
- [2] K. W. Forsythe, D. W. Bliss, and G. S. Fawcett, "Multiple-input multiple-output (MIMO) radar: performance issues," in Conference Record of the Thirty-Eighth Asilomar Conference on Signals, Systems and Computers, vol. 1, pp. 310–315, 2004.
- [3] C.-Y. Chen and P. P. Vaidyanathan, "MIMO Radar Space-Time Adaptive Processing Using Prolate Spheroidal Wave Functions," IEEE Trans. Signal Process., vol. 56, no. 2, pp. 623–635, Feb. 2008.
- [4] D. R. Fuhrmann and G. San Antonio, "Transmit beamforming for MIMO radar systems using signal cross-correlation," IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 44, no. 1, pp. 171–186, Jan. 2008.
- [5] J. Li and P. Stoica, "MIMO Radar with Colocated Antennas," IEEE Signal Process. Mag., vol. 24, no. 5, pp. 106–114, Sep. 2007.
- [6] A. Haimovich, R. Blum, and L. Cimini, "MIMO Radar with Widely Separated Antennas," IEEE Signal Process Mag., vol. 25, no. 1, pp. 116–129, 2008.
- [7] Q. He, N. H. Lehmann, R. S. Blum, and A. M. Haimovich, "MIMO Radar Moving Target Detection in Homogeneous Clutter," IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 46, no. 3, pp. 1290–1301, Jul. 2010.
- [8] S. Watts, "Radar detection prediction in sea clutter using the compound K-distribution model," IEE Proc. F Commun. Radar Signal Process., vol. 132, no. 7, p. 613, 1985.
- [9] X. Zhang, M. N. El Korso, and M. Pesavento, "MIMO radar performance analysis under K-distributed clutter," in 2014 IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP), pp. 5287–5291, 2014.

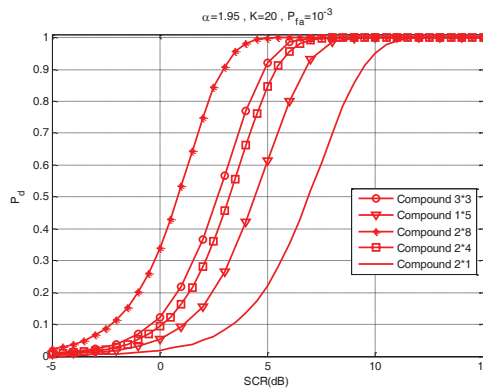
تاکونون تعداد آنتن ها را 2×4 در نظر گرفتیم. اثر تعداد آنتن های فرستنده و گیرنده برای آشکارساز Compound در شکل ۱۴ نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می شود، هرچه تعداد آنتن های فرستنده و گیرنده بیشتر باشد، عملکرد آشکارساز بهتر خواهد بود. میزان این بهبود به بهره دایورسیتی یعنی MN بستگی دارد. به عنوان مثال مجموع تعداد آنتن های فرستنده و گیرنده حالت های 3×3 ، 2×4 و 1×5 برابر ۶ است. همان طور که مشاهده می شود، عملکرد حالت 3×3 با بهره دایورسیتی ۹ بهتر از عملکرد حالت 2×4 با بهره دایورسیتی ۸ و بهتر از حالت 1×5 با بهره دایورسیتی ۵ است.



شکل ۱۲. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای تعداد پالس های مختلف



شکل ۱۳. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای P_{fa} های مختلف



شکل ۱۴. احتمال آشکارسازی بر حسب SCR برای تعداد آنتن های مختلف

- IEEE Commun. Lett., vol. 2, no. 10, pp. 282–284, Oct. 1998.
- [20] A. De Maio, “Robust adaptive radar detection in the presence of steering vector mismatches,” IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 41, no. 4, pp. 1322–1337, Oct. 2005.
- [21] S. Kay, “Fundamentals of Statistical Signal Processing: Detection Theory,” Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, vol. 2, 1993.
- [22] M. Shao and C. L. Nikias, “Signal processing with fractional lower order moments: stable processes and their applications,” Proc. IEEE, vol. 81, no. 7, pp. 986–1010, Jul. 1993.
- [23] Xinyu Ma and C. L. Nikias, “Parameter estimation and blind channel identification in impulsive signal environments,” IEEE Trans. Signal Process., vol. 43, no. 12, pp. 2884–2897, 1995.
- [24] N. Li, G. Cui, L. Kong, and X. Yang, “MIMO Radar Moving Target Detection Against Compound-Gaussian Clutter,” Circuits, Syst. Signal Process., vol. 33, no. 6, pp. 1819–1839, 2014.
- [25] A. Sheikhi and A. Zamani, “Temporal coherent adaptive target detection for multi-input multi-output radars in clutter,” IET Radar, Sonar Navig., vol. 2, no. 2, pp. 86–96, Apr. 2008.
- [26] J. Park, G. Shevlyakov, and K. Kim, “Maximin Distributed Detection in the Presence of Impulsive Alpha-Stable Noise,” IEEE Trans. Wirel. Commun., vol. 10, no. 6, pp. 1687–1691, Jun. 2011.
- [27] J. L. Sanz-Gonzalez and F. Alvarez-Vaquero, “Nonparametric rank detectors under K-distributed clutter in radar applications,” IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 41, no. 2, pp. 702–710, Apr. 2005.
- [10] V. Anastassop and G. A. Lampropoulos, “Optimal CFAR detection in Weibull clutter,” IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 31, no. 1, pp. 52–64, Jan. 1995.
- [11] E. Ollila, D. E. Tyler, V. Koivunen, and H. V. Poor, “Compound-Gaussian clutter modeling with an inverse gaussian texture distribution,” IEEE Signal Process. Lett., vol. 19, no. 12, pp. 876–879, 2012.
- [12] C. L. Nikias, F. Trinic, and P. Tsakalides, “Performance assessment of CFAR processors in Pearson-distributed clutter,” IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 36, no. 4, pp. 1377–1386, 2000.
- [13] C. Y. Chong, F. Pascal, J. P. Ovarlez, and M. Lesturgie, “MIMO radar detection in non-Gaussian and heterogeneous clutter,” IEEE J. Sel. Top. Signal Process., vol. 4, no. 1, pp. 115–126, 2010.
- [14] V. A. Aalo, K. P. Peppas, G. Efthymoglou, M. Alwakeel, and S. Alwakeel, “Performance of CA-CFAR receivers in alpha-stable clutter,” in IEEE International Symposium on Signal Processing and Information Technology, pp. 130–134, 2013.
- [15] R. Kapoor, A. Banerjee, G. A. Tsihrantzis, and N. Nandhakumar, “UWB radar detection of targets in foliage using alpha-stable clutter models,” IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol. 35, no. 3, pp. 819–834, Jul. 1999.
- [16] X. Li, S. Wang, L. Fan, and X. Lei, “Mixture approximation to the amplitude statistics of isotropic α -stable clutter,” Signal Processing, vol. 99, pp. 86–91, Jun. 2014.
- [17] X. Li, L. Jin, and S. Wang, “A Simplified Non-Gaussian Mixture Model for Signal LO Detection in α -Stable Interference,” in 2008 Congress on Image and Signal Processing, pp. 403–407, 2008.
- [18] X. Li, Y. Jiang, and M. Liu, “A near optimum detection in alpha-stable impulsive noise,” in 2009 IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, no. 1, pp. 3305–3308, 2009.
- [19] E. E. Kuruoglu, W. J. Fitzgerald, and P. J. W. Rayner, “Near optimal detection of signals in impulsive noise modeled with a symmetric alpha-stable distribution,”

Moving Target Detection in MIMO Radar with Widely Separated Antenna in α -stable Clutter Based on Rao Test

M. Sadeqi^{*}, V. Tabatab Vakili

Iran University of Science and Technology

(Received: 26/09/2015, Accepted: 28/12/2015)

Abstract

In this paper, the detector of a moving target in MIMO radar with widely separated antenna in the presence of the α -stable clutter is proposed. Due to the complexity of the unknown parameter estimation in the presence of the target, the Rao test is applied. The α -stable model is a general model that can be applied to different environments with appropriate selection of parameters. The problem with this model is inexistence of a closed form for the probability density function of the distribution. Fortunately, there are models that approximate the distribution by a closed form expression. In the present paper, mixing of Gaussian and Cauchy model is used for expressing clutter. Finally, the performance of the proposed detector is compared with the optimal Gaussian and MiniMax detector by a graph of the probability of detection versus signal-to-clutter ratio. The simulation results, show that the performance of the proposed detector is better than the optimal Gaussian and MiniMax detector.

Keywords: MIMO Radar Detector; Non-Gaussian Clutter; Rao Test.

^{*} Corresponding author E-mail: sadeqi@ee.iust.ac.ir