

آزمونی جدید برای آشکارسازی همدوس سیگنال راداری در تداخل شبه گوسی (SIRP)

محمدرضا تابان^۱، محمدرضا عارف^۲

۱- استادیار مهندسی برق، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه یزد

۲- استاد مهندسی برق، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه صنعتی شریف

* یزد، صندوق پستی ۷۴۱-۸۹۱۹۵

mrtaban@yazduni.ac.ir

(دریافت مقاله: فروردین ۱۳۸۴، پذیرش مقاله: مرداد ۱۳۸۵)

چکیده- در این مقاله، آشکارسازی بهینه سیگنال هدف رادار در تداخل با توزیع غیرگوسی مطالعه شده است. آشکارسازی همدوس بوده و از چند نمونه متوالی دریافتی از یک سلول راداری، برای آشکارسازی در آن سلول استفاده شده است. معیار بهینگی نیمن-پیرسون بوده و توزیع تداخل شبه گوسی (SIRP) فرض شده است. از آنجا که تحت شرایط عملی و پیچیده فوق، امکان دستیابی به حل دقیق برای آزمون بهینه آشکارسازی یا ALR وجود ندارد، با استفاده از تقریب در حل تحلیلی، آزمون تقریبی AALR جدیدی پیشنهاد شده است. آزمون AALR مورد نظر اولاً عملکرد نسبتاً بهتری نسبت به آزمون GLR دارد (که متداولترین آشکارساز شبه بهینه در رادار است)، ثانیاً از لحاظ ساختار، بسیار به آن شبیه است. از آنجا که آزمون AALR، از حل تحلیلی آزمون ALR به دست آمده، لذا شباهت ساختار آن با آزمون GLR، به نوعی پشتوانه و دلیل دیگری بر عملکرد خوب و پایداری آزمون GLR است. عملکرد آزمون پیشنهادی علاوه بر آزمون GLR با آشکارسازهای مهم OLD و ECD نیز مقایسه شده است. نتایج شبیه سازی نشان دهنده عملکرد برتر و اغلب نزدیک آزمون AALR بر آزمون GLR و برتری قابل توجه آنها بر آشکارسازهای OLD و ECD است. آزمون پیشنهادی به ویژه در حالتی که انحراف توزیع شبه گوسی تداخل از توزیع گوسی زیاد می شود، بر سایر آزمونها کاملاً برتری دارد.

کلید واژگان: آشکارسازی، رادار، شبه گوسی، شبه بهینه، تداخل.

۱- مقدمه

گوسی پرداخت بیش از نیم قرن می گذرد [۱] و در این فاصله، حجم قابل توجهی از کارهای پژوهشی راداری در زمینه آشکارسازی انجام شده است. کارهای ارزشمند اولیه در زمینه آشکارسازی رادار، براساس مدل های ساده و ابتدایی سیگنال و نویز انجام می شد. پژوهش های بعدی در این زمینه، با در نظر گرفتن مدل های دقیق تر و شرایط عملی تر توسعه پیدا کرد. این در حالی بود که با پیشرفت تکنولوژی، سیگنال ها و سیستم های راداری نیز کاملتر و

یکی از مهمترین قسمتهای سیستم راداری، آشکارساز^۱ است که با پردازش سیگنال دریافتی از هر سلول راداری، در خصوص وجود یا عدم وجود هدف در آن سلول تصمیم گیری می کند. از دهه ۵۰ میلادی که مارکوم^۲ به بررسی آشکارسازی اهداف بدون تموج^۳ در نویز سفید

1. Detector

2. Marcum, J.I.

3. Non-fluctuating

نیمن-پیرسون^۵ (NP) است. بر طبق این معیار، آشکارساز بهینه، آشکارسازی است که به ازای احتمال هشدار غلط^۶ دلخواه و ثابت، احتمال آشکارسازی^۷ را بیشینه کند [۲]. آشکارسازی بهینه براساس معیار NP به مقایسه تابع درستنمایی^۸ $\Lambda(y)$ با یک سطح آستانه منجر خواهد شد [۳]:

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

که در این رابطه $f_y(y|.)$ تابع چگالی احتمال شرطی بردار دریافتی y و T سطح آستانه‌ای است که به مقدار احتمال هشدار غلط موردنظر بستگی دارد. با توجه به مدل دو فرضیه‌ای (۱)، آزمون آشکارسازی بهینه (۲) به صورت زیر قابل تبدیل است:

$$\Lambda(y) = \frac{E_s[f_n(y-s)]}{f_n(y)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} T \quad (3)$$

که در آن $f_n(.)$ تابع چگالی احتمال بردار تداخل و E_s میانگین آماری نسبت به بردار تصادفی سیگنال s است. ملاحظه می‌شود که برای آشکارسازی بهینه، ابتدا لازم است مدل آماری مناسبی برای بردارهای تداخل و سیگنال انتخاب شود.

در طی سالهای متمادی از توزیع گوسی برای توصیف آماری تداخل استفاده شده است. در آن سالها، استفاده از توزیع گوسی با توجه به تفکیک‌پذیری پایین سیستمهای راداری و امکان استفاده از قضیه حد مرکزی^۹ (CLT) در محاسبه کلاتر دریافتی، فرضی معقول بود؛ و اندازه‌گیریهای تجربی نیز آن را تأیید می‌کرد. لذا در آن شرایط و با توجه به توزیع گوسی نویز سیستم رادار و استقلال آن از کلاتر، استفاده از توزیع گوسی برای بردار تداخل، فرضی منطقی و متداول بود. در چنین شرایطی و در حالت سیگنال کاملاً معلوم، آشکارساز بهینه همان فیلتر

پیشرفته‌تر می‌شدند و این به نوبه خود باعث تغییر مدل‌های قبلی و مطرح شدن مدل‌های جدیدتری می‌شد. به عنوان مثال با بالا رفتن قدرت تفکیک‌پذیری^۱ رادارها، فرض گوسی بودن تابع توزیع نمونه‌های کلاتر^۲ دیگر معتبر نبوده و مدل آن باید به صورت غیرگوسی در نظر گرفته می‌شد. اکنون ایجاد امکانات و قابلیت‌های بسیار متنوع در سیگنال‌ها و سیستم‌های رادار باعث شده است که نه تنها مبحث آشکارسازی راداری به عنوان یک مبحث پژوهشی پویا همچنان مطرح باشد، بلکه به عنوان زمینه‌ای با شاخه‌های گوناگون گسترش یابد.

در این مقاله آشکارسازی بهینه سیگنال هدف رادار دیدبان زمینی در تداخل^۳ غیرگوسی مطالعه می‌شود. تداخل، سیگنالی ناخواسته در رادار است که در واقع مجموع کلاتر و نویز سیستم می‌باشد. بر اساس قابلیت رادارهای امروزی و مدل‌های جدیدتر، آشکارسازی همدوس^۴ فرض شده و لذا داده‌ها در باند پایه به صورت مختلط در دسترس هستند. پردازش آشکارسازی در یک سلول راداری روی چند پژواک متوالی از آن سلول انجام شده و لذا داده‌ها به صورت برداری در نظر گرفته می‌شوند.

اگر H_0 فرضیه عدم وجود هدف و H_1 فرضیه وجود هدف در یک سلول راداری باشند، با فرض جمع‌پذیر بودن تداخل با سیگنال هدف، آشکارسازی معادل با آزمون مدل دو فرضیه‌ای زیر است:

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

که در آن بردارهای y ، $\underline{n}$ و $\underline{s}$ به ترتیب بردارهای دریافتی، تداخل و سیگنال در سلول تحت آزمون است. اگر تعداد نمونه‌های مورد پردازش را N در نظر بگیریم، این بردارها همگی مختلط و با طول N خواهند بود.

معیار بهینگی در آشکارسازی سیگنال رادار، معیار

5. Neyman-Pearson
6. False Alarm Probability
7. Detection Probability
8. Likelihood Ratio Function
9. Central Limit Theorem

1. Resolution
2. Clutter
3. Interference
4. Coherent

متعدد بر روی داده‌های کلاتر در رادارهای با تفکیک‌پذیری بالا در چند دهه اخیر، نشان‌دهنده انطباق عالی توزیع آماری آنها بر توزیع شبه‌گوسی است [۱۰،۹]. همچنین تحلیل‌های نظری مختلف بر روی مسأله انعکاس پالس رادار از یک سلول سطحی در چنین رادارهایی نیز تأیید کننده این مدل آماری برای کلاتر است [۱۲،۱۱]. همچنین با تعمیم مدل‌های سورلینگ^{۱۰} به حالت هم‌دوس، مدل مناسبی برای سیگنال در نظر گرفته خواهد شد.

در حالتی که توابع توزیع احتمال پارامترهای تصادفی سیگنال هدف معلوم باشند، در آزمون بهینه آشکارسازی رابطه (۳)، از تابع درستنمایی شرطی برحسب تمام این پارامترهای تصادفی انتگرالگیری می‌شود:

$$\Lambda(\underline{y}) = \frac{\int_{\underline{s}} f_{\underline{n}}(\underline{y} - \underline{s}) f_{\underline{s}}(\underline{s}) d\underline{s}}{f_{\underline{n}}(\underline{y})} \underset{\hat{H}_0}{\overset{H_1}{>}} T \quad (4)$$

که در آن $f_{\underline{s}}(\underline{s})$ تابع چگالی احتمال توأم کلیه پارامترهای تصادفی بردار سیگنال $\underline{s}$ بوده و $\Gamma_{\underline{s}}$ فضای نمونه‌ای این متغیرها است. از این رو به این آزمون بهینه، نسبت درست‌نمایی میانگیری شده یا ALR^{۱۱} نیز می‌گویند. با توجه به اینکه تابع چگالی احتمال بردار تداخل شبه‌گوسی، شکل پیچیده‌تری نسبت به نوع گوسی دارد، لذا انجام آزمون ALR در حالت تداخل با توزیع شبه‌گوسی بسیار پیچیده بوده و غالباً به‌طور تحلیلی قابل حل نیست. لذا برای تحقق این آزمون، اغلب از آزمون‌های تقریبی یا شبه‌بهینه^{۱۲} استفاده می‌شود. آزمون CALR^{۱۳} مبتنی برحل عددی انتگرال آزمون بهینه و آزمون AALR^{۱۴} مبتنی بر استفاده از تقریب در حل تحلیلی انتگرال آزمون بهینه، برخی از این آزمون‌ها هستند. با این حال آزمون نسبت درست‌نمایی تعمیم یافته یا GLR^{۱۵} متداولترین آزمون شبه‌بهینه در آشکارسازی

منطبق^۱ بود که می‌توانست به‌صورت یک فیلتر سفیدکننده^۲ همراه با یک همبستگی‌ساز^۳ که سیگنال به نویز را در خروجی خود پیشینه می‌کند، نمایش داده شود. امروز بیشتر پردازشگرهای رادار از نوعی ساختاری هم‌دوس شامل یک فیلتر MTI^۴ و به دنبال آن بانک فیلترهای دوپلر^۵، استفاده می‌کنند. این ساختار اساساً نوعی تحقق شبه‌بهینه برای بانک فیلترهای منطبق است. اما در حالت سیگنال تصادفی چنین ساختاری الزاماً بهینه نیست [۴].

با بالا رفتن قدرت تفکیک‌پذیری رادارها، استفاده از فرض گوسی برای توصیف آماری کلاتر صحیح نیست [۵،۶]. بررسی‌های تجربی نشان می‌دهد که در چنین رادارهایی، نمونه‌های کلاتر را می‌توان به‌صورت حاصل‌ضرب دو مؤلفه در نظر گرفت. یکی از مؤلفه‌ها بردار تصادفی مختلطی با متوسط صفر و ماتریس همبستگی مشابه با بردار کلاتر و توزیع آماری گوسی است. دیگری یک متغیر تصادفی حقیقی و مثبت است که مقدار آن روی چند نمونه زمانی متوالی کلاتر تقریباً ثابت می‌ماند. مؤلفه دوم که به میخ‌وار^۶ معروف است می‌تواند به‌صورت یک شبه‌هدف از پردازشگر آشکارساز متداول^۷ عبور کرده و باعث بالا رفتن نرخ آذیر هشدار غلط شود. در این رابطه نتایج تحقیقاتی متعدد نشان‌دهنده افت عملکرد فاحش آشکارسازهای متداول در حالت تداخل با توزیع غیرگوسی است [۸،۷]. براین اساس اکنون در بیشتر پژوهش‌های آشکارسازی رادار، تابع توزیع تداخل را غیرگوسی فرض می‌کنند.

دربخش دوم، فرایندهای تصادفی با توزیع شبه‌گوسی^۸ یا به‌طور کروی تغییرناپذیر (SIRP)^۹، برای مدلسازی تداخل غیرگوسی معرفی می‌شود. بررسی‌ها و تحقیقات

1. Matched Filter

2. Whitenning Filter

3. Correlator

4. Moving Target Indicator

5. Doppler Filter Bank

6. Spiky

7. Conventional آشکارسازهای با ساختار ساده و رایج در رادارها

8. Pseudo-Gaussian

9. Spherically Invariant Random Processes

10. Swerling

11. Averaged Likelihood Ratio

12. Sub-Optimal

13. Sub-Optimal ALR

14. Approximated ALR

15. Generalized Likelihood Ratio

۲- توصیف آماری بردارهای تداخل و

سیگنال

در رادارهای امروزی که سلولهای راداری تفکیک پذیری بالایی دارند، استفاده از توزیع گوسی برای توصیف آماری نمونه های تداخل دقیق نیست. خوشبختانه بررسیهای فراوان تجربی و نظری بر روی نمونه های تداخل نشان می دهد که دسته مهمی از فرایندهای تصادفی با نام شبه گوسی یا SIRP می توانند برای توصیف آماری چنین فرایندهای تداخلی استفاده شوند. توزیعهای مطرح و مهمی مانند K و ویبول برخی از این فرایندها است. نکته قابل توجه این است که این فرایندها بسیاری از ویژگیهای مهم فرایند گوسی را دارا هستند. بسته بودن توزیع نسبت به عملگرهای مستوی^۲ و معادل بودن تخمین زننده^۳ I.s.e. (حداقل مربع خطا) با تخمین زننده^۴ I.l.s.e. به ازای هر توزیعی از این فرایندها، برخی از این ویژگیها است [۱۹]. فرایند گوسی که خود نیز به این خانواده تعلق دارد، به عنوان یک فرایند تصادفی مادر، در مدلسازی هریک از فرایندهای شبه گوسی به کار می رود. بلوک دلخواه از N نمونه متوالی از فرایند شبه گوسی، تشکیل یک بردار تصادفی شبه گوسی یا SIRV^۵ را می دهد. بر مبنای مدل ترکیبی^۶ هر بردار تصادفی شبه گوسی را می توان به صورت حاصل ضرب یک بردار تصادفی گوسی رنگی در یک متغیر تصادفی حقیقی و مثبت در نظر گرفت [۲۰]. شکل ۱ چنین مدل ترکیبی را نشان می دهد. در این مدل بردارهای تصادفی گوسی و شبه گوسی دارای بردار میانگین صفر و ماتریس کوواریانس یکسان هستند. متغیر تصادفی ضرب شده، مثبت و دارای توان واحد بوده و تابع توزیع آن، به نوع و مشخصات فرایند شبه گوسی مذکور بستگی دارد.

سیگنال راداری است [۱۲-۱۷].

اگر بردار سیگنال $\underline{s}$ کاملاً معلوم فرض شود، در آزمون ALR انتگرال گیری روی پارامترهای تصادفی $\underline{\gamma}$ ضروری نبوده و آزمون به صورت زیر درمی آید:

$$\Lambda(\underline{y}) = \frac{f_n(\underline{y} - \underline{s})}{f_n(\underline{y})} \frac{H_1}{H_0} \underset{T}{>} \quad (5)$$

در آزمون GLR، ابتدا از روی بردار دریافتی $\underline{y}$ بردار سیگنال $\underline{s}$ را از معیار حداکثر درست نمایی یا MLE^۱ تخمین زده و سپس با فرض معلوم بودن بردار $\underline{s}$ از آزمون زیر استفاده می کنند:

$$\Lambda(\underline{y} | \hat{\underline{s}}_{ML}) = \frac{f_n(\underline{y} - \hat{\underline{s}}_{ML})}{f_n(\underline{y})} \frac{H_1}{H_0} \underset{T}{>} \quad (6)$$

که در آن $\hat{\underline{s}}_{ML}$ تخمین MLE بردار سیگنال $\underline{s}$ است.

پژوهشهای مختلف در زمینه آشکارسازی بهینه سیگنال راداری، نشان دهنده عملکرد بسیار نزدیک GLR به ALR در برخی حالتها یا انحراف قابل توجه آن دو در حالتها دیگر است [۱۳، ۱۴]. به عنوان مثال در حالتی که هیچگونه اطلاعات آماری از سیگنال در دست نباشد، GLR بر ALR منطبق می شود. به هر حال صحت و دقت عملکرد GLR بستگی مستقیم به صحت و دقت تخمین MLE دارد. لذا با توجه به خواص مجانبی MLE می توان گفت که آزمون GLR به طور مجانبی بر ALR منطبق است [۱۸].

در بخش سوم مقاله، حل تقریبی آزمون ALR بر اساس مدل های تداخل شبه گوسی و سیگنال هدف با تموج آهسته و دوپلر معلوم انجام شده است. آزمون AALR پیشنهادی از نظر رابطه و ساختار، به آزمون GLR بسیار شبیه بوده و لذا به طور نسبی از ساختار ساده ای برخوردار است. در بخش چهارم با استفاده از شبیه سازی کامپیوتری، عملکرد این آزمون در مقایسه با آزمونهای شبه بهینه دیگر ارزیابی خواهد شد.

2. Affine
3. least square error
4. linear I.s.e.
5. Spherically Invariant Random Vector
6. Mixture

1. Maximum Likelihood Estimation

$$s_k = A_k e^{j\phi_k} e^{j\Omega_k}, k=0,1,\dots,N-1 \quad (10)$$

که در آن A_k ، ϕ_k و Ω_k به ترتیب دامنه، فاز و فاز ناشی از شیفت دوپلر^۳ هدف است. اگر فرکانس تکرار پالس یا PRF^۴ رادار ثابت و شیفت دوپلر هدف معلوم فرض شوند، Ω_k به صورت $k\Omega$ در می‌آید که Ω فازی معلوم با رابطه زیر است:

$$\Omega = 2\pi \frac{f_d}{PRF} \quad (11)$$

که در آن f_d فرکانس شیفت دوپلر هدف است. همچنین بعلا آسکارسازی همدوس، ϕ_k برای نمونه‌های متوالی، متغیر تصادفی ثابت ϕ با توزیع یکنواخت در فاصله $[0, 2\pi]$ خواهد بود.

در میان مدل‌های سورلینگ برای دامنه هدف، مدل با تموج آهسته^۵ از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در چنین حالتی A_k برای نمونه‌های متوالی هدف، متغیر تصادفی ثابت A و مستقل از ϕ خواهد بود. لذا تحت فرضهای عملی فوق، s_k به صورت زیر در می‌آید:

$$s_k = A e^{j\phi} e^{j\Omega k}, k=0,1,\dots,N-1 \quad (12)$$

و بر این اساس بردار تصادفی سیگنال $\underline{s}$ به صورت زیر قابل نمایش است:

$$\underline{s} = A e^{j\phi} \underline{\delta} \quad (13)$$

که در آن یک بردار معلوم با رابطه زیر است:

$$\underline{\delta} = [1, e^{j\Omega}, e^{j2\Omega}, \dots, e^{j(N-1)\Omega}]^T \quad (14)$$

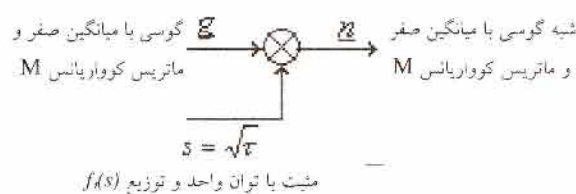
در حالت مدل سورلینگ $\underline{\delta}$ تابع چگال احتمال دامنه هدف، رابلی با توان P_s به صورت زیر است:

$$f_A(A) = \frac{2A}{P_s} \exp\left\{-\frac{A^2}{P_s}\right\}, A \geq 0 \quad (15)$$

بدین ترتیب با تعیین $f_{\underline{s}}(\underline{s})$ و $f_{\underline{n}}(\underline{n})$ در این بخش، در بخش بعدی بر اساس آزمون بهینه^(۳)، تحقق آشکار ساز شبه‌بهینه مطالعه خواهد شد.

بر مبنای مدل ترکیبی شکل ۱، تابع چگالی احتمال توأم بردار تداخل $\underline{n}$ ($f_{\underline{n}}(\underline{n})$) که یکی از توابع مورد نیاز برای تحقق آزمون بهینه^(۳) است - از رابطه زیر به دست می‌آید:

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



شکل ۱ مدل ترکیبی برای بردار تصادفی شبه گوسی $\underline{n}$

که در آن $\underline{n}$ دارای میانگین صفر و ماتریس کوواریانس M بوده و τ مجذور متغیر تصادفی s در مدل ترکیبی شکل ۱، خود متغیر تصادفی حقیقی و مثبتی با تابع چگالی $f_A(\tau)$ است که توزیع آن به نوع و مشخصات فرایند شبه گوسی بستگی دارد. به عنوان مثال اگر $f_A(\tau)$ تابع $(\tau-1)$ باشد، بردار تصادفی $\underline{n}$ گوسی و اگر τ یک متغیر تصادفی گاما^۱ با پارامتر شکل ν و توان واحد باشد، بردار تصادفی $\underline{n}$ دارای توزیع K با پارامتر شکل ν خواهد بود. با توجه به اینکه تابع چگالی احتمال توأم بردار تداخل به نورم^۲ آن بستگی دارد، لذا برای سادگی اگر تابع $g_N(\cdot)$ به صورت زیر تعریف شود:

$$g_N(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\tau^N} \exp\left\{-\frac{x}{\tau}\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (8)$$

آنگاه داریم:

$$f_{\underline{n}}(\underline{n}) = \frac{1}{\pi^N \det(M)} g_N[\underline{n}^H M^{-1} \underline{n}] \quad (9)$$

در مدلسازی سیگنال هدف، در حالت کلی نمونه k بردار سیگنال $\underline{s}$ به صورت زیر قابل نمایش است:

3. Doppler Shift
4. Pulse Repetition Frequency
5. Slowly Fluctuating

1. Gamma
2. Norm

۳- آشکارسازی

برای رسیدن به آزمون آشکارساز بهینه، تابع چگالی احتمال توأم تداخل شبه‌گوسی از روابط (۸) و (۹) باید در رابطه (۴) جایگزین شود. در این صورت آزمون بهینه به صورت زیر در می‌آید:

$$\Lambda(\underline{y}) = \frac{1}{g_N(\|\underline{y}\|_M^2)} \int_{\Gamma_s} g_N(\|\underline{y} - \underline{s}\|_M^2) f_s(\underline{s}) d\underline{s} \stackrel{H_1}{\geq} \stackrel{H_0}{T} \quad (16)$$

که در آن نورم M بردار $\underline{y}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\|\underline{y}\|_M^2 = \underline{y}^H M^{-1} \underline{y} \quad (17)$$

در حالت کلی آزمون بهینه (۱۶) حل تحلیلی ندارد و برای تحقق تحلیلی آن مجبور به استفاده از روشهای تقریبی هستیم.

۳-۱- آزمون GLR

همانگونه که در بخش ۱ بیان شد، در آزمون شبه‌بهینه GLR، با تخمین MLE بردار سیگنال $\underline{s}$ از روی بردار دریافتی $\underline{y}$ ، از فرض سیگنال معلوم استفاده شده و لذا آزمون (۱۶) به صورت تقریبی زیر در می‌آید:

$$\frac{g_N(\|\underline{y} - \hat{\underline{s}}_{ML}\|_M^2)}{g_N(\|\underline{y}\|_M^2)} \stackrel{H_1}{\geq} \stackrel{H_0}{T} \quad (18)$$

که در آن $\hat{\underline{s}}_{ML}$ از رابطه زیر به دست می‌آید [۱۲]:

$$\hat{\underline{s}}_{ML} = \frac{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{y}}{\underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta}} \underline{\delta} \quad (19)$$

شکل ۲ بلوک دیاگرام آزمون GLR برای آشکارسازی هدف با موج آهسته و شیف‌ت دوپلر معلوم در تداخل شبه‌گوسی را نشان می‌دهد. از آنجا که تابع $g_N(\cdot)$ تابعی مثبت و دارای محدوده تغییر بزرگ است، در این تحقق لگاریتم تابع درست‌نمایی با لگاریتم سطح آستانه مقایسه شده و لذا به جای T از لگاریتم آن یعنی T_1 استفاده شده است.

۳-۲- آزمون AALR

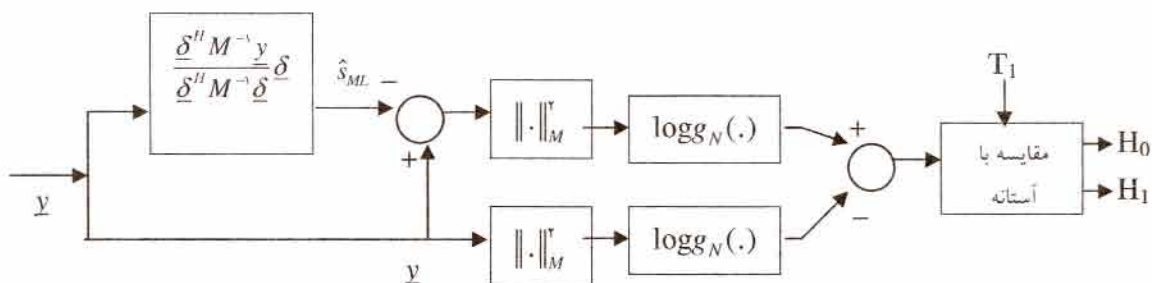
در این آزمون، با استفاده از تقریب ریاضی، آزمون ALR به صورت تقریبی تحقق می‌یابد. مانع اصلی در تحقق آزمون بهینه رابطه (۱۶)، عدم امکان حل تحلیلی انتگرال چندگانه روی پارامترهای تصادفی بردار هدف است که در رابطه زیر نشان داده شده:

$$I(\underline{y}) = \int_{\Gamma_s} g_N(\|\underline{y} - \underline{s}\|_M^2) f_s(\underline{s}) d\underline{s} \quad (20)$$

با فرض هدف با موج آهسته و با شیف‌ت دوپلر معلوم بر طبق مدل رابطه (۱۳)، $f_s(\underline{s})$ در واقع تابع چگالی احتمال توأم دو متغیر تصادفی مستقل A و ϕ است. با جایگذاری رابطه (۸) در رابطه (۲۰) داریم:

$$I(\underline{y}) = \int_{\Gamma_s} \int_{\Gamma_A} \frac{1}{\tau^N} \exp\left\{-\frac{1}{\tau} \|\underline{y} - \underline{s}\|_M^2\right\} f_\tau(\tau) f_A(\underline{s}) d\underline{s} d\tau \quad (21)$$

در جمله $\|\underline{y} - \underline{s}\|_M^2$ بردار $\underline{y}$ یقینی بوده و بردار $\underline{s}$ به متغیرهای تصادفی A و ϕ وابسته است. لذا این جمله به صورت زیر بسط داده می‌شود:



شکل ۲ بلوک دیاگرام آزمون GLR آشکارسازی هدف با موج آهسته و شیف‌ت دوپلر معلوم در تداخل شبه‌گوسی

این انتگرال از تقریب استفاده می‌کنیم. متغیر تصادفی τ نشان‌دهنده میزان تغییرات توان کلاتر در قطعات بسیار کوچک سلول راداری بوده و دارای توزیعی حول میانگین واحد است. از طرف دیگر تابع ضرب شده در $f(\tau)$ به‌ویژه ضریب $\frac{1}{\tau^N}$ در انتگرال رابطه (۳۰)، به مقادیر τ نزدیک به صفر وزن زیاد می‌دهد. به بیان دیگر مقادیر کوچکتر τ نقش مؤثرتری را در مقدار انتگرال مذکور ایفا می‌کنند. لذا بر اساس توجیه فوق با فرض $P_s a \gg \tau$ ، از جمله $P_s \frac{a}{\tau}$ در مقابل یک، در عبارت $1 + P_s \frac{a}{\tau}$ صرف‌نظر می‌کنیم. اگرچه این فرض برای مقادیر بزرگ τ صحیح نیست، اما از آنجا که مقادیر متوسط و بزرگ τ تاثیر قابل توجهی بر مقدار انتگرال ندارند، چنین فرضی را به تمامی مقادیر τ در داخل انتگرال تعمیم می‌دهیم. با این تقریب، رابطه (۳۰) به صورت زیر در می‌آید:

$$I(\underline{y}) \approx \frac{1}{aP_s^N} \int_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{\tau^{N-1}} \exp\left\{-\frac{1}{\tau}\left(c - \frac{b^*}{a}\right)\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (31)$$

فرض توجیهی فوق، راهکاری را برای حل تقریبی انتگرال و رسیدن به آزمون AALR فراهم می‌سازد. بررسیهای انجام شده، مناسب بودن چنین فرضی را نشان می‌دهند (بخش بعدی). با توجه به رابطه $g_N(\cdot)$ در (۸)، رابطه (۳۱) به صورت زیر قابل نمایش است:

$$I(\underline{y}) \approx \frac{1}{aP_s^N} g_{N-1}\left(c - \frac{b^*}{a}\right) \quad (32)$$

با جایگذاری رابطه $I(\underline{y})$ در رابطه آزمون بهینه (۱۶) و ادغام ضریب یقینی $\frac{1}{aP_s^2}$ در سطح آستانه، به آزمون شبه‌بهینه زیر می‌رسیم:

$$\frac{g_{N-1}\left(c - \frac{b^*}{a}\right)}{g_N(c)} \underset{\hat{H}_0}{\overset{\hat{H}_1}{>}} T' \quad (33)$$

که سطح آستانه T' حاصل ضرب T در مقدار ثابت و نامنفی aP_s^2 است.

$$\|\underline{y} - \underline{s}\|_M^2 = aA^* - 2bA \cos(\phi + \theta) + c \quad (22)$$

که در آن a ، b و c و θ متغیرهایی یقینی با رابطه زیر است:

$$a = \underline{\delta}^H M^{-1} \underline{\delta} \quad (23)$$

$$b = \left| \underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta} \right| \quad (24)$$

$$c = \underline{y}^H M^{-1} \underline{y} \quad (25)$$

$$\theta = \angle(\underline{y}^H M^{-1} \underline{\delta}) \quad (26)$$

با جایگذاری (۲۲) در (۲۱)، رابطه (۲۱) به صورت زیر در می‌آید:

$$I(\underline{y}) = \int_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{\tau^N} f_{\tau}(\tau) \int_{A=0}^{\infty} f_A(A) \frac{1}{2\pi} \int_{\phi=0}^{2\pi} \exp\left\{-\frac{1}{\tau}\left[aA^* - 2bA \cos(\phi + \theta) + c\right]\right\} d\phi dA d\tau \quad (27)$$

انتگرال روی متغیر ϕ حل تحلیلی به صورت زیر دارد:

$$I(\underline{y}) = \int_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{\tau^N} f_{\tau}(\tau) \int_{A=0}^{\infty} \exp\left\{-\frac{1}{\tau}\left[aA^* + c\right]\right\} \times I\left(\frac{2b}{\tau}A\right) f_A(A) dA d\tau \quad (28)$$

انتگرال رابطه (۲۸) برای مدل هدف با موج آهسته، حل تحلیلی روی متغیر A دارد. اگر A توزیع ریلی با توان P_s مطابق رابطه (۱۵) داشته باشد، در این صورت رابطه (۲۸) به صورت زیر در می‌آید:

$$I(\underline{y}) = \frac{2}{P_s} \int_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{\tau^N} f_{\tau}(\tau) \int_{A=0}^{\infty} A \exp\left\{-\left(\frac{a}{\tau} + \frac{1}{P_s}\right)A^* - \frac{c}{\tau}\right\} \times I\left(\frac{2b}{\tau}A\right) dA d\tau \quad (29)$$

که با حل انتگرال روی متغیر A به صورت زیر در می‌آید:

$$I(\underline{y}) = \frac{2}{P_s} \int_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{\tau^N} \frac{\exp\left\{-\frac{c}{\tau}\right\}}{1 + P_s \frac{a}{\tau}} \exp\left\{-\frac{P_s \frac{b^*}{\tau}}{1 + P_s \frac{a}{\tau}}\right\} f_{\tau}(\tau) d\tau \quad (30)$$

اگر در رابطه (۳۰)، $f_{\tau}(\tau)$ معلوم باشد و انتگرال روی آن حل تحلیلی داشته باشد، به آزمون بهینه ALR خواهیم رسید؛ اما غالباً چنین حلی وجود ندارد و لذا برای حل

که در آن $M_s = P_s \delta \delta^H$ ماتریس کوواریانس بردار سیگنال است.

با توجه به اینکه معیار بهیئگی در آشکارسازی رادار معیار نیمن-پیرسون است، برای مقایسه عملکرد این آشکارسازها از منحنی تغییرات احتمال آشکارسازی (P_d) برحسب احتمال هشدار غلط (P_{fa}) به ازای مقادیر مختلف سطح آستانه در نسبت سیگنال به تداخل معلوم در ورودی آشکارساز استفاده شده است. این منحنی مهم با عنوان ROC^3 در آشکارسازی رادار شناخته شده است. علاوه بر آن، از منحنی تغییرات احتمال آشکارسازی برحسب نسبت سیگنال به تداخل (SIR^4) در ورودی آشکارساز به ازای احتمال هشدار غلط ثابت، برای مقایسه این آشکارسازها استفاده شده است.

فرایند تداخل، شبه‌گوسی با توزیع K فرض شده و برای آشکارسازی در سلول تحت آزمون، از چهار نمونه متوالی دریافت شده از آن سلول استفاده شده است ($N=4$). توزیع K ، توزیع کاملاً شناخته شده و مقبولی برای مدلسازی تداخل شبه‌گوسی راداری است [۹-۱۱]. برای بردار تصادفی N بعدی با توزیع K و پارامتر شکل v ، تابع $g_N(x)$ در (۸) به صورت زیر است:

$$g_N(x) = \frac{v^{\frac{v+N}{2}}}{\Gamma(v)} x^{\frac{v-N}{2}} K_{\frac{v-N}{2}}(\sqrt{v}x) \quad (38)$$

که در آن $I(.)$ تابع گاما و $K_a(.)$ تابع بسل تعمیم یافته نوع دوم از مرتبه a است. همچنین تغییرات دامنه هدف، سورلینگ I در نظر گرفته شده است.

شکل ۴ عملکرد چهار آشکارساز فوق را در شرایطی مقایسه می‌کند که پهنای باند نرمالیزه تداخل به PRF رادار ۰/۰۵، فرکانس دویبلر هدف نرمالیزه به PRF رادار ۰/۱ و نسبت سیگنال به تداخل در ورودی آشکارساز -۲۰dB است.

با جایگذاری مقادیر a ، b و c با توجه به رابطه زیر که از رابطه (۱۹) نتیجه می‌شود:

$$c - \frac{b^2}{a} = \|y - \hat{s}_{ML}\|_M^2 \quad (34)$$

آزمون AALR به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{g_{N-1}(\|y - \hat{s}_{ML}\|_M^2)}{g_N(\|y\|_M^2)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T' \quad (35)$$

ملاحظه می‌شود که آزمون AALR به دست آمده به آزمون GLR بسیار شبیه است و در واقع تنها تفاوت آن، کاهش یک واحدی مرتبه تابع g در صورت کسر است. لذا بلوک دیاگرام تحقق این آزمون که در شکل ۳ نمایش داده شده، شبیه به بلوک دیاگرام آزمون GLR است که فقط در یک بلوک متفاوت بوده و T_2 لگاریتم T' است.

۴- شبیه‌سازی کامپیوتری

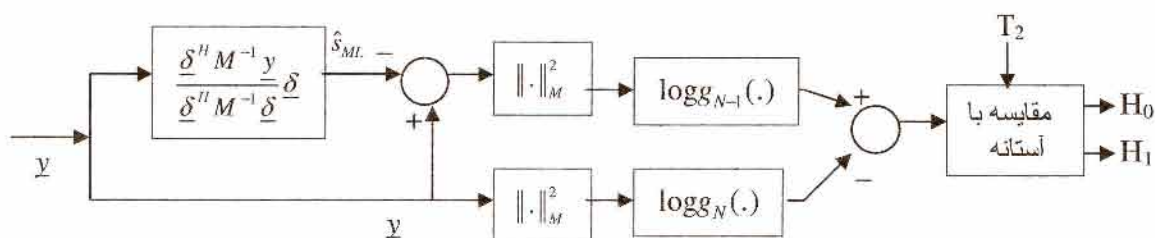
امروز در اغلب آشکارسازهای با عملکرد مناسب در رادار و به ازای مدل‌های واقعی‌تر سیگنال و تداخل، امکان رسیدن به روابطی با شکل بسته برای احتمال‌های هشدار غلط و آشکارسازی وجود ندارد. لذا برای بررسی عملکرد آشکارساز شبه‌بهینه پیشنهادی و مقایسه آن با سایر آشکارسازهای مطرح در رادار، از شبیه‌سازی کامپیوتری استفاده شده است. در این شبیه‌سازی برای تولید فرایند تصادفی شبه‌گوسی، از ویژگی و امکانات مدل ترکیبی استفاده شده است [۲۱، ۲۲]. عملکرد آشکارساز AALR پیشنهادی با آشکارساز مطرح GLR و دو آشکارساز معروف دیگر یعنی آشکارساز بهینه خطی 1 OLD [۲۳] و آشکارساز تخمین‌زن-همبستگی‌یاب 2 ECD [۲۴] با روابط زیر، مقایسه شده است:

$$|y^H M^{-1} \delta| \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T \quad \text{آزمون OLD} \quad (36)$$

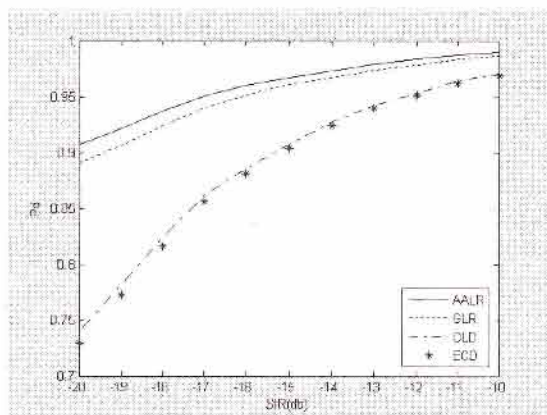
$$y^H (M^{-1} - (M + M_s)^{-1}) y \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T \quad \text{آزمون TECD} \quad (37)$$

3. Receiver Operating Curve
4. Signal to Interference Ratio

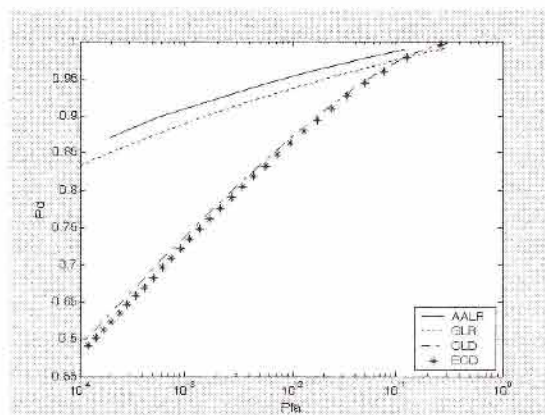
1. Optimal Linear Detector
2. Estimator Correlator Detector



شکل ۳: بلوک دیاگرام آزمون AALR آشکارسازی هدف با مدل سورلینگ I و شیفت دوپلر معلوم در تداخل شبه گوسی



(ب)



(الف)

شکل ۴: مقایسه عملکرد چهار آشکارساز AALR, GLR, OLD و ECD در شرایط تعداد نمونه ۴، فرکانس دوپلر نرمالیزه هدف ۰/۱،

تداخل K با پارامتر شکل ۰/۳ و پهنای باند نرمالیزه ۰/۵ الف- منحنیهای ROC به ازای SIR=-۲۰ dB

ب- منحنیهای Pd بر حسب SIR به ازای Pfa=10⁻³

AALR پیشنهادی نسبت به آزمون GLR است. یادآوری می‌شود که آزمون GLR مطرح‌ترین آزمون شبه‌بهینه در آشکارسازی رادار است که در حالت مجانبی بر آزمون ALR منطبق می‌شود [۱۸]. همچنین ملاحظه می‌شود که هر دو آزمون AALR و GLR برتری عملکرد قابل توجهی بر دو آشکارساز مهم OLD و ECD دارند.

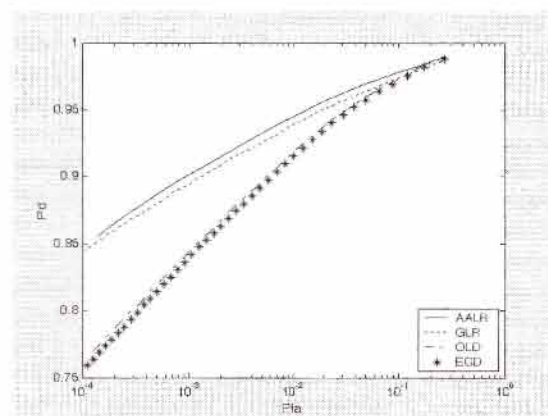
برای بررسی اثر پارامتر شکل تداخل با توزیع K بر عملکرد نسبی آشکارسازها، برای همان شرایط شبیه‌سازی در شکل ۴، برای پارامتر شکل ۷، چهار مقدار رو به رشد ۰/۵، ۱، ۱/۵ و ۳ در نظر گرفته و منحنیهای ROC آشکارسازها به ازای هر یک از این پارامترها به ترتیب در شکلهای الف، ب، ج و د از شکل ۵ نمایش داده شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود با افزایش پارامتر شکل توزیع K (و به بیان دیگر نزدیک شدن توزیع

در این مقایسه پارامتر شکل توزیع تداخل مقدار کوچک ۰/۳ در نظر گرفته شده است. توجه شود که در تداخل با توزیع K، هر چه پارامتر شکل توزیع K کوچکتر باشد، دم توزیع شبه‌گوسی نسبت به گوسی طولانی‌تر شده و آثار تخریبی آن (ایجاد اهداف کاذب) بیشتر می‌شود. اگر چه توزیع K به ازای پارامتر شکل بی‌نهایت بر توزیع گوسی منطبق می‌شود، اما در عمل از پارامتر شکل حدود سه به بالا، توزیع K به توزیع گوسی نزدیک می‌شود. لذا مقدار ۰/۳ نشان دهنده انحراف قابل توجهی از توزیع گوسی است. در شکل ۴-الف منحنیهای ROC این چهار آشکارساز به ازای سیگنال به تداخل -۲۰dB و در شکل ۴-ب منحنیهای Pd بر حسب SIR آنها به ازای Pfa برابر ۱۰^{-۳} با یکدیگر مقایسه شده‌اند. ملاحظه می‌شود که هر دو دسته منحنی نشان‌دهنده عملکرد بهتر آزمون

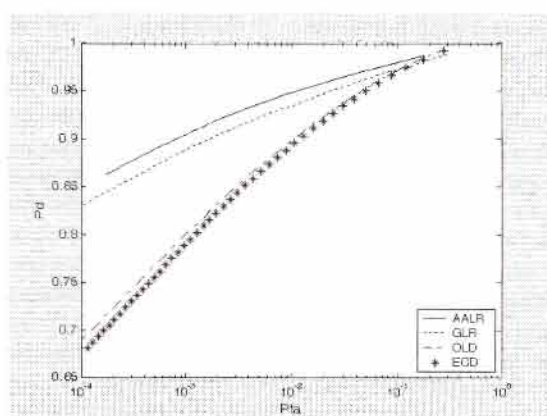
نکته قابل ملاحظه دیگری که از شکل‌های ۵ و ۶ نتیجه می‌شود این است که آزمون‌های شبه‌بهینه AALR و GLR نسبت به تغییر پارامتر شکل تداخل شبه‌گوسی از دوام عملکرد بیشتری برخوردارند، در حالی که دو آزمون OLD و ECD با انحراف بیشتر توزیع شبه‌گوسی از توزیع گوسی، دچار افت عملکرد قابل توجهی می‌شوند. برای بررسی تأثیر پهنای باند تداخل بر عملکرد نسبی آشکارسازهای مورد نظر، در شکل‌های ۷ و ۸ مقایسه‌ای تحت همان شرایط قبلی، اما با دو پهنای باند نرمالیزه تداخل متفاوت ۰/۰۲ و ۰/۰۷ انجام شده است.

غیرگوسی به سمت توزیع گوسی) اولاً عملکرد آزمون AALR به آزمون GLR نزدیک می‌شود (اگر چه همواره برتری خود را حفظ می‌کند)، ثانیاً آزمون‌های OLD و ECD با بهبود عملکرد قابل توجه، خود را به آزمون‌های شبه‌بهینه مذکور نزدیک می‌کنند.

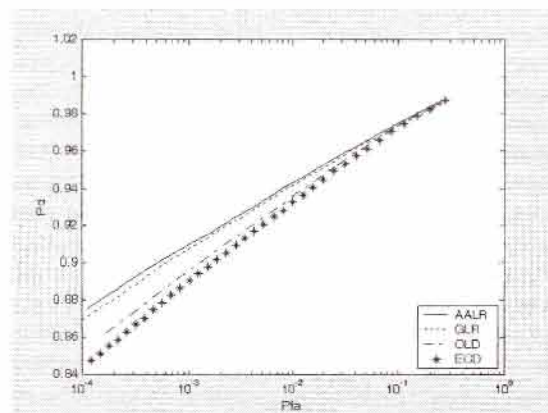
برای همان شرایط شکل ۵ و به ازای احتمال هشدار غلط ثابت 10^{-3} ، در شکل ۶ مقایسه‌ای بین منحنی‌های P_d برحسب SIR چهار آشکارساز مورد نظر به ازای چهار پارامتر شکل ۱/۵، ۱، ۰/۵ و ۳ به ترتیب در شکل‌های الف تا د انجام شده است. ملاحظه می‌شود که با مقایسه این منحنی‌ها نیز، همان نتایج به دست آمده در شکل ۵ تأیید می‌شود.



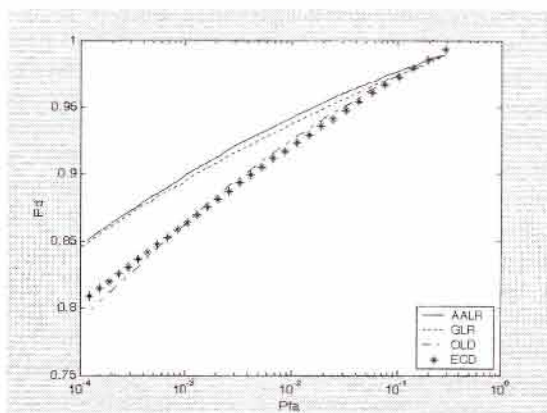
(ب)



(الف)



(د)

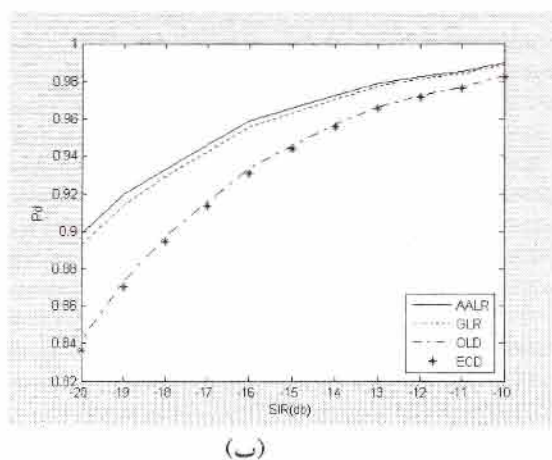


(ج)

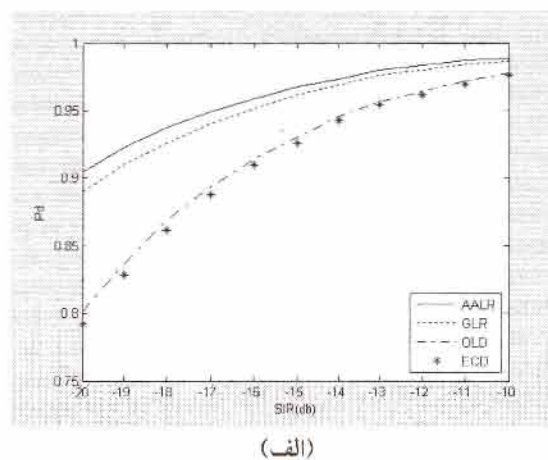
شکل ۵ منحنی‌های ROC چهار آشکارساز AALR, GLR, OLD و ECD به ازای مقادیر متفاوت پارامتر شکل تداخل K

تعداد نمونه ها ۴، فرکانس دوپلر نرمالیزه هدف ۰/۱، پهنای باند نرمالیزه تداخل ۰/۰۵ و $SIR = -20$ dB

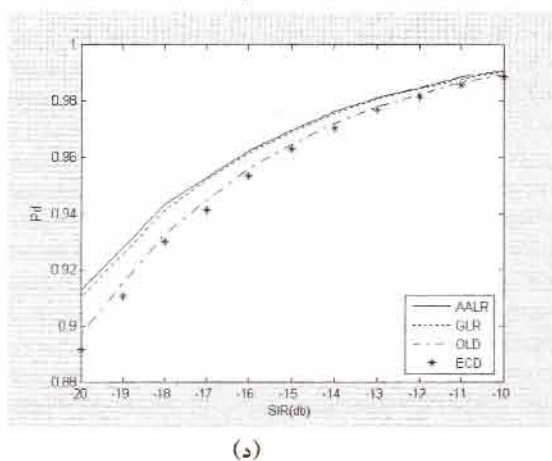
الف- ۰/۵ $\nu = 1$ - ب $\nu = 1/5$ - ج $\nu = 1/5$ - د $\nu = 3$



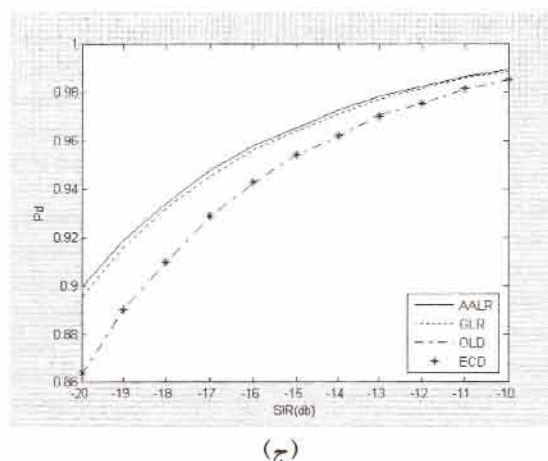
(ب)



(الف)



(د)



(ج)

شکل ۶ منحنیهای P_d برحسب SIR چهار آشکارساز AALR، GLR، OLD و ECD به ازای مقادیر متفاوت پارامتر شکل تداخل K

تعداد نمونه ها ۴، فرکانس دوپلر نرمالیزه هدف ۰/۱، پهنای باند نرمالیزه تداخل ۰/۰۵ و $P_{fa} = 10^{-3}$

الف ۰/۵ ν ب ۱ ν ج ۱/۵ ν د ۳ ν

آشکارسازها ندارد. با این حال افزایش پهنای باند تداخل هنگامی که به فرکانس دوپلر هدف نزدیک شود، علاوه بر افت عملکرد کلیه آشکارسازها (به ویژه OLD و ECD) باعث افت عملکرد بیشتر آزمون AALR نسبت به GLR می شود.

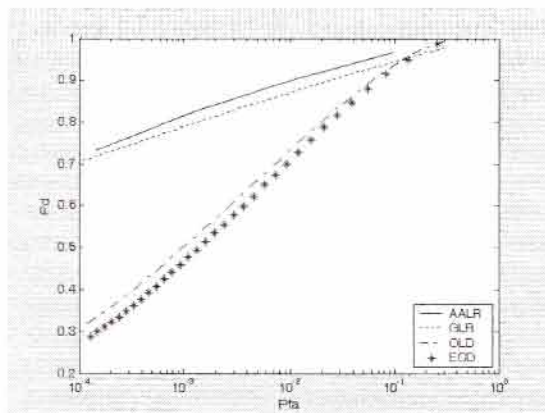
برای مقایسه پیچیدگی ساختار چهار آشکارساز فوق، تعداد عملگرهای محاسباتی مورد استفاده در هر آشکارساز، در جدول ۱ آورده شده است. ملاحظه می شود که تعداد عملگرهای مورد نیاز آزمونهای AALR و GLR بدون احتساب پیچیدگی تابع $g_N(\cdot)$ ، تقریباً با آزمون ECD یکسان بوده و تقریباً N برابر حجم

در شکل ۷ منحنیهای ROC این آشکارسازها و در شکل ۸ منحنیهای P_d برحسب SIR آنها به ازای احتمال هشدار غلط 10^{-3} ، به ازای دو پهنای باند تداخل ۰/۰۲ و ۰/۰۷ به ترتیب در شکلهای الف و ب آورده شده است. از آنجا که کاهش پهنای باند تداخل، باعث افزایش چشمگیر احتمال آشکارسازی و به اشباع رفتن منحنیهای ROC می شود، لذا در شکل ۷-الف SIR برابر -40dB و در شکل ۴-ب برابر -15dB در نظر گرفته شده است. منحنیهای شکلهای ۷ و ۸ نشان می دهد که کاهش پهنای باند تداخل - اگرچه بهبود عملکرد کلیه آشکارسازها را به دنبال دارد - اما تأثیر قابل توجهی بر عملکرد نسبی

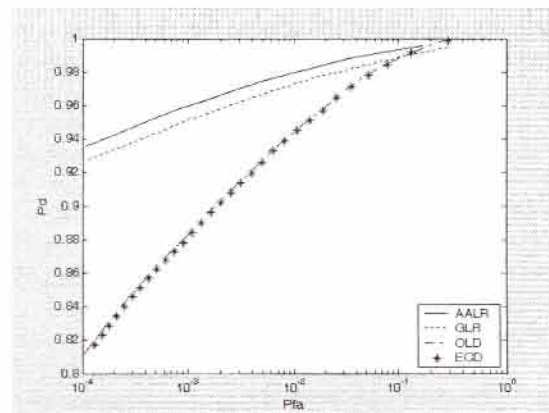
عملگرها تقریباً شامل یک نمایی، $2N$ ضرب و N جمع می شود [۱۳].

از آنجا که حجم محاسبات توابع $g_N(\cdot)$ و $g_{N-1}(\cdot)$ تقریباً یکسان است، لذا دو آزمون AALR و GLR حجم محاسباتی یکسانی دارند. ضمناً از آنجا که آزمون ECD در تداخل شبه گوسی، عملکردی نزدیک به OLD دارد، با توجه به حجم محاسبات N برابری آن، OLD بر ECD کاملاً برتری دارد.

محاسبات برای آزمون OLD است. البته برای دستیابی به حجم محاسبات اصلی این دو آزمون، باید حجم دو بار محاسبه تابع غیر خطی $g_N(\cdot)$ (یا $g_{N-1}(\cdot)$) نیز به آن اضافه شود. حجم محاسبات تابع $g_N(\cdot)$ (یا $g_{N-1}(\cdot)$) در یک مقدار حقیقی، به عواملی مانند نوع توزیع شبه گوسی تداخل، مقدار N ، دقت محاسبات و الگوریتم مورد استفاده در محاسبه این تابع بستگی دارد. به عنوان مثال در حالت $N \gg \nu$ و برای $g_N(\cdot)$ تقریبی تداخل K ، تعداد

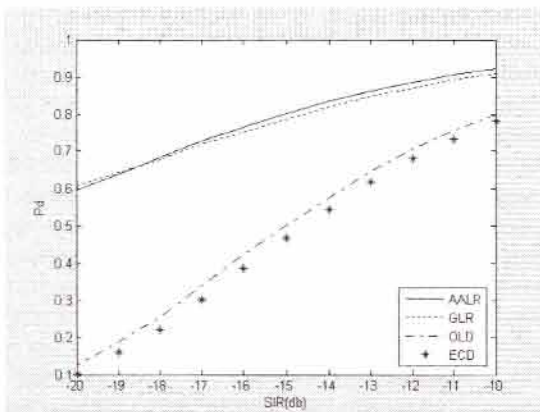


(ب)

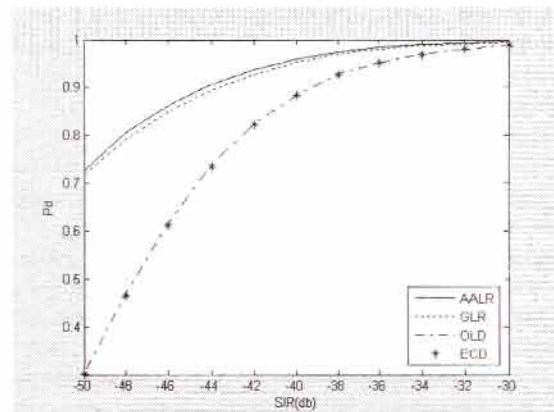


(الف)

شکل ۷ منحنیهای ROC چهار آشکارساز AALR, GLR, OLD و ECD برای مقادیر متفاوت پهنای باند نرمالیزه تداخل
تعداد نمونه ۴، فرکانس دوپلر نرمالیزه هدف ۰/۱ و پارامتر شکل تداخل $K = ۰/۳$ الف- پهنای باند تداخل $SIR = -۴۰$ dB و
ب- پهنای باند تداخل $SIR = -۱۵$ dB و



(ب)



(الف)

شکل ۸ منحنیهای P_d برحسب SIR چهار آشکارساز AALR, GLR, OLD و ECD برای مقادیر متفاوت پهنای باند نرمالیزه تداخل
تعداد نمونه ها ۴، فرکانس دوپلر نرمالیزه هدف ۰/۱، پارامتر شکل تداخل $K = ۰/۳$ و $Pfa = ۱۰^{-۳}$
الف- پهنای باند تداخل $SIR = -۴۰$ dB و ب- پهنای باند تداخل $SIR = -۱۵$ dB

جدول ۱. تعداد عملگرهای لازم برای انجام آزمونهای مورد مقایسه (پیچیدگی آزمون)

نوع عملگر	آزمون OLD	آزمون ECD	GLR و AALR بدون احتساب پیچیدگی $g_N(\cdot)$	GLR و AALR با $g_N(\cdot)$ و بول	GLR و AALR با $g_N(\cdot)$ تقریبی K
نمایی حقیقی	-	-	-	$2N + 2 \approx 2N$	۲
ضرب حقیقی	$4N + 2 \approx 4N$	$4N^2 + 4N \approx 4N^2$	$4N^2 + 8N + 2 \approx 4N^2$	$4N^2 + 12N + 4 \approx 4N^2$	$4N^2 + 12N \approx 4N^2$
تقسیم حقیقی	-	-	2	2	4
جمع حقیقی	$4N - 1 \approx 4N$	$4N^2 + 2N - 2 \approx 4N^2$	$4N^2 + 6N - 2 \approx 4N^2$	$4N^2 + 10N - 4 \approx 4N^2$	$4N^2 + 8N - 4 \approx 4N^2$

ALR به دست آمده، ویژگی فوق به نوعی یک پشتوانه نظری برای آزمون GLR در حالت‌های عملی و غیر مجانبی بوده و عملکرد خوب آن را توجیه می‌کند. این در حالی است که برای انحرافهای بزرگ توزیع تداخل نسبت به توزیع گوسی (پارامترهای شکل کوچک توزیع K)، آزمون AALR بر GLR برتری کاملی دارد.

۶- منابع

- [1] J.I. Marcum; "A Statistical Theory of Target Detection by Pulsed Radar"; *IRE Trans. on IT*; Vol.6; 1960; pp.65-104.
- [2] A.D. Whalen; R.N. Mc Donouth; *Detection of Signals in Noise*; 2nd ed.; New York; Academic Press, 1995.
- [3] M. Barkat; *Signal Detection and Estimation*; Artech House, 1991.
- [4] M.M. Nayeibi; M.R. Aref; M.H. Bastani; "Detection of Coherent Radar Signals with Unknown Doppler Shift"; *IEE Proc. Radar, Sonar and Navigation*; Vol.143; No.2; April 1996; pp.79-86.
- [5] G.V. Trunk; S.F. Goerge; "Detection of Target in Non-Gaussian Sea Clutter"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.18; No.4; November 1982; pp.729-730.
- [6] E. Jakeman; P.N. Pusey; "A Model for Non-Rayleigh Sea Echo"; *IEEE Trans. on AP*; Vol.24; No.6; 1976; pp.806-814.
- [7] X.Y. Hou; N. Morinaga; "Detection Performance in K-distributed and Correlated Rayleigh Clutter"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.25; No.5; September 1989; pp.639-641.

حجم محاسباتی آزمونهای AALR و GLR - اگرچه N برابر حجم آزمون OLD به علاوه حجم دو بار محاسبه تابع $g_N(\cdot)$ (ضرب برای تداخل K تقریبی) است - اما فراموش نشود که آزمونهای AALR و GLR آزمونهایی شبه‌بهینه هستند در حالی که آزمون OLD برای تداخلهای غیر گوسی دارای افت عملکرد قابل توجه است. با این حال برای تداخلهای نزدیک به گوسی، آشکارساز OLD به سایر آشکارسازها ارجح است.

۵- نتیجه گیری

آشکارساز شبه‌بهینه جدیدی که در این مقاله برای آشکارسازی سیگنال راداری پیشنهاد شده، بر مبنای مدلهایی از تداخل و هدف به دست آمده که امروز کاملترین مدلهای عملی برای سیگنالهای راداری هستند. اگرچه بر مبنای چنین مدلهایی، در مقالات متعدد آزمون GLR به عنوان آزمونی کارآمد برای آشکارسازی راداری در تداخل غیرگوسی معرفی شده، با این حال شبیه‌سازی کامپیوتری نشان داد که آزمون AALR پیشنهادی در اغلب شرایط بر آزمون GLR برتری دارد. آزمون پیشنهادی تنها از یک مرحله تقریب برخوردار بوده و به‌طور نسبی تحقق ساده‌ای دارد. نکته قابل توجه، شباهت بسیار زیاد ساختار این آزمون با ساختار آزمون GLR است، در واقع فقط در یک شاخص تابع، با یکدیگر متفاوت هستند. از آنجا که آزمون GLR به‌طور مجانبی بهینه است، اما آزمون AALR مستقیماً از آزمون بهینه

- [17] E. Conte; M. Longo; G. Ricci; "Asymptotically Optimum Radar Detection in Compound-Gaussian Clutter"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.31; No.2; April 1995; pp.617-625.
- [18] O. Zeitouni; J. Ziv; N. Merhav; "When is the Generalized Likelihood Ratio Test Optimal?"; *IEEE Trans. on IT*; Vol.38; September 1992; pp.1597-1602.
- [19] K. Yao; "A Representation Theorem and its Applications to Spherically Invariant Random Processes"; *IEEE Trans. on IT*; Vol.19; No.5; September 1973; pp.600-608.
- [20] K.D. Ward; "Compound Representation of High Resolution Sea Clutter"; *Elect. Lett.*; Vol.17; No.16; 6th August 1981; pp.561-563.
- [21] E. Conte; M. Longo; "Modeling and Simulation of Non-Rayleigh Radar Clutter"; *IEE Proc. Pt-F*; Vol.138; No.2; April 1991; pp.121-130.
- [22] M. Rangaswamy; D. Weiner; A. Ozturk; "Computer Generation of Correlated Non-Gaussian Radar Clutter"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.31; No.1; January 1995; pp.106-115.
- [23] M.R. Taban; M.R. Aref; H. Alavi; M.M. Nayebi; "Coherent Optimal Linear Detector for Radar Detection in Pseudo-Gaussian Noise"; *Inter. Conference on Telecommunication ICT-98*; Porto Carras, Greece; 21-25 June 1998; pp.393-397.
- [24] T. Kailath; "A General Likelihood Ratio for Random Signals in Gaussian Noise"; *IEEE Trans. on IT*; Vol.15; No.3; May 1969; pp.350-361.
- [8] E. Conte; G. Ricci; "Performance Prediction in Compound-Gaussian Clutter"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.30; No.2; April 1994; pp.611-616.
- [9] S. Watts; C.J. Baker; K.D. Ward; "Maritime Surveillance Radar Part 1: Radar Scattering from the Ocean Surface"; *IEE Proc. Pt.F*; Vol.137; No.2; April 1990; pp.51-62.
- [10] J.K. Jao; "Amplitude Distribution of Composite Terrain Clutter and the K-distribution"; *IEEE Trans. on AP*; Vol.32; 1984; pp.1042-1062.
- [11] E. Jakeman; "On the Statistics of the K-distribution"; *J. Physics. A*; Vol.13; No.1; 1980; pp.31-48.
- [12] K.J. Sangston; K.R. Gerlach; "Coherent Detection of Radar Targets in a Non-Gaussian Background"; *IEEE Trans. on AES*; Vol.30; No.2; April 1994; pp.330-340.
- [13] M.R. Taban; M.R. Aref; H. Alavi; Nayebi, M.M.; "A New Approach for Coherent Radar Detection in K-distributed Interference"; *Scientia Iranica*; Vol.5; Nos.1&2; April 1998; pp.16-23.
- [14] F. Aluffipentini; A. Farina; F. Zirilli; "Radar Detection of Targets Located in a Coherent K-distributed Clutter Background"; *IEE Proc. Pt.F*; Vol.139; No.3; June 1992; pp.239-245.
- [15] E. Conte; M. Lops; G. Ricci; "Radar Detection in K-distributed Clutter"; *IEE Proc. Radar, Sonar Naving*; Vol.141; No.2; April 1994; pp.116-118.
- [16] E. Conte; M. Longo; M. Lops; S.L. Ullo; "Radar Detection of Signals with Unknown Parameters in K-distributed Clutter"; *IEE Proc. Pt.F*; Vol.138; No.2; April 1991; pp.131-138.