

آشکارسازی همدوس سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر غیر گوسی

محمد رضا تابان، عبدالرضا محمدی و سید محمود مدرس هاشمی

غالب بودن مؤلفه کلاتر نسبت به مؤلفه نویز، در اغلب تحقیقات فرآیند تداخل را همان کلاتر در نظر می‌گیرند. در پردازش دیجیتال سیگنال جهت آشکارسازی رادار، برای بالارفتن کیفیت آشکارسازی، معمولاً از چند نمونه متوالی دریافتی از یک سلول راداری جهت انجام آزمون آشکارسازی استفاده می‌شود. در چنین حالتی می‌توان ورودی آشکارساز رادار را به صورت یک بردار N بعدی در نظر گرفت که نمونه‌های آن به طور هم‌زمان جهت انجام آشکارسازی در آن سلول، تحت پردازش قرار می‌گیرند. در اکثر تحقیقات اولیه رادار، آشکارسازی غیر همدوس^۵ فرض می‌گردد [۵]. اگرچه این فرضیه در رادارهای قدیمی صحیح می‌باشد ولی در رادارهای امروزی به علت استفاده از تقویت‌کننده قدرت و یا جبران تغییرات فاز در نوسانگر قدرت، استفاده از فرض همدوسی در آشکارسازی فرض کاملاً منطقی و عملی می‌باشد [۴]. در چنین حالتی امکان جداسازی اهداف متحرک از کلاتر، باتوجه به شیفت داپلر آنها وجود داشته و حتی امکان تعیین تقریبی سرعت شعاعی هدف نیز فراهم می‌گردد.

در زمینه آشکارسازی همدوس سیگنال راداری بر اساس نظریه آشکارسازی، کارهای تحقیقاتی بسیار زیادی انجام شده است. در اکثر این پژوهش‌ها، شیفت داپلر هدف معلوم فرض شده است. تعداد کارهایی که در این راستا با فرض شیفت داپلر نامعلوم به آشکارسازی بهینه اقدام کرده‌اند اندک‌شمار می‌باشد. در این رابطه سلین^۶ به آشکارسازی همدوس اهداف بدون توجع در کلاتر گوسی پرداخت و آزمون بهینه ALR^y و آزمون شبه‌بهینه GLR^A را در این رابطه مطرح نمود [۶]. برنان^۷ همان مسأله را برای اهداف با توجع آهسته مطرح کرده و با بررسی دو آزمون ALR و GLR نشان داد که تفاوت عملکرد این دو آزمون ناچیز می‌باشد [۷]. دکتر نیایی آشکارسازی همدوس هدف با توجع آهسته و شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر گوسی را به طور دقیق‌تر مورد تحلیل و ارزیابی قرار داده و اقدام به چندین تحقق تقریبی از آزمون‌های ALR و GLR نموده و با انجام شبیه‌سازی کامپیوتری آنها را مورد ارزیابی و مقایسه قرار داده است [۸]. در تمامی معدود پژوهش‌های انجام‌شده در خصوص آشکارسازی بهینه سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم، توزیع کلاتر گوسی فرض شده است. در حالی که در رادارهای امروزی که قدرت تفکیک‌پذیری رادارها بیشتر شده است، استفاده از فرض توزیع گوسی برای کلاتر، دقیق و حتی صحیح نمی‌باشد [۹] تا [۱۵]. در این مقاله برای اولین بار به مسأله آشکارسازی بهینه سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر غیرگوسی اقدام شده است.

اگر H_0 فرضیه عدم وجود هدف و H_1 فرضیه وجود هدف باشند،

چکیده: در این مقاله آزمون فرضیه مرکب برای آشکارسازی همدوس سیگنال راداری با توجع آهسته و شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر غیر گوسی حل شده است. به آشکارسازی همدوس سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم در معدود کارهای تحقیقاتی و آن هم با فرض کلاتر گوسی توجه شده است. در رادارهای امروزی که دارای تفکیک‌پذیری بالا هستند و در زوایای میل کم، توزیع‌های شبه‌گوسی به صورت مناسب‌تری بر توزیع آماری کلاتر منطبق می‌شوند. از آنجایی که آشکارسازی بهینه هدف با شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر شبه‌گوسی شامل یک انتگرال چندگانه پیچیده است، لذا در این مقاله آشکارسازهای شناخته‌شده و شبه‌بهینه GLR و $CGLR$ معرفی شده و برای اولین بار تحت شرایط جدید تعمیم داده می‌شوند. همچنین با استفاده از تخمین متغیر تصادفی منصوب به توان کلاتر (τ) در سلول تحت آزمایش، آشکارساز $GLRTLQ$ معرفی شده و برای حالت شیفت داپلر نامعلوم تعمیم داده می‌شود. خواهیم دید این آشکارساز ساختاری ساده و مستقل از توزیع کلاتر داشته و در نتیجه $CFAR$ می‌باشد. در ادامه با انجام شبیه‌سازی کامپیوتری عملکرد آشکارسازهای پیشنهادی بررسی شده و مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

کلیدواژه: آشکارسازی رادار، شیفت داپلر نامعلوم، کلاتر غیر گوسی، همدوس.

۱- مقدمه

مهم‌ترین وظیفه یک رادار، آشکارسازی هدف می‌باشد. اولین اقدام جدی برای آشکارسازی سیگنال رادار بر اساس نظریه آشکارسازی توسط مارکوم^۱ انجام شد. او برای اولین بار، مسأله آشکارسازی اهداف بدون توجع راداری در نویز گیرنده (نویز سفید گوسی) را حل کرد [۱]. پس از او سورلینگ^۲ مدل‌های سیگنال با توجع را ارائه داد [۲] و [۳]. موج انعکاسی که توسط رادار دریافت می‌گردد، شامل فرآیند تداخل^۳ است که در حالت وجود هدف، سیگنال هدف نیز به آن اضافه می‌شود. تداخل فرآیندی است که از ترکیب کلاتر^۴ و نویز سیستم به وجود می‌آید [۴]. با توجه به

این مقاله در تاریخ ۲۳ خرداد ماه ۱۳۸۵ دریافت و در تاریخ ۲۴ اسفند ماه ۱۳۸۵ بازنگری شد. این تحقیق در دانشگاه یزد انجام شده و توسط مرکز تحقیقات مخابرات ایران بر اساس قرارداد شماره ۵۰۰/۶۶۰۱/۵۰۰ پستیانی شده است.

محمد رضا تابان، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه یزد، صفائیه، یزد، صندوق پستی ۷۴۱-۸۹۱۹۵، ایران (email: mrtaban@yazduni.ac.ir).

عبدالرضا محمدی، دانشکده مهندسی برق دانشگاه یزد. نامبرده پس از فارغ التحصیلی در دانشگاه آزاد واحد بجنورد به فعالیت اشتغال دارد. (email: A_b_mohammadi@yahoo.co.uk)

سید محمود مدرس هاشمی، دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر، دانشگاه صنعتی اصفهان، خیابان امام خمینی، اصفهان، کد پستی ۸۴۱۵۶، ایران (email: modarres@cc.iut.ac.ir)

5. Non-coherent
6. Selin
7. Averaged Likelihood Ratio
8. Generalized Likelihood Ratio
9. Brennan

1. Marcum
2. Swerling
3. Interference
4. Clutter

مقالات ارائه شده در زمینه آشکارسازی رادار (به خصوص در حالت همدوس)، نشان می‌دهد که این مدل (به ویژه مدل سورلینگ I) متداول‌ترین مدل برای مدل‌سازی سیگنال هدف راداری می‌باشد. برای هدف همدوس و با موج آهسته، دامنه و فاز اولیه برای کلیه نمونه‌های بردار سیگنال مقدار یکسان و مستقل از یکدیگر می‌باشند و فقط فاز ناشی از شیفت داپلر هدف، با مقدار یکسان از نمونه به نمونه افزایش می‌یابد. لذا می‌توان بردار سیگنال \underline{s} را به صورت زیر مدل‌سازی نمود [۲۰]

$$\underline{s} = A e^{j\varphi} \underline{\delta} \quad (5)$$

که در آن A متغیر تصادفی دامنه نمونه‌های سیگنال با توان P_s بوده که برای مدل سورلینگ I دارای توزیع رابلی^۵ مطابق با رابطه زیر است

$$f_A(A) = \frac{2A}{P_s} \exp\left\{-\frac{A^2}{P_s}\right\}, \quad A \geq 0 \quad (6)$$

و φ متغیر تصادفی فاز نمونه‌های سیگنال، مستقل از A و با توزیع یکنواخت در فاصله $[0, 2\pi]$ می‌باشد. بردار $\underline{\delta}$ در (۵) به صورت زیر قابل نمایش است

$$\underline{\delta} = [1, e^{j\Omega}, e^{j2\Omega}, \dots, e^{j(N-1)\Omega}]^T \quad (7)$$

که در این رابطه Ω فاز ناشی از شیفت داپلر هدف، نرمالیزه شده به PRF^۶ رادار می‌باشد

$$\Omega = 2\pi \frac{f_d}{PRF} \quad (8)$$

که در آن f_d فرکانس شیفت داپلر هدف می‌باشد. از آنجایی که ابهام فرکانس داپلر زیاد می‌باشد، در حالت شیفت داپلر نامعلوم می‌توانیم Ω را با توزیع یکنواخت در فاصله $[0, 2\pi]$ در نظر بگیریم [۸].

به علت اهمیت بیشتر مدل سورلینگ I، در شبیه‌سازی کامپیوتری، دامنه سیگنال بر اساس این مدل شبیه‌سازی شده است.

استفاده از فرض توزیع گوسی برای کلاتر در آشکارسازی سیگنال رادار، سال‌های متمادی به عنوان یک فرض عملی و منطقی مورد استفاده قرار می‌گرفت. اما تحقیقات جدید روی داده‌های تجربی رادارهای نوین نشان داده است که در رادارهای با تفکیک‌پذیری بالا^۷ و یا با زاویه میل کم^۸، توزیع‌هایی چون K و ویبول^۹ به صورت مناسب‌تری بر توزیع‌های آماری کلاتر منطبق می‌شوند [۱۲] و [۱۵]. اگر متغیر تصادفی A دارای توزیع K باشد، تابع چگالی احتمال^{۱۰} یا pdf آن به صورت زیر است

$$f_A(x) = \frac{b^{\nu+1} x^{\nu}}{\Gamma(\nu)} K_{\nu-1}(bx), \quad x \geq 0 \quad (9)$$

که در آن ν پارامتر شکل و b پارامتر توان توزیع K بوده و $K_{\nu}(\cdot)$ تابع بسل تعمیم‌یافته^{۱۱} نوع دوم و از مرتبه ν می‌باشد. خوشبختانه نتایج تحقیقاتی نشان داده است که توزیع‌هایی مانند K و ویبول علی‌رغم پیچیدگی نسبی تابع چگالی احتمال آنها، جزو خانواده‌ای از فرآیندهای تصادفی هستند که آنها را SIRP^{۱۲} یا شبه‌گوسی می‌نامند. توزیع مادر

مسأله آشکارسازی سیگنال در نویز را می‌توان به صورت آزمون دو فرضیه‌ای زیر مدل کرد

$$\begin{cases} H_0: y = n \\ H_1: y = s + n \end{cases} \quad (1)$$

که y ، s و n به ترتیب، بردارهای دریافتی، سیگنال و کلاتر در ورودی آشکارساز هستند. معیار بهینگی در آشکارسازی رادار، معیار نیم پیرسون^۱ است، که بر اساس آن آشکارساز بهینه به ازای هر مقدار احتمال هشدار غلط^۲ (P_{fa}) مطلوب، احتمال آشکارسازی P_d را بیشینه می‌کند [۱۶] و [۱۷]. بر اساس معیار نیم پیرسون، آزمون آشکارساز بهینه به مقایسه تابع درست‌نمایی $\Lambda(y)$ با یک سطح آستانه ثابت منجر می‌شود [۱۸]

$$\Lambda(y) = \frac{f_y(y|H_1)}{f_y(y|H_0)} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (2)$$

که در آن T سطح آستانه ثابتی است که توسط مقدار P_{fa} مطلوب تعیین می‌شود. در صورتی که بردار سیگنال \underline{s} کاملاً معلوم باشد، تابع درست‌نمایی^۳ $\Lambda(y)$ با تابع درست‌نمایی شرطی $\Lambda(y|\underline{s})$ رابطه زیر، برابر خواهد بود [۱۷]

$$\Lambda(y|\underline{s}) = f_n(y-\underline{s})/f_n(y) \quad (3)$$

که در آن $f_n(n)$ تابع چگالی احتمال توأم بردار کلاتر می‌باشد. ولی اگر \underline{s} یک بردار تصادفی با تابع چگالی احتمال معلوم $f_s(s)$ و مستقل از کلاتر باشد، آزمون آشکارسازی بهینه به صورت زیر در می‌آید [۱۹]

$$\Lambda(y) = \int_{\Gamma_s} \Lambda(y|\underline{s}) f_s(s) d\underline{s} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (4)$$

که در آن Γ_s فضای نمونه‌ای کل پارامترهای تصادفی s می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در آزمون آشکارسازی بهینه، از تابع درست‌نمایی شرطی نسبت به پارامترهای تصادفی سیگنال متوسط‌گیری می‌شود و لذا به این آشکارساز ALR می‌گویند. در حالت کلی رابطه تابع درست‌نمایی برای حالت کلاتر شبه‌گوسی^۴ نسبت به توزیع گوسی بسیار پیچیده‌تر خواهد شد؛ به طوری که دست‌یافتن به یک تحقق از آشکارساز بهینه به طور تحلیلی غالباً غیر ممکن بوده و حل عددی آن نیز زمانبر خواهد بود. بنابراین در چنین حالتی از آشکارسازهای شبه‌بهینه که ساختار ساده‌تری دارند و همچنین قابل تحقق هستند استفاده می‌شود. در این مقاله به آشکارسازی همدوس سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر شبه‌گوسی پرداخته شده است. در بخش دوم مدل سیگنال و کلاتری که مورد استفاده قرار گرفته است، معرفی شده و در بخش سوم با استفاده از آن مدل‌ها دو نوع آشکارساز شبه‌بهینه جدید محقق و معرفی خواهند شد. در نهایت در بخش چهارم نتایج حاصل از شبیه‌سازی کامپیوتری ارائه می‌شوند.

۲- مدل‌سازی سیگنال و کلاتر

در مدل‌سازی سیگنال، هدف را با موج آهسته در نظر می‌گیریم. انبوه

1. Neyman Pearson
2. False Alarm
3. Likelihood Ratio
4. Pseudo-Gaussian

5. Rayleigh

6. Pulse Repetition Frequency

7. High-Resolution Radar

8. Low Grazing Angle

9. Weibull

10. Probability Density Function

11. Modified Bessel Function

12. Spherically Invariant Random Processes

$$\Lambda(\underline{y} | \underline{s}) = \frac{[\sqrt{v}(\underline{y} - \underline{s})^H M^{-1}(\underline{y} - \underline{s})]^{\frac{v-N}{\tau}}}{[\sqrt{v} \underline{y}^H M^{-1} \underline{y}]^{\frac{v-N}{\tau}}} \quad (18)$$

$$\times \frac{K_{v-N}(\sqrt{v}(\underline{y} - \underline{s})^H M^{-1}(\underline{y} - \underline{s}))}{K_{v-N}(\sqrt{v} \underline{y}^H M^{-1} \underline{y})}$$

در حالت سیگنال کاملاً معلوم، آزمون آشکارساز بهینه، مقایسه تابع فوق با یک سطح آستانه می‌باشد، ولی در حالت سیگنال تصادفی با مدل تموج آهسته، آزمون آشکارساز بهینه طبق (۴)، از آزمون زیر حاصل می‌شود

$$\Lambda(\underline{y}) = \frac{1}{\sqrt{\pi}^{\tau}} \int_{\frac{H_0}{T}}^{\frac{H_1}{T}} \int \int \Lambda(\underline{y} | \underline{s}) f_A(A) dA d\phi d\Omega \quad (19)$$

که در آن $\Lambda(\underline{y} | \underline{s})$ از (۱۸) جایگذاری می‌گردد. ملاحظه می‌شود آزمون (۱۹) دارای فرم پیچیده‌ای بوده، بگونه‌ای که تحقق آن به طور تحلیلی غیر ممکن می‌باشد.

۳- آشکارسازهای شبه‌بهینه

از آنجایی که حل تحلیلی انتگرال (۱۹) امکان‌پذیر نیست و حتی حل عددی آن بسیار پیچیده و غیر عملی خواهد بود، برای ادامه تحلیل مجبور به استفاده از آزمون‌های آشکارسازی شبه‌بهینه هستیم. آزمون GLR یکی از مهم‌ترین و متداول‌ترین این آزمون‌ها در آشکارسازی است [۶] تا [۸] و [۲۲] و [۲۳]. با توجه به فرم بسیار پیچیده مسأله فوق، این آزمون و مشتقات آن را به خاطر قابلیت‌هایی که در حل این مسأله دارد، به عنوان آزمون شبه‌بهینه انتخاب می‌کنیم.

۳-۱ آشکارساز GLR

آشکارساز GLR به خاطر ساختار نسبی ساده‌تر و عملکرد نسبتاً مطلوب، یکی از رایج‌ترین آشکارسازهای شبه‌بهینه در آشکارسازی رادار می‌باشد. در این آشکارساز پارامترهای تصادفی مجهول سیگنال از روی بردار دریافتی تخمین ML زده شده و سپس از فرض سیگنال معلوم در آشکارسازی استفاده می‌شود. به عبارت دیگر اگر در تابع درست‌نمایی شرطی، تخمین ML سیگنال جایگزین آن شود، به آزمون GLR با رابطه زیر منجر می‌گردد [۱۷]

$$\Lambda(\underline{y} | \hat{\underline{s}}_{ML}) = \frac{g_N[h_M(\underline{y} - \hat{\underline{s}}_{ML})]}{g_N(h_M(\underline{y}))} > T \quad (20)$$

در حالت شیفت داپلر معلوم، آزمون GLR برای حالت هدف با تموج آهسته محقق شده است. با استفاده از نتایج بدست آمده در آن تحقیقات داریم [۸] و [۲۲]

$$\hat{\phi}_{ML} = -\angle(\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}) \quad (21)$$

$$\hat{A}_{ML} = \frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}} \quad (22)$$

که با جایگذاری در (۱۴)، خواهیم داشت

چنین فرآیندهایی توزیع گوسی بوده و این فرآیندها بسیاری از ویژگی‌های جالب و مهم فرآیند گوسی را دارا می‌باشند [۲۱]. برای مدل‌سازی کلاترهای شبه‌گوسی از جمله K و ویبول می‌توان از مدل ترکیبی استفاده کرد. بر اساس این مدل می‌توان بردار شبه‌گوسی \underline{n} با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس M را به صورت حاصل ضرب یک بردار گوسی در یک متغیر تصادفی مستقل به صورت زیر نوشت

$$\underline{n} = \sqrt{\tau} \underline{x} \quad (10)$$

که در آن \underline{x} یک بردار تصادفی گوسی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس M بوده و τ یک متغیر تصادفی نامنفی با میانگین واحد است. در صورتی که توزیع کلاتر از نوع K باشد، τ دارای توزیع گاما با میانگین واحد و پارامتر شکل ν در نظر گرفته می‌شود

$$f_{\tau}(\tau) = \frac{1}{\Gamma(\nu)} \nu^{\nu} \tau^{\nu-1} e^{-\nu\tau} \quad (11)$$

که در آن $\Gamma(\nu)$ تابع گاما می‌باشد [۱۵]. بنابراین طبق مدل ترکیبی، هر بردار شبه‌گوسی را می‌توان یک بردار گوسی با توان تصادفی در نظر گرفته و بر این اساس، تابع چگالی احتمال بردار کلاتر شبه‌گوسی \underline{n} از رابطه زیر به دست می‌آید [۲۲]

$$f_{\underline{n}}(\underline{n}) = \int_0^{\infty} \frac{1}{\pi^N \det(M) \tau^N} \exp\left\{-\frac{\underline{n}^H M^{-1} \underline{n}}{\tau}\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (12)$$

که در آن M ماتریس کوواریانس کلاتر است. با جایگذاری (۱۲) در (۵) نسبت درست‌نمایی شرطی به صورت زیر به دست می‌آید

$$\Lambda(\underline{y} | \underline{s}) = \frac{\int_0^{\infty} \frac{1}{\tau^N} \exp\left\{-\frac{1}{\tau}(\underline{y} - \underline{s})^H M^{-1}(\underline{y} - \underline{s})\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau}{\int_0^{\infty} \frac{1}{\tau^N} \exp\left\{-\frac{1}{\tau} \underline{y}^H M^{-1} \underline{y}\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau} \quad (13)$$

با تعریف $h_M(\underline{y} - \underline{s})$ و $g_N[h_M(\underline{y} - \underline{s})]$ به صورت زیر

$$h_M(\underline{y} - \underline{s}) = (\underline{y} - \underline{s})^H M^{-1}(\underline{y} - \underline{s}) \quad (14)$$

$$g_N[h_M(\underline{y} - \underline{s})] = \int_0^{\infty} \frac{1}{\tau^N} \exp\left\{-\frac{1}{\tau} h_M(\underline{y} - \underline{s})\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (15)$$

داریم

$$\Lambda(\underline{y} | \underline{s}) = \frac{g_N[h_M(\underline{y} - \underline{s})]}{g_N[h_M(\underline{y})]} \quad (16)$$

تابع $g_N(\cdot)$ یک تابع نامنفی و اکیداً نزولی می‌باشد [۲۳]. در صورتی که کلاتر \underline{n} دارای توزیع K ، با پارامتر شکل ν و ماتریس کوواریانس M باشد، $g_N(\cdot)$ به صورت رابطه زیر در می‌آید [۲۰]

$$g_N(x) = \frac{\sqrt{v}^{\frac{v+N}{\tau}}}{\Gamma(\nu)} x^{\frac{v-N}{\tau}} K_{\nu-N}(\sqrt{v} x) \quad (17)$$

در این حالت تابع درست‌نمایی شرطی از رابطه زیر پیروی می‌کند

۲-۳ آشکارساز GLRTLQ

جینی^۲ در [۲۴] با استفاده از تخمین ML از متغیر تصادفی τ به آشکارسازهایی با ساختار ساده‌تر برای سیگنال با شیفیت داپلر معلوم دست یافته است. می‌دانیم توابع چگالی احتمال توأم بردار دریافتی \underline{y} به شرط فرضیه‌های H_0 و H_1 و با فرض سیگنال کاملاً معلوم \underline{s} از روابط زیر به دست می‌آیند

$$f_{\underline{y}}(\underline{y} | \tau, H_1) = \frac{1}{\pi^N \det(M)\tau^N} \exp\left\{-\frac{\underline{y}^H M^{-1} \underline{y}}{\tau}\right\} \quad (۳۱)$$

$$f_{\underline{y}}(\underline{y} | \tau, H_0) = \frac{1}{\pi^N \det(M)\tau^N} \exp\left\{-\frac{(\underline{y}-\underline{s})^H M^{-1} (\underline{y}-\underline{s})}{\tau}\right\} \quad (۳۲)$$

تخمین ML از τ به شرط دو فرضیه متفاوت H_0 و H_1 از رابطه زیر پیروی می‌کند

$$\hat{\tau} = \arg_{\tau} \{\max_{\tau} f_{\underline{y}}(\underline{y} | \tau, H_1)\} \quad (۳۳)$$

$$\hat{\tau} = \arg_{\tau} \{\max_{\tau} f_{\underline{y}}(\underline{y} | \tau, H_0)\} \quad (۳۴)$$

لذا با ماکزیم‌گیری از (۳۱) و (۳۲) برحسب τ ، تخمین‌های $\hat{\tau}_1$ و $\hat{\tau}_0$ قابل محاسبه بوده که در حالت سیگنال کاملاً معلوم با جایگذاری این تخمین‌ها در تابع درست‌نمایی شرطی نهایتاً، آشکارساز به صورت زیر به دست می‌آید [۲۴]

$$\Lambda(\underline{y} | \underline{s}) \approx \frac{\underline{y}^H M^{-1} \underline{y}}{(\underline{y}-\underline{s})^H M^{-1} (\underline{y}-\underline{s})} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (۳۵)$$

در صورتی که هدف را با توجع آهسته و شیفیت داپلر نامعلوم در نظر بگیریم، آشکارساز شبه‌بهینه با جایگذاری $\Lambda(\underline{y} | \underline{s})$ از (۳۵) در (۱۹) به دست می‌آید. از آنجایی که انتگرال مذکور حل تحلیلی ندارد بنابراین در این مرحله نیز از تخمین ML سیگنال استفاده کرده و به یک آزمون GLR تقریبی می‌رسیم. در این حالت برای تخمین ML پارامترهای مجهول \underline{s} ، بجای اینکه $\Lambda(\underline{y} | \underline{s})$ را بیشینه کنیم، مقدار تقریبی آن را در (۳۵) بیشینه کرده و یا به طور معادل

$$\hat{\underline{s}}_{ML} = \arg_{\underline{s}} \{\min_{\underline{s}} (\underline{y}-\underline{s})^H M^{-1} (\underline{y}-\underline{s})\} \quad (۳۶)$$

که ما را به همان تخمین‌های قبلی می‌رساند [۲۵]

$$\hat{\phi}_{ML} = -\angle(\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}) \quad (۳۷)$$

$$\hat{A}_{ML} = \frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}} \quad (۳۸)$$

$$\hat{\Omega}_{ML} = \arg_{\Omega} \{\max_{\Omega} \left(\frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|^2}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}}\right)\} \quad (۳۹)$$

با جایگذاری مقادیر تخمین زده‌شده در آزمون (۳۵)، آشکارساز مذکور با نام GLRTLQ، به صورت زیر معرفی می‌گردد

$$\frac{\underline{y}^H M^{-1} \underline{y}}{\underline{y}^H M^{-1} \underline{y} - \max_{\Omega} \left(\frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|^2}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}}\right)} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T}, \text{ GLRTLQ} \quad (۴۰)$$

$$h_M(\underline{y}-\underline{s})|_{\hat{\phi}_{ML}, \hat{A}_{ML}} = \underline{y}^H M^{-1} \underline{y} - \frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|^2}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}} \quad (۲۳)$$

لذا در حالت شیفیت داپلر نامعلوم، با توجه به نزولی بودن تابع $g_N(\cdot)$ ، معادله زیر برای تخمین ML شیفیت داپلر به دست می‌آید

$$\hat{\Omega}_{ML} = \arg_{\Omega} \{\min(\underline{y}^H M^{-1} \underline{y} - \frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|^2}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}})\} \quad (۲۴)$$

بنابراین آزمون GLR در حالت شیفیت داپلر نامعلوم به صورت زیر قابل بیان است

$$\frac{g_N[\underline{y}^H M^{-1} \underline{y} - \max_{\Omega} \left(\frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}|^2}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}}\right)]}{g_N(h_M(\underline{y}))} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T}, \text{ GLR} \quad (۲۵)$$

متأسفانه محاسبه مقدار $\hat{\Omega}_{ML}$ از (۲۴) به طور تحلیلی امکان‌پذیر نبوده و تحقق آشکارساز (۲۵) احتیاج به تعداد نامحدودی فیلتر برای پوشش‌دادن به مقادیر مختلف Ω در بازه $[0, 2\pi)$ دارد که عملاً امکان‌پذیر نیست. یک تقریب برای تحقق این آشکارساز استفاده از روش محدودسازی است [۷] و [۸]. در این روش به جای استفاده از Ω بهینه‌ای که در فاصله $[0, 2\pi)$ مینیمم مطلق عبارت $h_M(\underline{y}-\underline{s})$ را به ما بدهد، مقدار مینیمم $h_M(\underline{y}-\underline{s})$ از میان گزینه‌های محدودی از Ω که به طور یکنواخت در فاصله $[0, 2\pi)$ انتخاب شده‌اند، برگزیده می‌شود. به عبارت دیگر بجای استفاده از آزمون زیر

$$\max_{\Omega} \hat{\Lambda}(\underline{y} | \Omega) \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (۲۶)$$

از آزمون تقریبی زیر استفاده می‌شود

$$\max_k \hat{\Lambda}(\underline{y} | \Omega_k) \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (۲۷)$$

که در آن $\hat{\Lambda}(\underline{y} | \Omega_k)$ مقدار تابع درست‌نمایی شرطی به ازاء \hat{A}_{ML} و $\varphi = \hat{\phi}_{ML}$ بوده و Ω_k نمونه k ام از کاندیداهای مقدار بهینه Ω در فاصله $[0, 2\pi)$ با رابطه زیر است

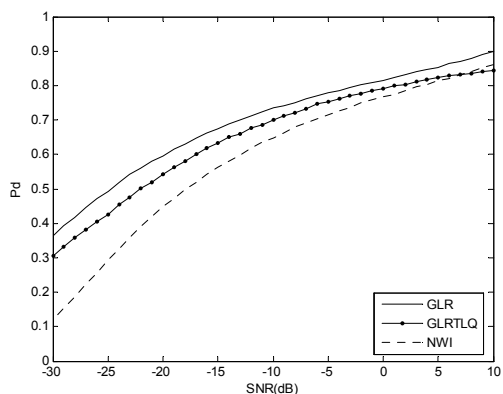
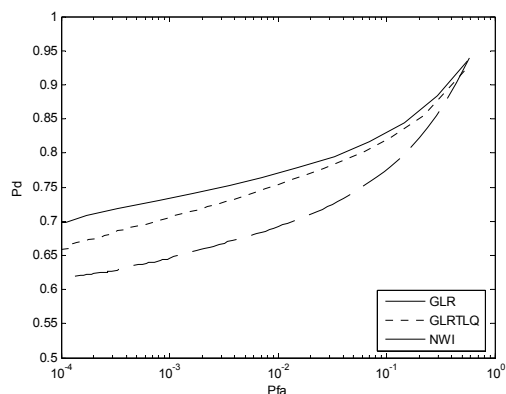
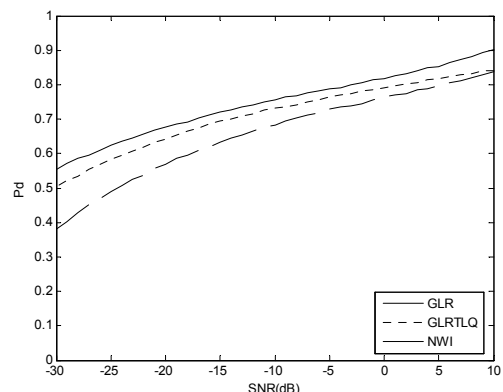
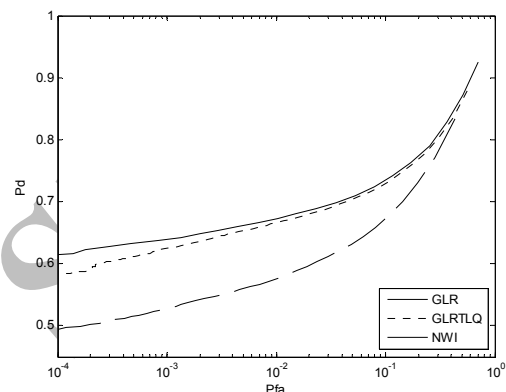
$$\Omega_k = \frac{2k\pi}{K}, \quad k = 1, \dots, K \quad (۲۸)$$

K تعداد کل کاندیداهای Ω می‌باشد. بدیهی است با افزایش K دقت تقریب آزمون بیشتر شده ولی حجم محاسبات افزایش می‌یابد. در نهایت آزمون پیشنهادی را CGLR نامیده و رابطه نهایی آن را به صورت زیر جمع‌بندی می‌کنیم

$$\frac{g_N[\underline{y}^H M^{-1} \underline{y} - \max_k \left(\frac{|\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}_k|^2}{\underline{\delta}_k^H M^{-1} \underline{\delta}_k}\right)]}{g_N(\underline{y}^H M^{-1} \underline{y})} \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \text{ CGLR} \quad (۲۹)$$

که در آن $\underline{\delta}_k$ ، کاندید k ام برای $\underline{\delta}$ بهینه با رابطه زیر می‌باشد

$$\underline{\delta}_k = [1, e^{j\Omega_k}, e^{j2\Omega_k}, \dots, e^{j(N-1)\Omega_k}]^T, \quad k = 1, \dots, K \quad (۳۰)$$

شکل ۳: P_d بر حسب SNR به ازای $P_{fa} = 10^{-3}$ ، $v = 0.5$ و $N = 4$.شکل ۱: P_d بر حسب P_{fa} به ازای $SNR = -10 \text{ dB}$ و $N = 4$ ، $v = 0.5$.شکل ۴: P_d بر حسب SNR به ازای $P_{fa} = 10^{-3}$ ، $v = 0.5$ و $N = 5$.شکل ۲: P_d بر حسب P_{fa} به ازای $SNR = -25 \text{ dB}$ و $N = 5$ ، $v = 0.5$.

۴- شبیه‌سازی کامپیوتری و نتایج

برای بررسی عملکرد آشکارسازهای پیشنهادی، از منحنی تغییرات P_d بر حسب P_{fa} (که به آن ROC^۴ می‌گویند) و نیز منحنی P_d بر حسب نسبت سیگنال به نویز^۵ (SNR) این آشکارسازها در مقایسه با آشکارساز NWI^۶ استفاده می‌کنیم. از آنجایی که نمی‌توان رابطه بسته‌ای بین P_d و P_{fa} به دست آورد، برای رسم و بررسی این منحنی‌ها از شبیه‌سازی کامپیوتری استفاده می‌کنیم. در شبیه‌سازی بردارهای سیگنال و کلاتر از مدل‌های مطرح‌شده در این مقاله استفاده شده است. با فرض همدوسی، دامنه هدف سورلینگ I فرض شده و توزیع کلاتر شبه‌گوسی از نوع K در نظر گرفته شده است. همچنین تابع همبستگی (یا طیف توان) نمونه‌های کلاتر گوسی فرض شده است. برای رسم هر منحنی از ۱۰۰۰۰۰ بردار تصادفی استفاده شده است. شکل ۱ با ارائه منحنی‌های ROC آشکارسازهای GLR و GLRTLQ، عملکرد آنها را با آشکارساز NWI با رابطه زیر مورد مقایسه قرار داده است

$$\underset{H_0}{y^H M^{-1} y} > \underset{H_1}{T} \quad (44)$$

در این شکل، کلاتر با توزیع K و پارامتر شکل 0.5 و با پهنای باند طیف توان نرمالیزه (به PRF رادار) 0.15 فرض شده و $N = 4$ و $SNR = -10 \text{ dB}$ در نظر گرفته شده‌اند. ملاحظه می‌شود که عملکرد

آزمون فوق به فرم مناسب‌تر زیر قابل بیان است

$$\text{Max}_{\Omega} \left(\frac{|y^H M^{-1} \underline{\delta}|^v}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}} \right) - \eta y^H M^{-1} y > \underset{H_0}{\cdot} \underset{H_1}{\cdot}, \text{ GLRTLQ} \quad (41)$$

که در آن η ضریب مقایسه ثابت و وابسته به احتمال هشدار غلط است که با T دارای رابطه زیر است

$$\eta = 1 - \frac{1}{T} \quad (42)$$

مشابه با آشکارساز قبلی، در این حالت نیز مقدار $\hat{\Omega}_{ML}$ به طور تحلیلی قابل محاسبه نخواهد بود و لذا آشکارساز فوق در عمل قابل تحقق نیست. بنابراین برای رفع این مسأله، از روش محدودسازی استفاده کرده و آزمون CGLRTLQ^۱ را به صورت زیر معرفی می‌کنیم

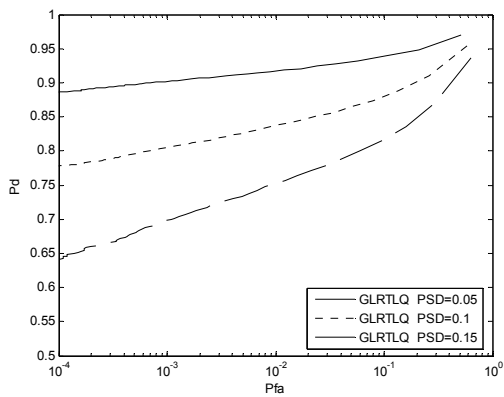
$$\text{Max}_k \left(\frac{|y^H M^{-1} \underline{\delta}_k|^v}{\underline{\delta}_k^H M^{-1} \underline{\delta}_k} \right) - \eta y^H M^{-1} y > \underset{H_0}{\cdot} \underset{H_1}{\cdot}, \text{ CGLRTLQ} \quad (43)$$

که در این روش $\underline{\delta}_k$ از (۳۰) پیروی می‌کند.

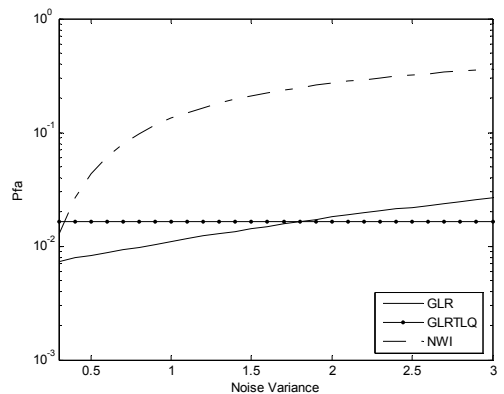
برای سرعت‌بخشیدن به الگوریتم‌های مطرح‌شده، با توجه به ساختار بردار $\underline{\delta}_k$ و الهام از رابطه DFT^۲، اجزاء اصلی این آزمون‌ها با استفاده از تبدیل FFT^۳ قابل محاسبه هستند.

4. Receiver Operating Curve
5. Signal to Noise Ratio
6. Non-coherent Whitening Integrator

1. Constrained GLRTLQ
2. Discrete Fourier Transform
3. Fast Fourier Transform



شکل ۸: ROC آشکارساز GLRTLQ به ازاء کلاتر K با $\nu=0.5$ و پهنای باندهای $SNR=-10dB$ و $PSD=0.05, 0.1, 0.15$.

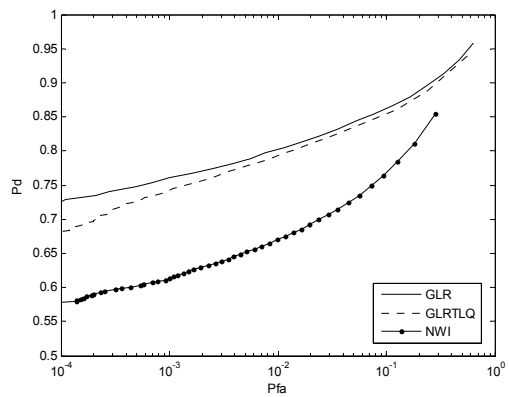


شکل ۹: P_{fa} بر حسب واریانس نویز برای آشکارسازهای GLR، GLRTLQ و NWI به ازاء کلاتر K با $\nu=0.5$ ، $N=4$ و $SNR=-10dB$.

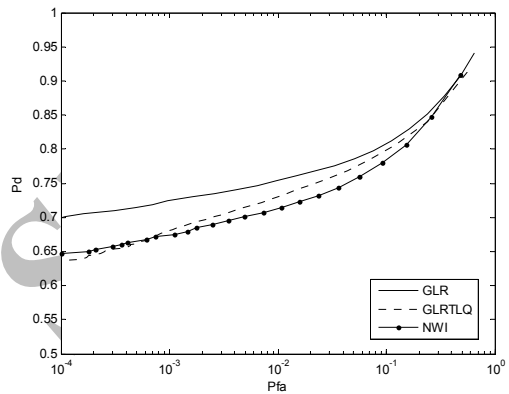
با کاهش پارامتر شکل ν ، میزان انحراف توزیع کلاتر از گوسی بیشتر می‌شود. برای مقایسه رفتار این آشکارسازها به ازاء تغییرات پارامتر شکل ν ، شبیه‌سازی‌های متنوعی انجام شده است که در شرایط $N=4$ و $SNR=-10dB$ به ازاء دو مقدار دیگر پارامتر شکل $\nu=1$ (نزدیک‌تر به گوسی) و $\nu=0.25$ (دورتر از گوسی) در شکل‌های ۵ و ۶ عملکرد این آشکارسازها مورد مقایسه قرار گرفته است. همانگونه که دیده می‌شود، اگرچه با تغییر پارامتر شکل، ترتیب عملکرد آشکارسازها تغییر نمی‌کند ولی هرچه توزیع کلاتر از گوسی دورتر شود، عملکرد GLRTLQ به GLR نزدیک‌تر شده و اختلاف NWI از آن دو بیشتر می‌شود. ولی با نزدیک شدن توزیع کلاتر به گوسی، آشکارساز GLRTLQ از GLR فاصله گرفته و به NWI نزدیک‌تر می‌شود.

برای بررسی میزان تأثیر تغییرات پهنای باند طیف توان کلاتر (همبستگی نمونه‌های کلاتر) در عملکرد آشکارسازهای مذکور، در شکل‌های ۷ و ۸ به ترتیب عملکرد دو آشکارساز GLR و GLRTLQ در شرایط مشابه کلاتر K با پارامتر شکل 0.5 ، $SNR=-10dB$ و $N=4$ به ازای سه مقدار متفاوت پهنای باند نرمالیزه طیف توان نشان داده شده است. بدیهی است که با افزایش پهنای باند طیف توان کلاتر، عملکرد آشکارسازها دچار افت شده ولی روند کاهش عملکرد برای دو آشکارساز مذکور تقریباً یکسان و طبق یک روال است.

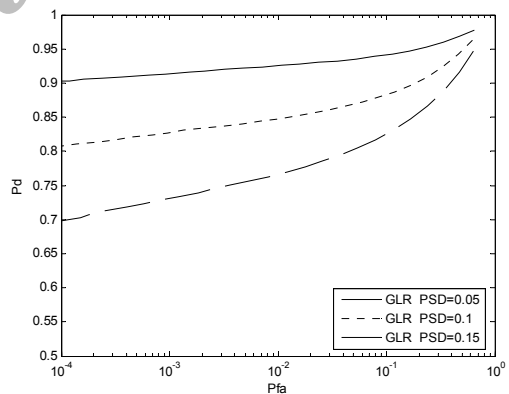
با توجه به رابطه آشکارساز GLRTLQ (۴۰)، که ضریب واریانس کلاتر (موجود در ماتریس M) از صورت و مخرج رابطه آزمون حذف می‌شود، می‌توان قابلیت تثبیت نرخ هشدار غلط^۱ این آزمون را نسبت به



شکل ۵: P_d بر حسب P_{fa} به ازای $\nu=0.25$ ، $N=4$ و $SNR=-10dB$.

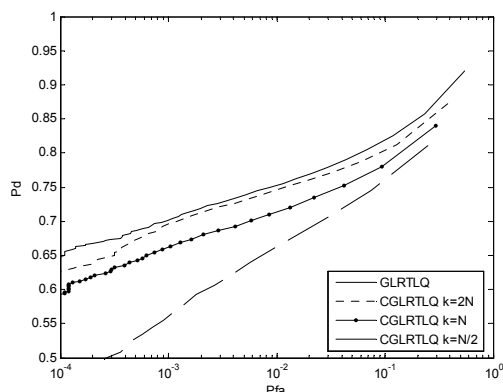


شکل ۶: P_d بر حسب P_{fa} به ازای $\nu=1$ ، $N=4$ و $SNR=-10dB$.

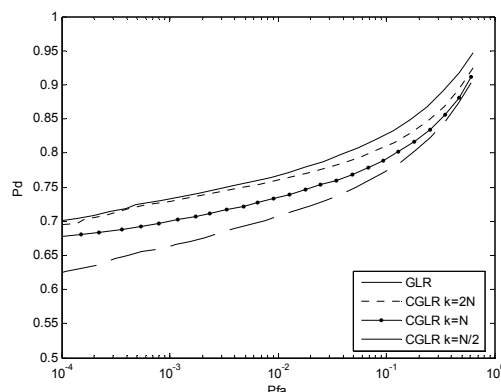


شکل ۷: ROC آشکارساز GLR به ازاء کلاتر K با $\nu=0.5$ و پهنای باندهای طیف توان $SNR=-10dB$ و $N=4$ ، $PSD=0.05, 0.1, 0.15$.

آزمونهای GLR و GLRTLQ به مراتب از NWI بهتر بوده و همانگونه که انتظار می‌رود GLR بر GLRTLQ برتری دارد. اتخاذ مقادیر مختلف از SNR و تعداد نمونه‌های N ، نشان‌دهنده حفظ روال بیان شده در عملکرد این آشکارسازهاست. به عنوان مثال شکل ۲ این منحنی را برای $N=5$ و $SNR=-25dB$ نشان می‌دهد. همان‌طور که از این شکل‌ها ملاحظه می‌شود، آشکارساز GLRTLQ همواره عملکرد نسبتاً ضعیف‌تری نسبت به آشکارساز GLR دارد. شکل ۳ منحنی P_d بر حسب SNR به ازای $P_{fa}=10^{-4}$ و $N=4$ و شکل ۴ این منحنی را به ازای $P_{fa}=10^{-4}$ و $N=5$ برای آشکارسازهای GLR، GLRTLQ و NWI در حضور کلاتر با توزیع K و پارامتر شکل 0.5 و طیف توان گوسی با پهنای باند نرمالیزه 0.15 نشان می‌دهند که به نحو دیگری به مقایسه این آشکارسازها پرداخته و همان نتایج مقایسه قبلی را ارائه می‌دهند.



شکل ۱۱: مقایسه ROC آشکارسازهای GLRTLQ و CGLRTLQ به ازای $\nu = 0.5$ ، $N = 4$ و $SNR = -10 \text{ dB}$.



شکل ۱۰: مقایسه ROC آشکارسازهای GLR و CGLR به ازای $\nu = 0.5$ ، $N = 4$ و $SNR = -10 \text{ dB}$.

به علت محدودیت در تحقق عملی این آزمون، حل عددی CGLRTLQ مطرح گردید. در این روش، انتخاب تعداد کاندیداهای Ω بین N تا $2N$ در فاصله $(0, 2\pi)$ ، به عملکرد نسبتاً نزدیک به GLRTLQ منجر می‌گردد.

مراجع

- [1] J. I. Marcum, "A statistical theory of target detection by pulsed radar," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 6, no. 2, pp. 65-104, Apr. 1960.
- [2] P. Swerling, "Detection of fluctuating pulsed signals in the presence of noise," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 3, no. 3, pp. 175-178, Sep. 1957.
- [3] P. Swerling, "Probability of detection for fluctuating target," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 6, no. 2, pp. 269-308, Apr. 1960.
- [4] M. I. Skolnik, *Introduction to Radar Systems*, McGraw-Hill, New York, 2002.
- [5] J. V. D. Franco and W. L. Rubin, *Radar Detection*, Artech House, 1980.
- [6] I. Selin, "Detection of coherent radar returns of unknown Doppler shift," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 11, no. 3, pp. 396-400, Jul. 1965.
- [7] L. E. Brennan, I. S. Reed, and W. Sollfrey, "A comparison of Average - Likelihood and Maximum - Likelihood Ratio tests for detecting radar targets of unknown Doppler frequency," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 14, no. 1, pp. 104-110, Jan. 1968.
- [8] M. M. Nayebi, M. M. Aref and, M. H. Bastani, "Detection of coherent radar signal with unknown Doppler shift," in *IEE Proc. Radar, Sonar, and Navigation*, vol. 143, no. 2, pp. 79-86, Apr. 1996.
- [9] D. C. Schlehler, *Radar Detection and Radar Data Processing*, Artech House, 1980.
- [10] K. D. Ward, "Compound representation of high resolution sea clutter," *Elect. Lett.* vol. 17, no. 16, pp. 561-563, Aug. 1981.
- [11] X. Y. Hou and N. Morinaga, "Detection performance in K-distributed and correlated Rayleigh clutter," *IEEE Trans. AES*, vol. 25, no. 5, pp. 639-641, Sep. 1989.
- [12] S. Watts, C. J. Baker, and K. D. Ward, "Maritime surveillance radar part 1: radar scattering from the ocean surface," in *IEE Proc. Pt. F*, vol. 137, no. 2, pp. 51-62, Apr. 1990.
- [13] S. Watts, C. J. Baker, and K. D. Ward, "Maritime surveillance radar part 2: detection performance prediction in sea clutter," in *IEE Proc. Pt. F*, vol. 137, no. 2, pp. 63-72, Apr. 1990.
- [14] H. F. Helmken, "Low - grazing angle radar backscatter from the ocean surface," in *IEE Proc. Pt. F*, vol. 137, no. 2, pp. 113-117, Apr. 1990.
- [15] E. Conte and G. Ricci, "Performance prediction in compound-Gaussian clutter," *Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 30, no. 2, pp. 611-616, Apr. 1994.
- [16] S. M. Kay, *Fundamentals of Statistical Signal Processing Volume II Detection Theory*, Prentice-Hall, 1998.
- [17] H. V. Poor, *An Introduction to Signal Detection and Estimation*, 2nd edition, Dow den & Cluver, 1994.
- [18] M. Barkat, *Signal Detection and Estimation*, 2nd edition, Artech House, 2005.
- [19] A. D. Whalen and R. N. Mc Donouth, *Detection of Signals in Noise*, 2nd edition, Academic Press, New York, 1995.

تغییرات واریانس کلاتر توجه نمود. شبیه‌سازی‌های مختلف نیز این مسأله را تأیید می‌کند. به عنوان مثال در شکل ۹ با ترسیم منحنی P_{fa} بر حسب واریانس کلاتر برای سه آشکارساز مذکور، در همان شرایط کلاتر K با پارامتر شکل 0.5 ، $SNR = -10 \text{ dB}$ و $N = 4$ ، علاوه بر اینکه CFAR بودن GLRTLQ نشان داده شده است، ملاحظه می‌شود که تغییرات P_{fa} در آزمون GLR نسبت به تغییرات واریانس کلاتر چندان زیاد نبوده؛ در حالی که برای آشکارساز NWI این تغییرات قابل توجه است.

بدین ترتیب مواردی همچون ساختار ساده‌تر آشکارساز GLRTLQ نسبت به آشکارساز GLR، CFAR بودن آن و عملکرد نزدیک به GLR، جمعاً نشان‌دهنده مزیت این آشکارساز نسبت به آشکارساز GLR می‌باشد. آزمونهای CGLR و CGLRTLQ در واقع تحقق‌های عملی از آزمون‌های GLR و GLRTLQ هستند. شکل‌های ۱۰ و ۱۱ در واقع نشان‌دهنده میزان دقت و نزدیکی این تقریب‌ها به آزمون‌های اصلی هستند. در همان شرایط قبلی (کلاتر K با پارامتر شکل 0.5 و پهنای طیف توان نرمالیزه 0.15 ، $SNR = -10 \text{ dB}$ و $N = 4$) شکل ۱۰ میزان نزدیکی CGLR نسبت به GLR را به ازاء مقادیر مختلف K و شکل ۱۱ همین مقایسه را برای CGLRTLQ و GLRTLQ انجام می‌دهد. در تمامی این شکل‌ها، همان‌گونه که انتظار می‌رود، با افزایش K آزمون‌های تقریبی به آزمون‌های اصلی نزدیک می‌شوند؛ به طوری که در $K = 2N$ تقریباً یکسان می‌گردند. به ازاء $K = N$ دقت نسبتاً مناسب بوده ولی به ازاء $K = N/2$ افت عملکرد محسوس می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

آشکارسازی سیگنال رادار با شیفت داپلر نامعلوم در کلاتر غیرگوسی، یک مسأله بسیار پیچیده بوده که غالباً به طور دقیق تحلیلی قابل حل نمی‌باشد. نویسندگان مقاله راه‌کارهای متعددی را برای حل تقریبی این مسأله آزموده‌اند که برگزیده آنها تحت عناوین آشکارسازهای GLR و GLRTLQ در این مقاله معرفی و محقق شده‌اند. این دو آزمون اگرچه آزمون‌های شناخته‌شده‌ای در آشکارسازی رادار هستند ولی برای اولین بار است که تحت فرض‌های توأم کلاتر غیر گوسی و سیگنال همدوس با شیفت داپلر نامعلوم به کار برده می‌شوند.

علی‌رغم اینکه آزمون GLR در شرایط مختلف، همواره عملکرد بهتری نسبت به آزمون GLRTLQ دارد ولی ویژگی‌هایی چون ساختار ساده‌تر، تثبیت بهتر نرخ هشدار غلط، رفتار تقریباً مشابه به ازاء تغییر پارامترهای مدل و در عین حال عملکرد نزدیک به GLR، نشان‌دهنده مزیت‌ها و برتری‌های آشکارساز GLRTLQ نسبت به آشکارساز GLR می‌باشد.

محمدرضا تابان تحصیلات خود را در مقاطع کارشناسی مهندسی برق-الکترونیک و کارشناسی ارشد و دکترای مهندسی برق-مخابرات در سال‌های ۱۳۶۹، ۱۳۷۲ و ۱۳۷۷ به ترتیب از دانشگاه‌های صنعتی اصفهان، تربیت مدرس و صنعتی اصفهان به پایان رسانیده است. هم‌اکنون استادیار دانشکده مهندسی برق دانشگاه یزد می‌باشد. زمینه تحقیقاتی مورد علاقه ایشان عبارتند از: پردازش سیگنال دیجیتال، آشکارسازی و تخمین، سیستم‌های رادار.

عبدالرضا محمدی تحصیلات خود را در مقطع کارشناسی ارشد برق-مخابرات در سال ۱۳۸۴ از دانشگاه یزد به پایان رسانیده است. زمینه تحقیقاتی مورد علاقه ایشان عبارتند از: پردازش سیگنال دیجیتال و آشکارسازی رادار.

سید محمود مدرس هاشمی تحصیلات خود را در مقاطع کارشناسی مهندسی برق-الکترونیک و کارشناسی ارشد و دکترای مهندسی برق-مخابرات در سال‌های ۱۳۶۸، ۱۳۷۰ و ۱۳۷۹ به ترتیب از دانشگاه‌های صنعتی اصفهان و صنعتی شریف به پایان رسانیده است. هم‌اکنون استادیار دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر دانشگاه صنعتی اصفهان می‌باشد. زمینه تحقیقاتی مورد علاقه ایشان عبارتند از: تئوری آشکارسازی، جنگ الکترونیک و رمزنگاری.

- [20] M. R. Taban, M. R. Aref, H. Alavi, and M. M. Nayebi, "A new approach for coherent radar detection in K-distributed interference," *Scientia Iranica*, vol. 5, no. 1&2, pp. 16-23, Apr. 1998.
- [21] K. Yao, "A representation theorem and its applications to spherically invariant random processes," *IEEE Trans. on Inform. Theory*, vol. 19, no. 5, pp. 600-608, Sep. 1973.
- [22] K. J. Sangston and K. R. Gerlach, "Coherent detection of radar targets in a non-Gaussian background," *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 30, no. 2, pp. 330-340, Apr. 1994.
- [23] M. R. Taban, M. R. Aref, H. Alavi, and M. M. Nayebi, "Coherent radar detection of rapid fluctuating targets in pseudo-Gaussian clutter," in *Proc. ICT. Int. Conf. on Telecommunication*, vol. 1, pp. 460-464, Porto Carras, Greece, Jun. 1998.
- [24] F. Gini, "Sub - optimum coherent radar detection in a mixture of K-distributed and Gaussian clutter," in *IEE Proc. Radar, Sonar and Navigation*, vol. 144, no. 1, pp. 39-48, Feb. 1997.

[۲۵] ع. محمدی، آشکارسازی سیگنال راداری با شیفت داپلر نامعلوم در تداخل شبه‌گوسی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مهندسی برق-مخابرات، دانشکده برق، دانشگاه یزد، ۱۳۸۴.

Archive of SID