

آشکارسازی با نرخ ثابت هشدار کاذب بر مبنای نقاط اسکترینگ قوی

برای اهداف گسترده در نویز سفیدمختلط

فرهاد معصومی^۱

یاسر نوروزی^۲، مجید اخوت^۳

چکیده

در این مقاله، آشکارسازی اهداف گسترده^۴ در رادارهای با توان تفکیک بالا^۵ مورد مطالعه قرار گرفته و یک آشکارساز جدید بر مبنای نقاط اسکترینگ قوی در حضور نویز گاوسی مختلط پیشنهاد شده است. آشکارساز پیشنهادی، دو آستانه ای است. آستانه اول آشکار ساز، مراکز اسکترینگ قوی هدف را تعیین می کند و در مرحله بعد مراکز تعیین شده به منظور تصمیم گیری در مورد حضور یا عدم حضور هدف در تشکیل آزمون نسبت درست نمایی تعمیم یافته^۶ (GLRT) مورد استفاده قرار می گیرند. آشکارساز پیشنهادی با آشکارسازهای متعارف، در مدل های مختلف هدف مورد مقایسه قرار گرفته و نتایج حاصل از شبیه سازی حاکی از عملکرد خوب این آشکارساز است. شایان ذکر است که این آشکارساز دارای ویژگی نرخ ثابت هشدار کاذب^۷ (CFAR) می باشد.

کلیدواژه

رادار با توان تفکیک بالا، اهداف گسترده، نرخ ثابت هشدار کاذب، آزمون نسبت درست نمایی تعمیم یافته، شبیه سازی مونت کارلو

۱. کارشناسی ارشد مخابرات، دانشگاه امام حسین (ع) farhad0090@gmail.com

۲. استادیار دانشکده برق، دانشگاه صنعتی امیر کبیر

۳. استادیار دانشکده برق، دانشگاه امام حسین (ع)

تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۳ تاریخ پذیرش: ۹۰/۴/۱۵

4. Range Spread Targets

5. High Resolution Radars

6. Generalized Likelihood Ratio

7. Constant False Alarm Rate

مقدمه

در رادارهای با توان تفکیک بالا، یک هدف به چند نقطه اسکترینگ^۱ تقسیم می شود، تعداد نقاط اسکترینگ ناشی از یک هدف، به اندازه هدف و میزان توانایی رادار در تفکیک فاصله بستگی دارد [۱]. اندازه تفکیک فاصله یا اندازه سلول فاصله در رادارها، با استفاده از تکنیک هایی نظیر فشرده سازی پالس^۲ می تواند بسیار کوچک باشد. حال اگر بعد هدف نسبت به اندازه سلول فاصله در رادار بزرگتر باشد، در این صورت سیگنال برگشتی از هدف برخلاف رادار های عادی در چندین سلول فاصله جای می گیرد، لذا بایستی این حالت در پردازش سیگنال های برگشتی مد نظر واقع شود. در غیر این صورت توان آشکارسازی رادار کاهش می یابد.

در این مقاله، یک فرض اساسی در زمینه آشکارساز های با تفکیک بالا در نظر گرفته شده است و آن حضور نویز پیش زمینه گاوسی سفید مختلط در سلول های فاصله است. فرض مختلط بودن نمونه های نویز و سیگنال در خروجی مدولاتور هم با پدیده چند فازی بودن سیگنال برگشتی از هدف و هم با روش دمودلاسیون ربعی مطابقت دارد. شرط اساسی که در این رساله مد نظر گرفته شده است، الزام بودن CFAR بودن آشکارساز های تحت بررسی است. براساس پیش فرضیات ارائه شده، مقالات محدودی در زمینه سیستم های با تفکیک بالا مطرح شده است. در مقاله [۲] نشان داده شده است که طراحی مناسب آشکارساز رادار های تفکیک بالا، به طور قابل ملاحظه ای عملکرد آشکارسازی رادار را افزایش می دهد. در مقاله [۳] یک آشکارساز ساده براساس بکارگیری دانش قبلی از چگالی اسکترینگ هدف پیشنهاد شده و نشان داده شده است که اگر پارامتر چگالی اسکترینگ هدف شناخته شده باشد، آشکارساز در تمامی مدل های هدف (که دارای چگالی اسکترینگ مختلفی هستند) عملکرد بهینه ای از خود نشان می دهد. یک آشکار ساز بر مبنای نقاط اسکترینگ قوی در مقاله [۴] پیشنهاد شده است. این آشکار ساز از نوع CFAR دو آستانه ای است. در این مقاله ، ادعا شده است که آشکارساز پیشنهادی قابلیت تخمین واریانس را دارد ، این در حالی است که در حالتی که هیچ دانش قبلی در مورد تعداد اسکترینگ های هدف در دسترس نیست، اولین آستانه آشکارسازی بر مبنای احتمال هشدار کاذب، P_{fa} ، تعیین می گردد. این روش برای نویز پیش زمینه با واریانس متغییر نامعتبر است و به هیچ عنوان توانایی تخمین واریانس را ندارد، لذا ویژگی CFAR بودن در این آشکارساز وجود ندارد.

در این مقاله، همچنین فرض شده است که رادار چندین پالس به سمت هدف می فرستد. این پالس ها

1. Scattering

2. Pulse Compression

در گیرنده وارد فیلتر منطبق^۱ (یا فشرده ساز پالس) می شود. همچنین رادار دارای J سلول فاصله است که اسکترینگ های ناشی از هدف می توانند در هر کدام از این سلول های فاصله جای بگیرند و نیز نویز سفید مختلط گاوسی با میانگین صفر و واریانس σ^2 در هر کدام از سلول های فاصله حضور دارد و از هر هدف P پالس دریافت می گردد و فرض می شود که مکان و فاز اسکترینگ های برگشتی از هدف در سلول های فاصله، از یک پالس به پالس دیگر ثابت است (هدف ثابت است و یا سرعت بسیار کمی دارد). همچنین فرض شده است که هر کدام از اسکترینگ های ناشی از هدف در سلول های آزمون، دارای فاز جداگانه ای هستند که این فرض نیز به دلیل وجود فاصله بین نقاط اسکترینگ هدف منطقی می باشد [۵]. فاز اسکترینگ های مختلف ناشی از هدف به صورت متغییر تصادفی با توزیع احتمال یکنواخت^۲ قابل شبیه سازی است.

آشکارساز پیشنهاد شده در این مقاله، یک آزمون درست نمایی تعمیم یافته (GLRT) براساس نقاط اسکترینگ قوی است، لذا این آشکار ساز را $SSB-GLRT^3$ می نامیم. روش کار به این صورت است که ابتدا مکان نقاط اسکترینگ ناشی از هدف در سلول های فاصله در مقایسه اول تخمین زده می شود و در مرحله دوم آشکارسازی آزمون GLRT بر روی نمونه های اسکترینگ بدست آمده از مرحله اول تشکیل می گردد. در بخش های بعدی روش آشکارسازی تشریح شده و چگونگی مدلسازی اسکترینگ های هدف توضیح داده می شود. یک روش تحلیل برای محاسبه آستانه دوم به ازای نرخ هشدار مشخص، ارائه می گردد و در نهایت عملکرد آشکارساز به ازای مدل های مختلف هدف شبیه سازی شده و مورد ارزیابی قرار می گیرد.

روش آشکارسازی

فرض کنید که J نمونه از خروجی دمودلاتور بدست می آید که در J سلول فاصله رادر قرار می گیرند (عرض سلول فاصله رادار برابر با میزان تفکیک فاصله رادار است). بنابراین J سلول فاصله مختلف وجود دارد که اسکترینگ های ناشی از هدف می توانند آنها را اشغال کنند.

حال آزمون فرضیه را با هدف تصمیم گیری بین فرض سیگنال همراه نویز (H_1) و فرض نویز تنها (H_0) تشکیل می دهیم.

$$\begin{aligned} H_1 : x_{i,k} &= n_{i,k} + s_i \quad i = 1, \dots, J \quad k = 1, \dots, P \\ H_0 : x_{i,k} &= n_{i,k} \end{aligned} \quad (1)$$

1. Match Filter
2. Uniform Distribution
3. Strong Scattering Based- GLRT

که در آن $x_{i,k}$ و $n_{i,k}$ به ترتیب مقدار مشاهده و محتوای نویز در سلول فاصله i ام ناشی از پالس دریافتی k ام است و s_i اسکترینگ برگشتی از هدف در سلول فاصله i ام می باشند. نمونه های نویز، $n_{i,k}$ ، متغیرهای مختلط تصادفی با توزیع گاوسی و میانگین صفر و واریانس σ^2 هستند.

از آنجایی که تعداد سلول های فاصله j عدد، تعداد پالس های در یافتی از هر هدف p عدد و میزان انحراف معیار نویز پیش زمینه σ^2 باست، لذا میزان انحراف معیار نویز حاصل از جمع p پالس $\sqrt{p\sigma^2}$ خواهد بود، چون نمونه های بدست آمده نویز مختلط است (هر کدام از بخش های حقیقی و موهومی دارای انحراف معیار $\sqrt{p\sigma^2}$ است.) لذا $\sqrt{2p\sigma^2}$ را به عنوان آستانه اول جهت انتخاب اسکترینگ های هدف انتخاب می کنیم. در واقع اگر دامنه محتوای سلول فاصله ناشی از جمع p پالس بالاتر از این مقدار باشد، در این صورت حدس می زنیم که سلول موردنظر حاوی اسکترینگ هدف است.

$$y_i = \sum_{k=1}^p x_{i,k} \quad (2)$$

$$|y_i| \underset{i \in \Omega}{\geq} \sqrt{2p\sigma^2} \rightarrow \underset{i \in \Omega}{\frac{|y_i|}{\sqrt{p\sigma^2}} > \sqrt{2}} \quad (3)$$

که در آن Ω مجموعه اندیس های سلول های فاصله ای است که در مرحله اول آشکار سازی به عنوان اسکترینگ های ناشی از هدف شناخته می شوند. می دانیم که y_i در حالت H_0 ، نویز سفید با انحراف معیار $\sqrt{p\sigma^2}$ باشد در این صورت $\frac{y_i}{\sqrt{p\sigma^2}}$ نمونه نویز سفید با انحراف معیار ۱ است. لذا اول مقایسه نسبت به واریانس نویز CFAR است.

نمونه های انتخاب شده در مرحله اول در مرحله دوم آشکارسازی برای تصمیم گیری نهایی در اعلام وجود یا عدم وجود هدف استفاده می شوند. برای این منظور آماره GLRT را بر روی سلول های آزمون انتخاب شده در مرحله اول نسبت به اسکترینگ های برگشتی از هدف، s_i ها، به صورت زیر تشکیل می دهیم.

$$L_{GLRT}(\bar{y}) = \text{MAX}_{s_i | i \in \Omega} (L(\bar{y})) = \exp\left(\frac{1}{2p\sigma^2} \sum_{i \in \Omega} |y_i|^2\right) = \exp\left(\frac{1}{2} \sum_{i \in \Omega} \left|\frac{y_i}{\sqrt{p\sigma^2}}\right|^2\right) \underset{H_0}{>} \underset{H_1}{T} \quad (4)$$

که در آن T آستانه دوم آشکار سازی می باشد . مثل مرحله اول چون y_i در حالت H_0 نویز سفید با انحراف معیار $\sqrt{P\sigma^2}$ می باشد در این صورت $\frac{y_i}{\sqrt{P\sigma^2}}$ نویز سفید با انحراف معیار ۱ است. لذا آماره دوم مقایسه نیز نسبت به واریانس نویز CFAR است . با توجه به یک نویز تابع نمایی ، آماره بدست آمده را می توان به صورت زیر ساده کرد.

$$L_{GLRT}(\bar{y}) = \frac{1}{2P\sigma^2} \sum_{i \in \Omega} |y_i|^2 \begin{matrix} > T \\ < T \\ H_0 \end{matrix} \quad (5)$$

محاسبه تحلیلی آستانه آشکار سازی

در این قسمت برآنیم که میزان آستانه دوم آشکار سازی را به صورت تابعی از p_{fa} (احتمال هشدار کاذب) محاسبه نماییم ، برای این کار ابتدا p_{fa} براساس آستانه دوم محاسبه می نماییم و سپس با محاسبه معکوس تابع بدست آمده، آستانه دوم براساس خواهد بود. روشن است که برای محاسبه p_{fa} بایستی فرض کنیم که در فرض H_0 قرار داریم، لذا نمونه مشاهدات ناشی از نویز تنها خواهد بود.

$$y_i = \sum_{k=1}^P x_{i,k} \quad (6)$$

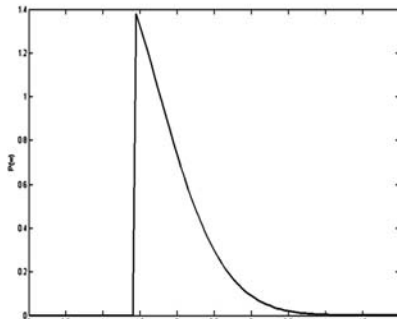
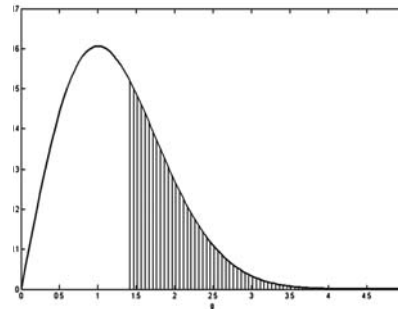
$$y_i | H_0 = y_{ni} + y_{qi} \rightarrow y_{ni}, y_{qi} \sim N(0, P\sigma^2) \quad (7)$$

در این حالت (فرض H_0) ، y_{ni} و y_{qi} دارای توزیع گاوسی با میانگین صفر و واریانس $P\sigma^2$ خواهد بود. متغیر جدیدی را به نام g_i به صورت زیر تعریف می کنیم که دارای توزیع رایلی با یک درجه آزادی خواهد بود.

$$g_i = \frac{|y_i|}{\sqrt{P\sigma^2}} \sim \text{Rayleigh}(1) \quad (8)$$

حال احتمال $(g_i > \sqrt{2})$ احتمال اینکه در حالت نویز تنها محتوای سلول λ م بزرگتر از آستانه اول باشد) را محاسبه می کنیم.

$$p(g_i > \sqrt{2} | H_0) = \int_{\sqrt{2}}^{\infty} g * e^{-\frac{g^2}{2}} dg = \frac{1}{e} \quad (9)$$

شکل ۲- تابع توزیع w_i شکل ۱- تابع توزیع g_i

بخش هاشور خورده در شکل ۱ نشان دهنده مقدار احتمال محاسبه شده در معادله (۹) است. متغییر جدیدی را به نام w_i به صورت زیر تعریف می کنیم.

$$w_i = g_i \mid g_i > \sqrt{2}$$

(۱۰)

در حقیقت w_i نمونه هایی هستند که در حالت H_0 وارد مرحله دوم آشکارسازی می شوند پس بایستی توزیع w_i ها را بدانیم. چون احتمال اینکه w_i کمتر از یک باشد، برابر صفر است. پس توزیع w_i به شکل توزیع برش یافته از توزیع g_i است. این برش در نقطه $\sqrt{2}$ اتفاق می افتد. با توجه به این نکته که میزان احتمال w_i روی کل فضا $[\sqrt{2}, \infty)$ باید برابر یک باشد، پس بایستی توزیع احتمال بدست آمده در مقیاس e که مقدار آن از معادله (۹) محاسبه شد، ضرب شود. تابع توزیع نهایی (شکل ۲) به صورت زیر خواهد بود.

$$f_{w_i}(w_i) = e * w_i * e^{-\frac{w_i^2}{2}} u(w_i - \sqrt{2}) \quad (11)$$

متغییر جدیدی به نام r_i را به صورت زیر تعریف می کنیم و تابع توزیع احتمال آن را محاسبه می نماییم.

$$r_i \triangleq w_i^2 \quad (12)$$

$$f_{r_i}(r_i) = \frac{e}{2} * e^{-\frac{r_i}{2}} u(r_i - \sqrt{2}) \quad (13)$$

در این مرحله میزان میانگین و واریانس متغیر تصادفی جدید r_i را محاسبه می کنیم.

$$E\{r_i\} = \int_{\sqrt{2}}^{\infty} r_i f_{r_i}(r_i) dr_i = e^{(1-\frac{\sqrt{2}}{2})} (2 + \sqrt{2}) \quad (14)$$

$$E\{r_i^2\} = \int_{\sqrt{2}}^{\infty} r_i^2 f_{r_i}(r_i) dr_i = e^{(1-\frac{\sqrt{2}}{2})} (2 + 4\sqrt{2} + 8) \quad (15)$$

$$\text{Var}(r_i) = E\{r_i^2\} - E^2\{r_i\} \quad (16)$$

متغیر r_i در حقیقت نمونه های نرمالیزه شده از محتوای نمونه i ام از سلول آزمون هستند که به شرط H_0 (نویز خالی) در مرحله اول آشکار سازی به عنوان اسکترینگ هدف انتخاب شده اند. (بزرگتر از آستانه اول آشکار سازی شده اند). اگر آماره دوم آشکار سازی را در نظر بگیریم، خواهیم داشت :

$$L_{GLRT}(\bar{y}) = \frac{1}{2P\sigma^2} \sum_{i \in \Omega} |y_i|^2 = \sum_{i \in \Omega} \frac{g_i^2}{2} = \sum_{i \in \Omega} \frac{r_i}{2} \begin{matrix} H_1 \\ > \\ < \\ H_0 \end{matrix} T \quad (17)$$

که در آن Ω مجموعه اندیس های سلول های فاصله ای است که در مرحله اول آشکار سازی به عنوان اسکترینگ های ناشی از هدف شناخته شده اند. فرض می کنیم که اندازه مجموعه n ، Ω باشد به عبارتی n عدد از محتوای سلول های آزمون بزرگتر از آستانه اول هستند . باز متغیر تصادفی جدید معرفی می کنیم.

$$Z \triangleq \sum_{i \in \Omega} r_i \quad (18)$$

تابع توزیع احتمال Z را با استفاده از قضیه حد مرکزی محاسبه می کنیم. طبق قضیه حد مرکزی فرض می کنیم که r_i دارای توزیع گوسی با میانگین μ و واریانس σ^2 است در آن صورت متغیر تصادفی Z دارای میانگین $n\mu$ و واریانس $n\sigma^2$ خواهد بود [۶]. لذا برای n مشخص می توان تقریبی از توزیع احتمال Z را محاسبه کرد.

حال احتمال هشدار کاذب به صورت احتمال شرطی زیر تعریف می کنیم:

$$P_{fa} = p(L_{GLRT}(\bar{y}) > T | H_0) = \sum_{n=0}^J p(L_{GLRT}(\bar{y}) > T | n, H_0) p(n | H_0) \quad (19)$$

که در آن J تعداد کل سلول های آزمون است، از طرفی داریم :

$$p(L_{GLRT}(\bar{y}) > T | n = 0, H_0) = 0 \quad (20)$$

لذا با در نظر گرفتن عبارت (۲۰) فرمول محاسبه هشدار کاذب در معادله (۱۹) به صورت زیر خواهد بود :

$$P_{fa} = \sum_{n=1}^J p(L_{GLRT}(\bar{y}) > T | n, H_0) p(n | H_0) \quad (21)$$

$$p(L_{GLRT}(\bar{y}) > T | n, H_0) = p\left(\frac{Z}{2} > T | n\right) = \int_{2T}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi * 4n}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (22)$$

اما $p(n | H_0)$ یعنی احتمال اینکه در حالت نویز خالی n عدد از سلول های آزمون به عنوان اسکترینگ های هدف انتخاب شوند. (دامنه n عدد از سلول های آزمون بالاتر از سطح آستانه اول باشد.) با توجه به استقلال نمونه های نویز موجود در سلول های آزمون ، n دارای توزیع دو جمله خواهد بود:

$$p(n | H_0) = \binom{J}{n} b^n (1 - b)^{J-n} \quad (23)$$

که در آن b احتمال بزرگتر بودن دامنه هر کدام از سلول های آزمون از آستانه اول است:

$$b = p(|y_i| > \sqrt{2p * \sigma^2} | H_0) = \int_{\sqrt{2}}^{\infty} x * e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{e} \quad (24)$$

پس در نهایت مقدار احتمال هشدار کاذب به صورت زیر خواهد بود:

$$P_{fa} = \sum_{n=1}^J p\left(\frac{Z}{2} > T | n\right) * \binom{J}{n} b^n (1 - b)^{J-n} \quad (25)$$

به علت استفاده از قضیه حد مرکزی مقداری تقریب در محاسبات خواهیم داشت. دقت محاسبات با

افزایش تعداد سلول آزمون افزایش می یابد. در شبیه سازی برای $p=4$ ، $J=24$ و $P_{fa} = 10^{-4}$ با 10^6 بار شبیه سازی به روش مونت کارلو، میزان آستانه $42/23$ محاسبه شد. در حالی که حل معادله تقریبی بالا مقدار $41/13$ را نشان می دهد. این یعنی حدود $2/6$ درصد خطای محاسباتی در تعیین آستانه وجود دارد. شبیه سازی ها نشان می دهند که اگر ما از آستانه بدست آمده از روش تحلیلی برای آشکارسازی استفاده کنیم، در این حالت خاص میزان احتمال هشدار کاذب $1/3$ برابر مقدار بدست آمده از شبیه سازی خواهد شد.

عملکرد آشکارساز

شکل توزیع آماره آشکارسازی آشکارساز جدید با فرض حضور هدف، بسیار پیچیده است، لذا محاسبه احتمال آشکارسازی، P_d ، نسبت به میزان نسبت سیگنال به نویز، SNR، به ازای مقدار مشخصی از احتمال هشدار کاذب، P_{fa} ، بسیار دشوار خواهد بود به همین سبب توان آشکارسازی آشکارساز پیشنهادی با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو مورد ارزیابی قرار می گیرد. در شبیه سازیها فرض بر این است که تعداد سلول های فاصله، J ، برابر 24 و تعداد پالس های دریافتی از هر هدف، P ، برابر 4 عدد می باشد و همچنین فرض شده است که میزان واریانس نویز مساوی 10 و میزان احتمال هشدار کاذب مساوی 10^{-4} می باشد.

مدل سازی مراکز اسکترینگ هدف

جهت ارزیابی عملکرد آشکارساز پیشنهادی، SSB-GLRT، چندین مدل الگوی اسکترینگ هدف در نظر گرفته شده است. مدل های ارائه شده دامنه اسکترینگ های هدف را مشخص می کنند. این نوع از مدل سازی در مقاله [۲] با نام مکان انرژی نقاط اصلی هدف و نسب انرژی منعکس شده از هر نقطه، معرفی و استفاده شده است.

جدول ۱) توزیع انرژی هدف در سلول های فاصله

شماره مدل	شماره سلول فاصله														
	۱	۲	۳	...	۸	۹	...	۱۴	۱۵	...	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳	۲۴
۱	۱	۰	۰	...	۰	۰	...	۰	۰	...	۰	۰	۰	۰	۰
۲	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	۰	...	۰	۰	...	۰	۰	...	۰	۰	۰	۰	۰
۳	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$...	$\frac{1}{3}$	۰	...	۰	۰	...	۰	۰	۰	۰	۰
۴	$\frac{1}{14}$	$\frac{1}{14}$	$\frac{1}{14}$...	$\frac{1}{14}$	$\frac{1}{14}$...	$\frac{1}{14}$...	۰	۰	۰	۰	۰
۵	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$...	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$...	$\frac{1}{20}$	$\frac{1}{20}$...	$\frac{1}{20}$	۰	۰	۰	۰
۶	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$...	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$...	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$...	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$

فرض کنید که k_i نسبت بیان شده در جدول ۱ برای سلول فاصله i ام باشد و a_i دامنه مرکز اسکترینگ ناشی از هدف در سلول فاصله i ام است، در این صورت روابط زیر برقرار خواهد بود:

$$\sum_{i=1}^J K_i = 1 \quad (26)$$

$$E = \sum_{i=1}^J K_i E = \sum_{i=1}^J a_i^2 \quad (27)$$

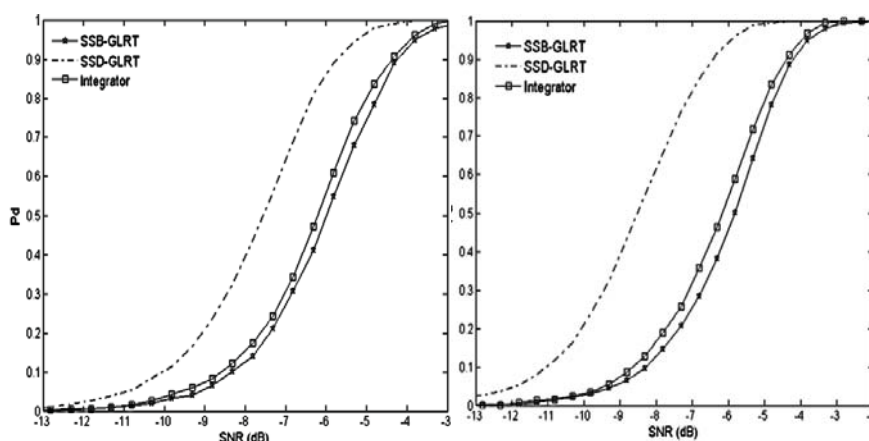
که در آن ، E کل انرژی منعکس شده از هدف است ، در این صورت نسبت سیگنال به نویز (SNR) به صورت نسبت کل انرژی سیگنال در J سلول فاصله، E ، به کل انرژی نویز ، $J\sigma^2$ ، تعریف می شود. فاز مراکز اسکترینگ، θ_i ، به صورت متغییر تصادفی با توزیع یکنواخت مدل می شود. بنابراین اسکترینگ ناشی از هدف در i امین سلول فاصله به صورت $E\sqrt{K_i}e^{j\theta_i}$ مدل سازی می گردد.

ارزیابی عملکرد آشکارساز

در این بخش، آشکارساز پیشنهادی، SSB-GLRT ، با دو آشکارساز معروف مورد مقایسه قرار خواهند گرفت. آشکارساز اول ، آشکارساز GLRT بر مبنای چگالی اسکترینگ فضایی^۱ (SSD)

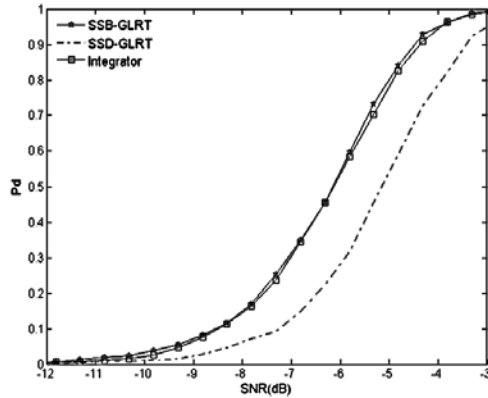
1. Spatial Scattering Density

و آشکار ساز دوم، آشکارساز انتگرال گیر^۱ است که به ترتیب در مقاله [۳] و [۲] معرفی شده اند. پارامتر چگالی اسکترینگ برای تمامی مدل های هدف جدول ۱ در آشکارساز SSD-GLRT برابر ۰/۱ در نظر گرفته شده است (زمانی که هیچ دانش قبلی در مورد شکل اسکترینگ هدف وجود ندارد، این عدد تقریباً بهینه است). نتایج شبیه سازی در شکل ۳ تا ۹ نمایش داده شده است. همان طور که مشاهده می شود، آشکارساز SSD-DLRT به جز مدل هدف ۱ و ۲ (شکل ۳ و ۴) در سایر مدل ها عملکرد بسیار پایینی از خود نشان می دهد که بیانگر این نکته است که در حالت عدم وجود دانش قبلی از شکل اسکترینگ هدف، استفاده از آشکارساز SSD-GLRT منطقی نیست. آشکارساز پیشنهادی، SSB-GLRT، در مدل هدف ۱ و ۲ دارای عملکرد کمتر نسبت به دو آشکارساز دیگر است. این در حالی است که همین آشکار ساز در بقیه مدل های هدف (شکل ۵ تا ۸) عملکرد بهتری از خود نشان می دهد که این بیانگر عملکرد خوب این آشکار ساز برای اهداف گسترده (اهدافی که تعداد نقاط اسکترینگ ناشی از آنها زیاد است). است.

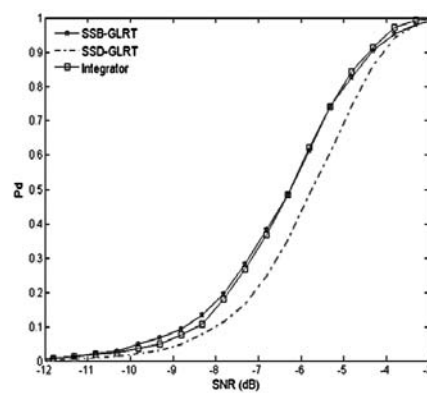


شکل ۳) مقایسه عملکرد آشکارسازهای SSB-GLRT، SSD-GLRT و انتگرال گیر در اولین مدل هدف

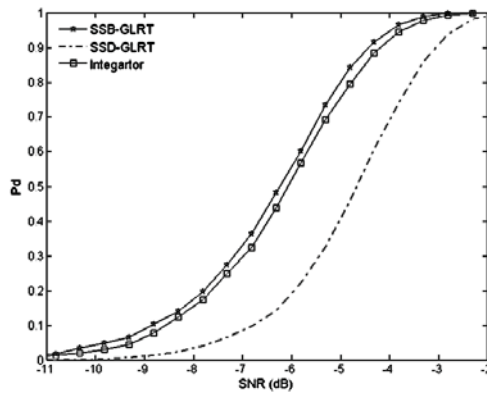
شکل ۴) مقایسه عملکرد آشکارسازهای SSB-GLRT، SSD-GLRT و انتگرال گیر در دومین مدل هدف



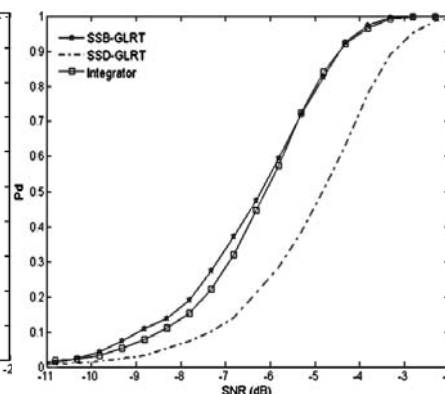
شکل ۶) مقایسه عملکرد آشکارسازهای ، SSB-GLRT و SSD-GLRT و انتگرال گیر در چهارمین مدل هدف



شکل ۵) مقایسه عملکرد آشکارسازهای ، SSB-GLRT و SSD-GLRT و انتگرال گیر در سومین مدل هدف



شکل ۸) مقایسه عملکرد آشکارسازهای ، SSB-GLRT و SSD-GLRT و انتگرال گیر در ششمین مدل هدف



شکل ۷) مقایسه عملکرد آشکارسازهای ، SSB-GLRT و SSD-GLRT و انتگرال گیر در پنجمین مدل هدف

نتیجه گیری

به طور خلاصه در این مقاله، آشکارساز جدیدی برای اهداف گسترده در نویز سفید گاوسی مختلط پیشنهاد شد. این آشکارساز دارای ویژگی CFAR و قابلیت تخمین مراکز اسکتینگ هدف می باشد (این قابلیت می تواند در تشخیص شکل هدف مورد استفاده قرار گیرد). در این مقاله، یک روش تحلیلی برای محاسبه آستانه آشکارسازی، آشکارساز جدید پیشنهاد شد و در نهایت عملکرد این آشکارساز با دو آشکارساز معروف دیگر مورد مقایسه قرار گرفت که نتایج شبیه سازی حاکی از عملکرد قابل قبول آن در اکثر مدل های هدف است.

مراجع

- [1] K. Conte, A. D. Maio, and G. Ricci, "GLRT-Based Adaptive Detection Algorithms for Range-Spread Targets," *IEEE Trans. Signal Processing*, vol. 49, pp. 1336–1348, July 2001.
- [2] P.K. Hughes II, "A High-Resolution Radar Detection Strategy," *IEEE Trans. Aerosp. Electron.Syst.*, Vol.ASE-19 , pp. 663-667 , Sept. 1983.
- [3] K.Gerlach, "Detection of a Spatially Distributed Target in White Noise" , *IEEE Signal Processing Letter*, Vol. 4 (7), pp. 198-200, July.1997.
- [4] Y. He, X. Gu, T. Jian, W. Chen, and R. Qiu, "A NOVEL DETECTOR OF RANGE-SPREAD TARGETS," *Proceeding of the 2009 IET International Radar Conference*, Guillin, China, pp. 1-4, April 2009.
- [5] M. I. Skolnik, *Radar Handbook*, 3rd ed. New York: McGraw-Hill, chapter 2, 2001.
- [6] A. Papoulis, and S. U. Pillai, "Probability, Random Variable and Stochastic Processes," fourth Edition chapter 5 , McGraw-Hill, 2002.