مجله علمی پژوهشی «رادار»
سال چهارم، شماره ۱، بهار ۱۳۹۵؛ ص ۵۶-۴۹

مکان‌یابی منابع میدان نزدیک در محیط‌های ناهمگن

عاطفه قلی‌پور[۱]، بیژن ذاکری[۲*]، خلیل مافی‌نژاد[۳]

۱- دانشجوی دکتری، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه فردوسی مشهد، ۲- استادیار، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه صنعتی نوشیروانی بابل، ۳- استاد، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه فردوسی مشهد

(دریافت: ۹۴/۰۷/۱۹؛ پذیرش: ۹۵/۰۴/۱۲)

چکیده

مکان‌یابی منابع یکی از مسائل مهم در زمینه پردازش سیگنال‌های آرایه‌ای در کاربردهای راداری و سوناری است. کارآیی الگوریتم‌های موجود برای مکان‌یابی در شرایط واقعی به‌شدت کاهش می‌یابد. یکی از شرایطی که باعث این کاهش کارآیی می‌شود، تلفات همبستگی موج منتشرشده در اثر عبور از محیط ناهمگن است. در این مقاله روشی برای مکان‌یابی منابع میدان نزدیک شامل تخمین زاویه ورود سیگنال و فاصله در حضور ناهمگنی محیط ارائه شده‌است. با توجه به نتایج شبیه‌سازی‌های انجام‌شده، مشاهده می‌شود روش ارائه‌شده خطای کمتری را نسبت به روش‌های موجود برای مکان‌یابی منابع میدان نزدیک دارد.

واژگان کلیدی

مکان‌یابی منبع، زاویه ورود سیگنال، محیط ناهمگن، تلفات همبستگی موج، نویز ضرب‌شونده.

۱. مقدمه

مکان‌یابی منابع[۱] در بسیاری از زمینه‌ها از جمله رادار، سونار، لرزه‌شناسی و اقیانوس‌شناسی کاربرد دارد. روش‌های زیادی از جمله MUSIC[۲] [۱] و ESPRIT[۳] [۲] برای تخمین زاویه ورود (DOA[۴]) برای منابع میدان دور و با فرض موج تخت ارائه شده است. زمانی‌که فاصله منابع تا آرایه نسبت به ابعاد آرایه آنتن‌ها به‌اندازه‌ی کافی بزرگ نباشد (ناحیه فرنل[۵] آرایه)؛ به‌عبارت دیگر زمانی که منابع میدان‌های نزدیک باشند شرایط تغییر کرده و فرض موج تخت برای سیگنال دریافتی معتبر نبوده و درنتیجه برای مکان‌یابی منابع میدان نزدیک، علاوه بر تخمین زاویه ورود، نیاز به تخمین فاصله منابع تا آرایه نیز داریم. تخمینی از تابع تاخیر انتشار غیرخطی با استفاده از سری تیلور (تقریب فرنل) وجود دارد. روش‌هایی برای مکان‌یابی میدان نزدیک ارائه شده است از جمله روش ML[۶] [۳]، استفاده از MUSIC دوبعدی [۵-۴]، روش پیش‌بینی خطی وزن‌دهی‌شده[۷] (WLP) [۶]، روش مراتب بالاتر ESPRIT [۸-۷]، استفاده از Cumulant [۹] و Generalized ESPRIT [۱۱-۱۰].

روش‌های ذکرشده برای حالت ایده‌آل و درنظر گرفتن محیط همگن ارائه شده‌اند. یکی از شرایط محیطی واقعی برای مکان‌یابی عدم همگنی محیط است که سبب کاهش همبستگی موج می‌شود به‌عبارت دیگر دامنه و فاز موج برای هر المان آرایه همبستگی کامل ندارند. این تلفات همبستگی در بسیاری از کاربردهای راداری و سوناری اتفاق می‌افتد که نتیجه عبور موج از محیط ناهمگن است. روش‌های ذکرشده در حضور این شرایط کارآیی مناسبی از خود نشان نمی‌دهند.

روش‌هایی برای تخمین DOA در میدان‌های دور در محیط‌های ناهمگن ارائه شده است[۱۷-۱۲]؛ ولی اثر محیط ناهمگن برای الگوریتم‌های مکان‌یابی منابع میدان نزدیک در نظر گرفته نشده‌است.

در این مقاله مکان‌یابی منابع میدان نزدیک شامل تخمین DOA و فاصله منابع تا آرایه در محیط ناهمگن انجام می‌شود. روش ارائه شده از الگوریتم بهینه‌سازی PSO[۸] برای حداقل کردن خطای تخمین ماتریس کواریانس داده‌های دریافتی توسط آرایه استفاده کرده و به تخمین DOAها، فاصله منابع و کواریانس تلفات همبستگی محیط می‌پردازد. همان‌طور که از شبیه‌سازی‌ها

*رایانامه نویسنده پاسخگو: zakeri@nit.ac.ir

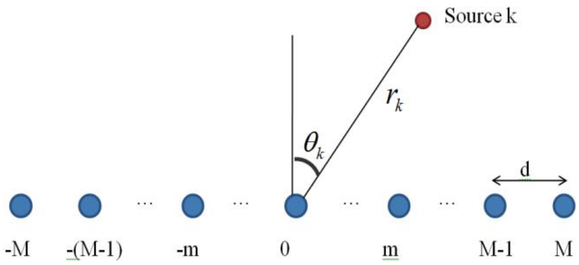
[1] Source Localization
[2] Multiple Signal Classification
[3] Estimation of Signal Parameters via Rotational Invariance Techniques
[4] Direction of Arrival
[5] Fresnel Region
[6] Maximum Likelihood
[7] Weighted Linear Prediction
[8] Particle Swarm Optimization

نتیجه می‌شود روش ارائه شده خطای کمی در مکان‌یابی منابع میدان نزدیک در مقایسه با روش‌های موجود که اثر ناهمگنی را درنظر نگرفته‌اند، دارد.

ساختار این مقاله به‌شرح زیر است. در بخش دوم مدل استفاده‌شده برای داده‌ها و فرموله کرده مساله ذکر می‌شود. روش استفاده شده برای تخمین DOAها، فاصله منابع و کواریانس تلفات همبستگی محیط در بخش سوم آورده شده‌است. اثر پارامترهای منبع و محیط در تخمین توسط شبیه‌سازی در بخش چهارم نشان داده شده‌است. کارآیی روش ارائه شده و مقایسه با روش موجود در این بخش آورده شده‌است. بخش پنجم جمع‌بندی مقاله می‌باشد.

۲. مدل داده‌ها

یک آرایه خطی یکنواخت با 2M+1 المان را درنظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم K سیگنال باند باریک ناهمبسته با فرکانس مرکزی ω_0 که در میدان نزدیک با DOAهای $\{\theta_i\}_{i=1}^{K}$ و فواصل r_i(i=1, …, K) قرار گرفته‌اند، وجود دارد. آرایه استفاده شده در شکل ۱ نشان داده شده‌است.



شکل ۱. پیکربندی آرایه خطی

در شرایط ایده‌آل که تمام موج‌ها همبسته کامل هستند خروجی آرایه به‌صورت زیر مدل می‌شود:

$$\boldsymbol{x}(i) = \boldsymbol{A}\boldsymbol{s}(i) + \boldsymbol{n}(i), \quad i = 1, \dots, N \tag{۱}$$
$$\boldsymbol{x}(i) = [x_{-M}(i), \dots, x_0(i), \dots, x_M(i)]^T$$
$$\boldsymbol{s}(i) = [s_1(i), s_2(i), \dots, s_K(i)]^T$$
$$\boldsymbol{n}(t) = [n_{-M}(i), \dots, n_0(i), \dots, n_M(i)]^T$$

بردار $\mathbf{x}$ سیگنال‌های دریافتی توسط المان‌های آرایه است. بردارهای $\boldsymbol{s}(i)$ و $\boldsymbol{n}(i)$ به‌ترتیب بردار K×1 موج‌های دریافتی از منابع و بردار (2M+1)×1 مربوط به نویز گاوسی هر المان می‌باشد. $[.]^T$ ماتریس ترانهاده است. ماتریس جهت $\boldsymbol{A} = [\boldsymbol{a}(\theta_1, r_1), \dots, \boldsymbol{a}(\theta_K, r_K)]$ با ابعاد (2M+1)×K، بردارهای $\boldsymbol{a}(\theta_i)$، بردارهای فرمان (2M+1)×1 با مقدار $\boldsymbol{a}(\theta_k) = \left[exp(j\tau_{-M,k}), \dots, 1, \dots, exp(j\tau_{M,k})\right]^T$ می‌باشند. که در آن $\tau_{m,k}$ شیفت فاز مربوط به زمان تاخیر بین المان صفرام و المان mام برای منبع iام است و تابعی از زاویه θ_k و فاصله r_k و طول موج بوده و با رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\tau_{m,k} = \frac{2\pi}{\lambda}\left(\sqrt{r_k^2 + (md)^2 - 2r_k md sin\theta_k} - r_k\right) \tag{۲}$$

زمانی‌که منبع kام در ناحیه فرنل که با فاصله r_k مشخص شده قرار داشته باشد یعنی $0.62(D^3/\lambda)^{1/2} < r_k < 2D^2/\lambda$، که D دهانه آرایه و d فاصله‌ی بین المان‌ها است، می‌توان $\tau_{m,k}$ را با تقریب مرتبه دوم تیلور به‌صورت زیر نوشت:

$$\tau_{m,k} = \left(-\frac{2\pi d}{\lambda} sin\theta_k\right) m + \left(\frac{\pi d^2}{\lambda r_k} cos^2\theta_k\right) m^2 + O\left(\frac{d^2}{r_k^2}\right) \tag{۳}$$

که $O\left(\frac{d^2}{r_k^2}\right)$ مراتب بالاتر سری تیلور را نشان می‌دهد که قابل صرفنظر است. درنتیجه بردار $\mathbf{a}$ را می‌توان به‌صورت زیر معرفی کرد:

$$\boldsymbol{a}(\theta_k, r_k) = \begin{bmatrix} a_{k,-M} \\ \vdots \\ a_{k,M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} exp\left(j\left(\frac{2\pi d}{\lambda} sin\theta_k\right) M + j\left(\frac{\pi d^2}{\lambda r_k} cos^2\theta_k\right) M^2\right) \\ \vdots \\ exp\left(-j\left(\frac{2\pi d}{\lambda} sin\theta_k\right) M + j\left(\frac{\pi d^2}{\lambda r_k} cos^2\theta_k\right) M^2\right) \end{bmatrix} \tag{۴}$$

ماتریس کواریانس آرایه با رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$\boldsymbol{R} = E\{\boldsymbol{x}(i)\boldsymbol{x}^H(i)\} = \boldsymbol{A}\boldsymbol{S}\boldsymbol{A}^H + \sigma^2\boldsymbol{I} \tag{۵}$$

که $\mathbf{S}$ ماتریس کواریانس (توان) سیگنال‌های دریافتی، $\boldsymbol{I}$ ماتریس (2M+1)×(2M+1) یکه، σ^2 واریانس نویز و E{.} عملگر امید ریاضی می‌باشد. $[]^H$ نمایانگر ترانهاده مزدوج مختلط است.

با عبور موج از محیط تغییرپذیر با زمان و تصادفی، همبستگی سطح موج کاهش می‌یابد و سطح موج دچار اختلال فضایی تصادفی می‌شود. این اختلال فضایی را می‌توان به‌صورت نویز ضربی مدل کرد که برای هر سطح موج مستقل از سطح موج‌های دیگر است. بنابراین سیگنال دریافتی برای المان mام به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$p_m(i) = \sum_{k=1}^{K} \psi_{mk}(i) e^{j\phi_{mk}(i)} s_k(i) e^{j\tau_{m,k}} + n_m(i), \quad m=-M,\dots,-1,0,1,\dots,M \tag{۶}$$

که در آن $\psi_{mk}(i)$ و $\phi_{mk}(i)$ به‌ترتیب تغییرات دامنه و فاز موج kام دریافتی توسط المان mام در اثر عبور از محیط تصادفی است. در حالت ماتریسی خروجی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\boldsymbol{p}(i) = (\boldsymbol{G}(i) \odot \boldsymbol{A})\boldsymbol{s}(i) + \boldsymbol{n}(i) \tag{۷}$$

که $\odot$ ضرب درایه به درایه (Schur–Hadamard (element-by-element) matrix product) و $\boldsymbol{G}(i)$ ماتریس (2M+1)×K

اختلال موج تصادفی است که درایه‌های آن با نوسانات دامنه و فاز موج توصیف می‌شود:

$$[\boldsymbol{G}(i)]_{mk} = g_{mk}(i) = \psi_{mk}(i)e^{j\phi_{mk}(i)} \qquad (۸)$$

ضرایب همبستگی $g_{jk}(i)$ و $g_{mk}(i)$ با b_{mj} نشان داده می‌شود که تابع همبستگی فضایی نامیده می‌شود:

$$b_{mj} = E\left[g_{mk}(i)g^*{}_{jk}(i)\right] / \left\{E[|g_{mk}(i)|^2]E\left[\left|g_{jk}(i)\right|^2\right]\right\}^{1/2} \qquad (۹)$$

که b_{mj} مستقل از سطح موج و زمان است و برای همه جهت‌ها یکسان فرض می‌شود [۱۲]. با فرض مدل همبستگی ایزوتروپ، b_{mj} تنها وابسته به فاصله میان عنصر mام و jام خواهد بود که برای آرایه خطی $b_{mj} = b_{m-j} = b(m-j)$ [۱۲-۱۳]. بدون از دست دادن کلیت مسئله می‌توان $b(0)=1$ درنظر گرفت درنتیجه ماتریس همبستگی فضایی به‌صورت زیر خواهد آمد که یک ماتریس $(2M+1) \times (2M+1)$ است که $(2M+1)$ تعداد المان‌های آرایه است:

$$\boldsymbol{B} = \begin{bmatrix} 1 & b(1) & \dots & b((2M+1)-1) \\ b^*(1) & 1 & \dots & b((2M+1)-2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b^*((2M+1)-1) & b^*((2M+1)-2) & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

که دارای تعداد $2((2M+1)-1)$ پارامتر است.

با فرض ثابت بودن دامنه تغییرات و تغییرات گاوسی برای فاز با واریانس تغییر فاز σ_ϕ^2 برای هر درایه نسبت به درایه مجاور، تابع همبستگی فضایی به‌صورت زیر خواهد شد [۱۲-۱۴]:

$$b(m-j) = e^{-\sigma_\phi^2|m-j|/2} \qquad (۱۱)$$

از آن‌جایی که محیط ایزوتروپ است در همه جهات یکنواخت بوده درنتیجه پارامتر موردنظر بین المان‌ها تنها به فاصله بین آن‌ها بستگی دارد نه محل قرارگیری المان‌ها. به همین دلیل برای آرایه خطی یکنواخت که فاصله المان‌ها ثابت است، رابطه (۱۱) برقرار است. اثبات این رابطه در مقاله [۱۴] آورده شده‌است. با مقایسه ماتریس کواریانس در شرایط ذکرشده و حالت ایده‌آل داریم:

$$\boldsymbol{P} = E[\boldsymbol{p}(i)\boldsymbol{p}^*(i)], \quad \boldsymbol{R} = E[\boldsymbol{x}(i)\boldsymbol{x}^*(i)] = \boldsymbol{ASA}^H + \sigma^2\boldsymbol{I} \qquad (۱۲)$$

با اضافه‌شدن اختلالات تصادفی به سطح موج و از آن‌جایی که این اختلالات مستقل از منبع موج فرض شده‌است می‌توان رابطه کواریانس در حالت اخیر را به‌صورت زیر نوشت:

$$[\boldsymbol{P}]_{ij} = b_{ij}[\boldsymbol{ASA}^H]_{ij} + \delta(i,j)\,\sigma^2 \quad where\ \delta(i,j) = 0, i \neq j\ and \delta(i,j) = 1, i = j \qquad (۱۳)$$

$\delta(i,j)$ تابع ضربه است که در همه نقاط صفر و تنها زمانی یک است که i=j باشد. از آن‌جایی‌که درایه‌های روی قطر اصلی ماتریس B برابر با یک است یعنی $b_{ii} = 1$، می‌توان نتیجه گرفت $\boldsymbol{B} \odot (\sigma^2\boldsymbol{I}) = \sigma^2\boldsymbol{I}$ و درنتیجه $\mathbf{P}$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\boldsymbol{P} = \boldsymbol{B} \odot \{\boldsymbol{ASA}^H\} + \sigma^2\boldsymbol{I} = \boldsymbol{B} \odot \boldsymbol{R} \qquad (۱۴)$$

در عمل ماتریس $\widehat{\mathrm{P}}$ از نمونه‌برداری از خروجی آرایه تخمین زده می‌شود:

$$\widehat{\boldsymbol{P}} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \boldsymbol{p}(i)\boldsymbol{p}^H(i) \qquad (۱۵)$$

پارامترهایی که باید تخمین زده‌شود K عدد DOA و فاصله، K عدد توان مربوط به سیگنال‌ها، توان مربوط به نویز و واریانس تغییر فاز است.

۳. روش پیشنهادی برای تخمین

برای تخمین پارامترهای ذکرشده از تابع هدف بهینه‌سازی زیر استفاده می‌کنیم که تفاضل کواریانس داده‌های دریافتی و ماتریس کواریانس با مقادیر تخمین‌زده شده است:

$$\min_{\xi}\left\|\widehat{\boldsymbol{P}} - \boldsymbol{P}(\xi)\right\|_F^2 = \min_{\xi} tr\left\{\left(\frac{\widehat{\boldsymbol{P}}}{\boldsymbol{B}} - \boldsymbol{R}(\boldsymbol{\xi})\right)^2\right\}, \qquad (۱۶)$$

$$\boldsymbol{\xi} = \left[\theta_1, \dots, \theta_K, r_1, \dots, r_K, \sigma_\phi^2, \sigma_1{}^2, \dots, \sigma_K{}^2, \sigma^2\right]^T$$

در این رابطه $\widehat{\boldsymbol{P}}$ ماتریس کواریانس محاسبه‌شده از داده‌های دریافتی آرایه است و $\boldsymbol{P}(\xi)$ ماتریس کواریانس به‌صورت مجهول با پارامترهای زوایا، فاصله منابع، واریانس تغییر فاز، توان سیگنال و توان نویز است. برای رسیدن به مقادیر مطلوب از پارامترهای مجهول تفاضل این دو مقدار باید صفر باشد. از آن‌جایی که این معادله به‌صورت خطی قابل محاسبه نیست زمانی بهترین تخمین را داریم که تفاضل اندازه این دو حداقل یعنی صفر شود. در این رابطه $\oslash$ تقسیم درایه بر درایه، tr(.) عملگر محاسبه trace ماتریس، $\|.\|_F$ نرم فروبنیوس و $\sigma_i{}^2$ توان سیگنال iام است. از آن‌جایی که تعداد پارامترهایی که باید همزمان تخمین زده شوند، زیاد می‌باشد و می‌تواند در دقت تخمین تاثیر نامطلوبی داشته باشد، برخی از پارامترها را براساس پارمترهای دیگر به‌دست آورده و مساله را ساده‌تر می‌کنیم. با فرض ثابت بودن ماتریس A و B می‌توان توان سیگنال و نویز را براساس پارامترهای دیگر به‌دست آورد [۱۲].

$$\widehat{\boldsymbol{S}} = \boldsymbol{A}^{\dagger}\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \hat{\sigma}^2\boldsymbol{I}\right)\boldsymbol{A}^{\dagger H} \qquad (۱۷)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(2M+1)-K} tr\left\{\boldsymbol{P}_{\boldsymbol{A}}^{\perp}\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B}\right)\right\} \qquad (۱۸)$$

$$\boldsymbol{A}^{\dagger} = (\boldsymbol{A}^H\boldsymbol{A})^{-1}\boldsymbol{A}^H, \;\; \boldsymbol{P}_{\boldsymbol{A}} = \boldsymbol{A}\boldsymbol{A}^{\dagger}, \;\; \boldsymbol{P}_{\boldsymbol{A}}^{\perp} = \boldsymbol{I} - \boldsymbol{P}_{\boldsymbol{A}} \qquad (۱۹)$$

با این روابط می‌توان رابطه (۱۶) را ساده کرد با قرار دادن ماتریس $\mathbf{S}$ در تابع هدف داریم:

$$\min_{\xi} tr\left\{\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \boldsymbol{R}(\xi)\right)^2\right\} = \min_{\xi} tr\left\{\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \boldsymbol{A}\widehat{\boldsymbol{S}}\boldsymbol{A}^H + \hat{\sigma}^2\boldsymbol{I}\right)^2\right\} = \min_{\xi} tr\left\{\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \boldsymbol{A}\boldsymbol{A}^{\dagger}\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \hat{\sigma}^2\boldsymbol{I}\right)\boldsymbol{A}^{\dagger H}\boldsymbol{A}^H + \hat{\sigma}^2\boldsymbol{I}\right)^2\right\} \quad (۲۰)$$

از آن‌جایی که $\boldsymbol{A}^{\dagger H}\boldsymbol{A}^H = ((\boldsymbol{A}^H\boldsymbol{A})^{-1}\boldsymbol{A}^H)^H\boldsymbol{A}^H = \boldsymbol{A}(\boldsymbol{A}^H\boldsymbol{A})^{-1}\boldsymbol{A}^H = \boldsymbol{A}\boldsymbol{A}^{\dagger} = \boldsymbol{P}_A$ و با قراردادن رابطه (۱۸) به‌جای نویز، رابطه به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$\min_{\eta} tr\left\{\left(\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B}\right) - \boldsymbol{P}_A\left(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B} - \frac{1}{(2M+1)-K} tr\{\boldsymbol{P}_A^{\perp}(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B})\}\boldsymbol{I}\right)\boldsymbol{P}_A - \frac{1}{(2M+1)-K} tr\{\boldsymbol{P}_A^{\perp}(\widehat{\boldsymbol{P}} \oslash \boldsymbol{B})\}\boldsymbol{I}\right)^2\right\}, \boldsymbol{\eta} = [\theta_1, \ldots, \theta_K, r_1, \ldots, r_K, \sigma_{\phi}^2]^T \quad (۲۱)$$

با تخمین پارامترهای $\boldsymbol{\eta}$ از رابطه (۲۰) توسط الگوریتم بهینه‌سازی PSO و جایگذاری آن در روابط (۱۷) و (۱۸)، توان نویز و سیگنال‌ها نیز به‌دست خواهد آمد.

۴. شبیه‌سازی

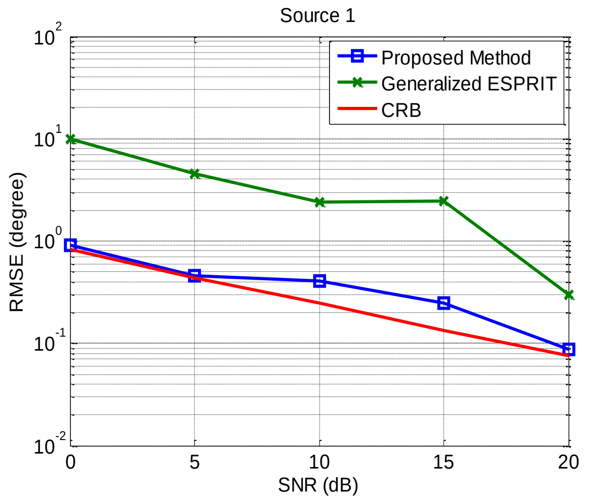
در این قسمت کارآیی روش ارائه‌شده توسط شبیه‌سازی نشان داده می‌شود. آرایه خطی با ۹ المان و با فاصله 0.2λ در نظر گرفته شده‌است. در شبیه‌سازی‌ها دو سیگنال در زوایای θ_1 و θ_2 با فاصله r_1 و r_2 فرض شده است. سیگنال‌ها و نویز دارای توزیع گاوسی با میانگین صفر و واریانس سیگنال‌ها برابر σ_1^2 و σ_2^2 و واریانس نویز برابر σ^2 می‌باشند. نسبت سیگنال به نویز (SNR) برای سیگنال kام با $10 \log\left(\frac{\sigma_k^2}{\sigma_n^2}\right)$ تعریف می‌شود. در شبیه‌سازی‌ها واریانس افزایش تغییر فاز σ_{ϕ}^2 برابر 0.25 درنظر گرفته شده که معادل تلفات همبستگی در حدود 1.086 dB- به‌ازای یک طول موج فاصله است. تعداد تکرار مونت‌کارلو برای هر شبیه‌سازی ۵۰۰ می‌باشد. برای بهینه‌سازی تابع هدف از الگوریتم PSO استفاده شده‌است. نتایج در هر مرحله با روش استفاده شده (Generalized ESPRIT) برای مکان‌یابی ارائه‌شده در مرجع [۱۰-۱۱] و همچنین حداقل خطای تخمین (CRB[1]) [۱۸] مقایسه شده است.

در شبیه‌سازی اول دو منبع در زوایای -8^0 و 12^0 به‌ترتیب در فواصل 1.8λ و 3λ قرار داده شده‌است. اثر تغییر SNR بر روی ریشه میانگین مربع خطای (RMSE) تخمین زاویه ورود برای هر منبع در شکل ۲ نشان داده شده‌است. تعداد نمونه‌ها برابر ۱۰۰ درنظر گرفته شده‌است. همان‌طور که از شکل پیداست با افزایش SNR همواره خطای تخمین کاهش می‌یابد. روش Generalized ESPRIT که برای حالت ایده‌آل معرفی شده در حضور ناهمگنی محیط خطای زیادی از خود نشان می‌دهد درصورتی‌که روش ارائه شده خطای بسیار کمی دارد و نزدیک CRB است.

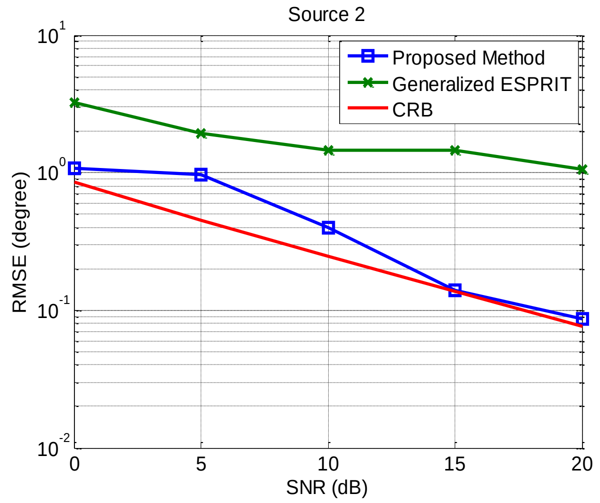
شکل ۳ ریشه میانگین مربع خطای تخمین فاصله برحسب درصد برای هر منبع در اثر تغییر SNR را نشان می‌دهد. ریشه میانگین مربع خطای تخمین فاصله برحسب درصد را با رابطه زیر تعریف می‌کنیم:

$$RRMSE = \sqrt{\left(\sum_{n=1}^{N_{MC}} |r - \hat{r}|^2 / |r|^2\right) / N_{MC}} \times 100\% \quad (۲۲)$$

که در آن N_{MC} تعداد تکرارهای مونت‌کارلو، r فاصله واقعی و $\hat{r}$ فاصله تخمین‌زده شده است. همان‌طور که از شکل‌ها پیداست روش ارائه‌شده خطای کمی در تخمین فاصله منبع سیگنال تا آرایه دارد.



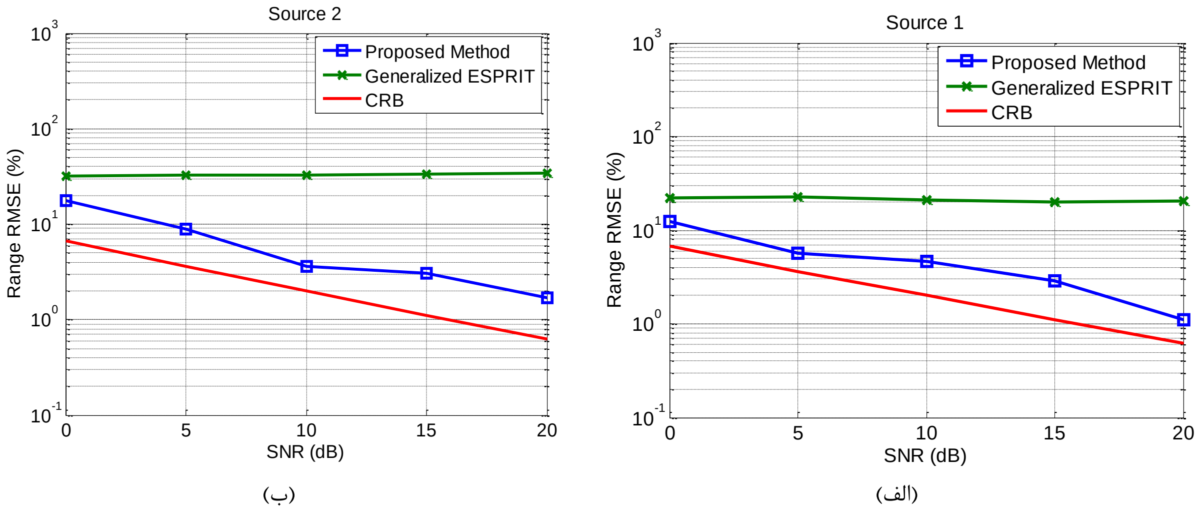
(الف)



(ب)

شکل ۲. تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب SNR (الف) منبع اول (ب) منبع دوم

1 Cramer-Rao Lower Bound (CRB)

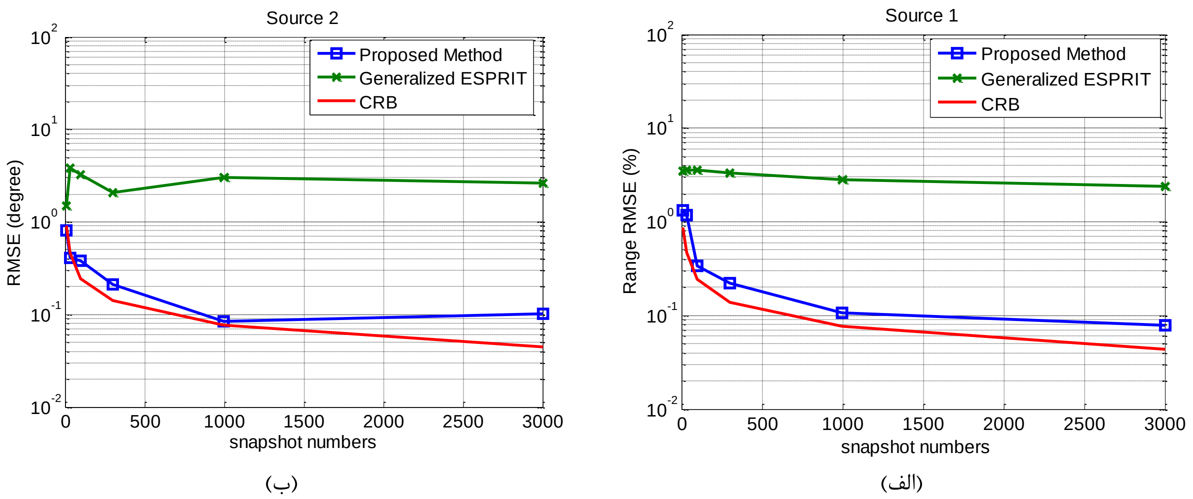


شکل ۳. تغییرات RMSE فاصله منابع برحسب SNR (الف) منبع اول (ب) منبع دوم

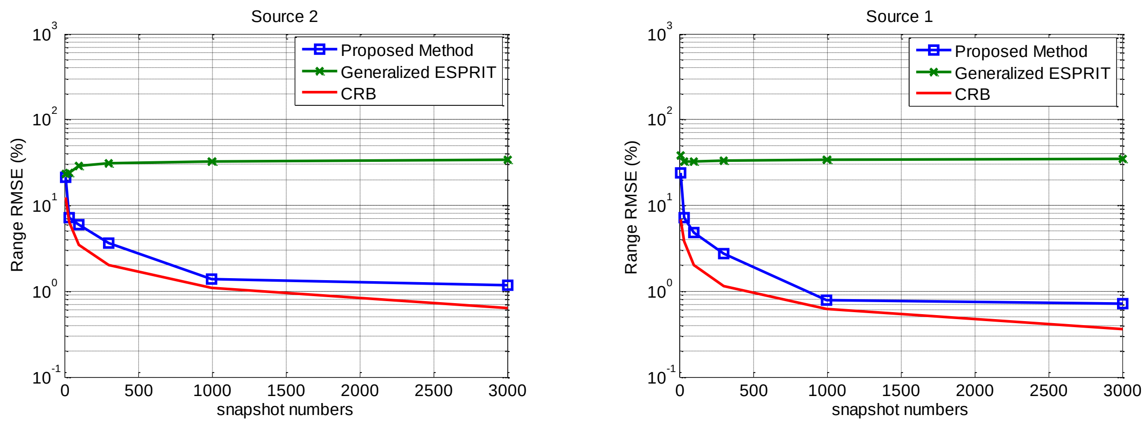
اثر تعداد نمونه‌ها بر ریشه میانگین مربع خطای تخمین زاویه ورود برای هر منبـع در شـکل ۴ نشـان داده شـده‌اسـت. در ایـن شبیه‌سازی SNR=10 dB فرض شده‌است. هر چه تعداد نمونه‌ها بیشتر باشد الگوریتم‌ها خطای کمتری در تخمین از خـود نشـان مـی‌دهنـد. خطـای روش ارائـه‌شـده بسـیار کمتـر از روش Generalized ESPRIT است.

شکل ۵ اثر تعداد نمونه‌ها بر روی ریشه میانگین مربع خطای تخمین فاصله برای هر منبـع را نشـان داده مـی‌دهـد. کـه روش ارائه‌شده خطای کمتری از خود نشان می‌دهد.

اثر واریانس تغییر فاز تلفات همبستگی بر روی ریشه میانگین مربع خطای تخمین زاویه ورود و فاصله برای هر منبع بـه‌ترتیـب در شکل‌های ۶ و ۷ نشان داده شده‌است. در ایـن شـبیه‌سـازی SNR=10 dB و تعداد نمونه‌ها ۱۰۰ فرض شده‌است. خطای روش ارائه‌شده بسیار کمتر از روش Generalized ESPRIT است.

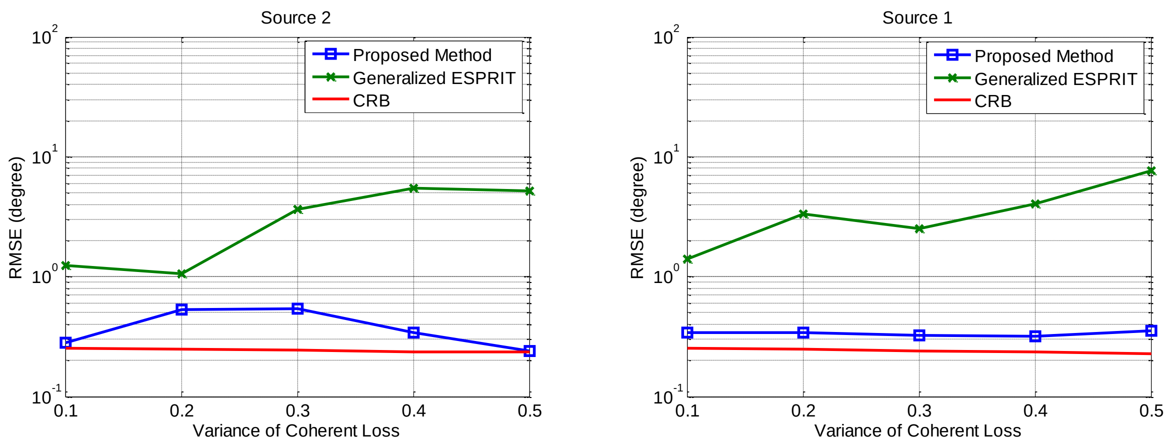


شکل ۴. تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب تعداد نمونه‌ها (الف) منبع اول (ب) منبع دوم



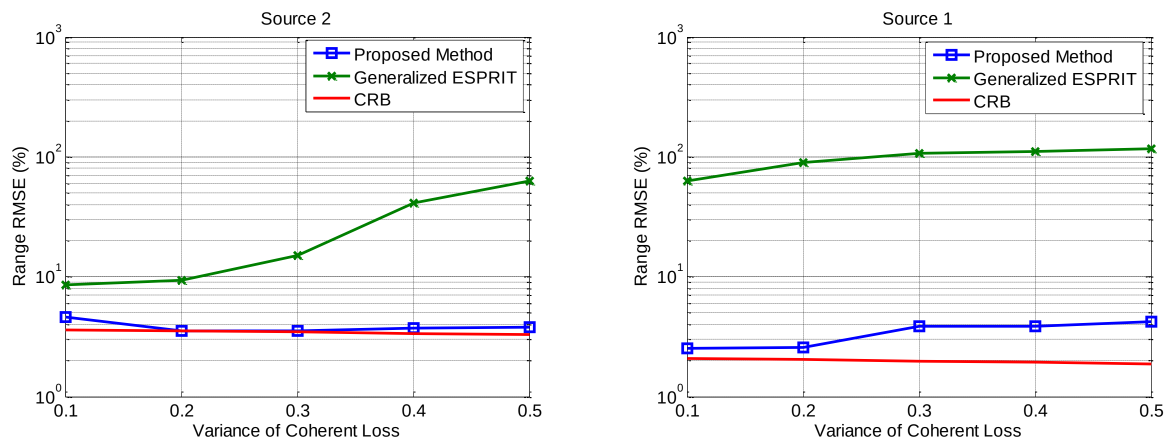
(الف) (ب)

شکل ۵. تغییرات RMSE فاصله منابع برحسب تعداد نمونه‌ها (الف) منبع اول (ب) منبع دوم



(الف) (ب)

شکل ۶. تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب واریانس تغییر فاز تلفات همبستگی (الف) منبع اول (ب) منبع دوم

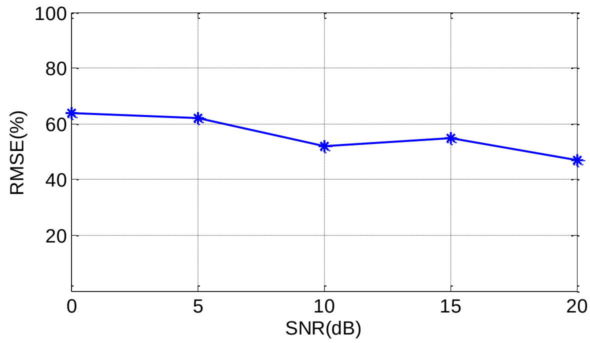


(الف) (ب)

شکل ۷. تغییرات RMSE فاصله منابع برحسب واریانس تغییر فاز تلفات همبستگی (الف) منبع اول (ب) منبع دوم

اثر تغییر SNR برروی تخمین پارامتر واریانس تغییر فاز تلفات همبستگی در شکل ۸ نشان داده شده‌است. همان‌طور که در شکل دیده می‌شود با افزایش SNR خطای تخمین این پارامتر نیز کاهش می‌یابد. ریشه میانگین مربع خطای تخمین پارامتر واریانس تغییر فاز برحسب درصد را با رابطه زیر تعریف می‌کنیم:

$$RMSE = \sqrt{\left(\sum_{n=1}^{N_{MC}} \left|\sigma_\phi^2 - \widehat{\sigma_\phi^2}\right|^2 / \left|\sigma_\phi^2\right|^2\right) / N_{MC}} \times 100\% \quad (۲۳)$$



شکل ۸. تغییرات RMSE پارامتر واریانس تغییر فاز برحسب SNR

برای نشان‌دادن حجم محاسبات و مقایسه پیچیدگی روش‌های ذکر شده، زمان لازم برای انجام شبیه‌سازی و تخمین در هرکدام از سناریوهای موجود در مقاله برای ۵۰۰ تکرار مونت‌کارلو، در جدول ۱ برای مقایسه قرار داده شده‌است. برای انجام شبیه‌سازی‌ها از لپ‌تاپ با مشخصات CPU Core2 2.5GHz، 4GB RAM و 6MB Cache استفاده شده‌است.

جدول ۱. زمان لازم برای به‌دست آوردن نموارها برای ۵۰۰ تکرار مونت‌کارلو (ثانیه)

روش / نمودار	روش ارائه‌شده	روش Generalized ESPRIT
تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب SNR	۱۸۳۵	۳۷۵
تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب تعداد نمونه‌ها	۲۱۳۰	۴۵۳
تغییرات RMSE تخمین زاویه ورود سیگنال برحسب واریانس تغییر فاز تلفات همبستگی	۱۸۱۲	۴۳۱

۵. نتیجه‌گیری

الگوریتم‌هایی که برای مکان‌یابی منابع ارائه‌شده، در شرایط ایده‌ال بیان شده‌اند و در حضور محیط‌های واقعی کارآیی مناسبی از خود نشان نمی‌دهند. در این مقاله روشی برای مکان‌یابی منابع میدان نزدیک شامل تخمین زاویه ورود و فاصله منابع تا آرایه در محیط ناهمگن ارائه شده‌است. روش ارائه‌شده مربع خطای تفاضل ماتریس کواریانس داده‌های دریافتی و ماتریس کواریانس پارامتری را به‌عنوان تابع هدف درنظر گرفته و از الگوریتم بهینه‌سازی PSO برای حداقل کردن تابع هدف استفاده می‌کند. این تحقیق به تخمین DOAها، فاصله منابع و کواریانس تلفات همبستگی محیط، توان سیگنال‌های دریافتی و توان نویز محیط می‌پردازد. همان‌طور که از شبیه‌سازی‌ها نتیجه می‌شود روش‌های موجود که اثر ناهمگنی را درنظر نگرفته‌اند، خطای زیادی را در محیط ناهمگن که در بسیاری از کاربردهای راداری و سوناری اتفاق می‌افتد، دارد در صورتی که روش ارائه شده خطای کمی در مکان‌یابی منابع میدان نزدیک دارد.

۶. مراجع

[1] R. O. Schmidt, "Multiple emitter location and signal parameter estimation," IEEE Trans. Antennas Propag., vol. 34, no. 3, pp. 276-280, 1986.

[2] R. Roy, A. Paulraj, and T. Kailath, "ESPRIT-A subspace rotation approach to estimation of parameters of cisoids in noise," IEEE Trans. Acoust., Speech, Signal Process., vol. 34, no. 5, pp. 1340-1342, 1986.

[3] J. C. Chen, R. E. Hudson, and Y. Kung, “Maximum likelihood source localization and unknown sensor location estimation for wideband signals in the near-field,” IEEE Trans. Signal Process., vol. 50, no. 8, pp. 1843–1854, Aug. 2002.

[4] Y. D. Huang and M. Barkat, “Near-field multiple source localization by passive sensor array,” IEEE Trans. Antennas and Propagat., vol. 39, no. 7, pp. 968–975, 1991.

[5] J. Liang and D. Liu, “Passive localization of mixed near-field and far field sources using two-stage music algorithm,” IEEE Trans. Signal Process., vol. 58, no. 1, pp. 108–120, Jan. 2010.

[6] E. Grosicki, K. Abed-Meraim, and Y. Hua, “A weighted linear prediction method for near-field source localization,” IEEE Trans. Signal Process., vol. 53, no. 10, pp. 3651–3660, 2005.

[7] N. Yuen and B. Friedlander, “Performance analysis of higher order ESPRIT for localization of near-field sources,” IEEE Trans. Signal Process., vol. 46, pp. 709–719, 1998.

[8] J. Jiang, F. Duan, J. Chen, Y. Li, and X. Hua, “Mixed Near-Field and Far-Field Sources Localization Using the Uniform Linear Sensor Array,” IEEE Sensors J., vol. 13, no. 8, 2013.

[9] J. Liang and D. Liu, “Passive localization of near-field sources using cumulant,” IEEE Sensors J., vol. 9, no. 8, pp. 953–960, Aug. 2009.

[10] W. Zhi and M. Y.-W. Chia, “Near-field source localization via symmetric subarrays,” IEEE Signal Process. Lett., vol. 14, no. 4, pp. 409–412, Jun. 2007.

[11] G.Liu, and X. Sun, “Two-Stage Matrix Differencing Algorithm for Mixed Far-Field and Near-Field Sources Classification and Localization,” IEEE Sensors J., vol. 14, no. 6, 2014.

[12] A. B. Gershman, C. F. Mecklenbrauker, and J. F. Bohme, "Matrix fitting approach to direction of arrival

estimation with imperfect spatial coherence of wavefronts," IEEE Trans. Signal Process., vol. 45, no. 7, pp. 1894-1899, 1997.

[13] J. Ringelstein, A. B. Gershman, and J. F. Bohme, "Direction finding in random inhomogeneous media in the presence of multiplicative noise," IEEE Signal Process. Lett., IEEE, vol. 7, no. 10, pp. 269-272, 2000.

[14] B. G. Song and J. A. Ritcey, "Angle of arrival estimation of plane waves propagating in random media," J. Acoust. Soc. Amer., vol. 99, no. 3, pp. 1370-1379, 1996.

[15] S. Shahbazpanahi , S. Valaee and A. B. Gershman, "A covariance fitting approach to parametric localization of multiple incoherently distributed sources", IEEE Trans. Signal Process., vol. 52, no. 3, pp. 592-600, 2004.

[16] L. A. Chernov, Wave propagation in a random medium. New York, USA: McGraw-Hill, 1960.

[17] A. Paulraj and T. Kailath, "Direction of arrival estimation by eigenstructure methods with imperfect spatial coherence of wavefronts," J. Acoust. Soc. Amer., vol. 83, pp. 1034–1040, Mar. 1988.

[18] E. Grosicki, K. Abed-Meraim, and Y. Hua, "A weighted linear prediction method for near-field source localization," IEEE Trans. SignalProcess., vol. 53, pp. 3651–3660, Oct. 2005.

Journal of "Radar"
Vol. 4, No. 1, 2016 (Serial No. 11)

Near-Field Source Localization in Non-homogeneous Environments

A. Gholipour, B. Zakeri*, Kh. Mafinezhad
Babol Noshirvani University of Technology
(Received: 11/10/2015, Accepted: 02/07/2016)

Abstract

Source localization is an essential part of the array signal processing used in the radar, sonar, seismology and oceanography. The performance of the current methods degrades substantially in practical situations. One of the situations, which decreases the performance, is the coherent loss caused by the propagation of the wavefront through random non-homogeneous media. In this paper, a near-field source localization algorithm including direction of arrival and range estimation is presented in non-homogeneous media. Results show that the proposed algorithm has a lower estimation error in source localization of near field compared with the current ones.

Keywords: Source Localization, Direction-of-Arrival, Nonhomogeneous Media, Imperfect Spatial Coherence, Multiplicative Noise.

Corresponding authorE-mmail: zakeri@nit.ac.i