

محله علمی-پژوهشی «رادار»

سال سوم، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۴؛ ص ۵۲-۴۵

مدل‌سازی وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت نمونه‌های متواالی تابع پروفیل فاصله اهداف، به‌منظور تشخیص اهداف راداری

مهدی هادوی^{۱*}، عبدالله آجورلو^۲، محمد‌مهدی نایبی^۳، محمد‌حسن باستانی^۴

۱ و ۲- دانشجوی دکتری ۳- استاد ۴- دانشیار، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه صنعتی شریف

(دریافت: ۹۴/۰۶/۱۷، پذیرش: ۹۴/۰۷/۱۷)

چکیده

اصلی‌ترین محدودیت در استفاده از تابع پروفیل فاصله به عنوان ابزاری برای تشخیص اهداف راداری، حساسیت آن به زاویه منظر می‌باشد. به طور متدوال برای مدل‌سازی این حساسیت، نمونه‌های متواالی تابع پروفیل فاصله (یا ویژگی‌های استخراج شده از آنها) در یک فاصله زمانی کوتاه از مانور هدف به عنوان نمونه‌های مستقل با توزیع یکسان (غالباً گوسی) در نظر گرفته می‌شوند. در این تحقیق سعی شده است با ارائه یک مدل مبتنی بر سیستم دینامیکی، به نوعی بر محدودیت‌های این مدل‌ها مانند فرض استقلال نمونه‌ها غلبه شود. استخراج ویژگی با دو روش استخراج ویژگی‌های طیفی و ضرایب PCA انجام می‌گیرد. در صورت استفاده از روش اول مدل‌سازی به صورت کوتاه مدت و در صورت استفاده از روش دوم مدل‌سازی به صورت بلندمدت انجام می‌گیرد. مقایسه نتایج با مدل‌های مرسوم در هر دو بخش روی داده‌های شبیه‌سازی برتری مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی را نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی

تشخیص اهداف راداری، تابع پروفیل فاصله، مدل سیستم دینامیکی، ویژگی‌های طیفی، ضرایب PCA، معیار اطلاعات آکایک.

تابع پروفیل فاصله در فرآیند تشخیص اهداف راداری، نیاز به ارائه یک مدل ریاضی برای خصوصیات آماری این نمونه‌ها در ارتباط با یکدیگر وجود دارد. در این راستا مقالات بسیاری مانند [۷ و ۸] منتشر شده‌اند که در آن‌ها به‌نوعی از مدل گوسی برای مدل‌سازی این مساله استفاده شده است. برای مثال در [۷] بردارهای مشخصه حاصل از نمونه‌های متواالی تابع پروفیل فاصله به صورت نمونه‌هایی از یک توزیع مخلوط گوسی در نظر گرفته می‌شود. نکته قابل تأمل این است که در تمامی این مدل‌ها، نمونه‌های متواالی در یک مدت زمان کوتاه به صورت مستقل از هم و با توزیع یکسان فرض شده‌اند.

در اینجا با حذف فرض استقلال مذکور به دنبال ارائه مدلی برای وابستگی آماری نمونه‌های متواالی تابع پروفیل فاصله در یک زمان محدود هستیم. با توجه به فیزیک حرکت خطی و چرخشی هدف و نیز ماهیت الکترومغناطیسی مساله مورد بررسی، به نظر می‌رسد یک مدل غیر ایستان مبتنی بر سیستم‌های دینامیکی^۴ (DS) بتواند تا حد

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر مساله تشخیص اهداف توسط رادار مورد توجه بسیاری از دانشمندان قرار گرفته است. در این زمینه، تابع پروفیل فاصله به عنوان یکی از قدرتمندترین ابزارهای موجود مورد استفاده قرار می‌گیرد [۱-۵]. مهم‌ترین محدودیت موجود در روش‌های تشخیص مبتنی بر تابع پروفیل فاصله، حساسیت زیاد این تابع به زاویه منظر^۱ رادار می‌باشد که در مقالات متعددی مانند [۲ و ۶]^۲ به آن اشاره شده است. به عنوان دلیل این مساله می‌توان به دو پدیده انتقال در راستای سلول‌های فاصله^۳ و پدیده اسپکل^۴ اشاره کرد که در [۲] به تفصیل درباره آن صحبت شده است.

برای غلبه بر این مساله و به‌منظور استفاده از نمونه‌های متواالی

^{*}رایانمۀ نویسنده پاسخگو: Mahdi_hadavi@ee.sharif.edu

1- Aspect Angle

2- Moving Toward Range Cells

3- Speckle

ساختار مطالب مقاله به این صورت است که در فصل آینده، روش‌های استخراج ویژگی و رویکردهای مدل‌سازی کوتاه‌مدت و بلندمدت شرح داده خواهد شد. در فصل سوم مدل سیستم دینامیکی و روش به‌دست آوردن پارامترهای آن بررسی خواهد شد. در فصل چهارم نیز به ارائه نتایج به‌دست آمده حاصل از مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی و مقایسه آن با مدل‌های دیگر توسط آزمایش‌های انجام‌شده خواهیم پرداخت. فرضیات عملی را در این فصل ارائه خواهد شد.

۲. استخراج ویژگی

استخراج ویژگی از دنباله توابع پروفیل فاصله با دو روش انجام می‌گیرد. در روش اول تعدادی ویژگی طیفی که در حقیقت مکان مراکز اصلی بازتابش^۹ هستند با استفاده از روش تخمین طیف PCA (ریلکس)^{۱۰} استخراج می‌شود [۱۳]. در روش دوم از ضرایب PCA بردارهای توابع پروفیل فاصله به عنوان ویژگی استفاده می‌شود. در روش اول سیستم دینامیک قادر به مدل کردن وابستگی کوتاه مدت بین مشاهدات متوالی است. اما در صورت استفاده از روش دوم، سیستم دینامیک تا حد خوبی قادر به مدل کردن وابستگی بلند مدت بین مشاهدات متوالی نیز خواهد بود. در ادامه به توضیح دقیق‌تر این دو روش می‌پردازیم.

۲-۱. ویژگی‌های طیفی

فرض کنید $\{a_k\}$ نرخ تغییرات فرکانس سیگنال LFM^{۱۱} ارسالی باشد. در این صورت طبق قضیه بازتابش امواج الکترومغناطیسی، در فرکانس‌های بالا (که ابعاد هدف بسیار بزرگتر از طول موج سیگنال ارسالی می‌باشد)، تابع پروفیل فاصله تابعی از اندازه سطح مقطع را در این مراکز بازتابشی هدف در راستای برد رادار خواهد بود. در این صورت سیگنال دریافتی در رادار با قدرت تفکیک بالا و بعد از انجام عملیات «برداش کشش»^{۱۲} (اعمال میکسر LFM و نمونه برداری) که در [۱۳] به آن اشاره شده است، به‌طور تقریبی به صورت زیر قابل نمایش می‌باشد.

$$x_n = \sum_{k=1}^K a_k \exp(j2\pi f_k n) + e_n \quad (1)$$

در رابطه فوق a_k و f_k به ترتیب دامنه مخلوط و فرکانس متناظر با امین مرکز بازتابش بوده و K تعداد مراکز اصلی^{۱۳} بازتابشی هدف است. $n = 0, 1, \dots, N-1$ نشان‌دهنده اندیس زمانی گستته و N

9- Scattering Center

10- RELAX

11- Linear Frequency Modulated

12- Stretch Processing

13- Dominant

زیادی خصوصیات آماری موقعیت بازتابش‌های قوی‌تر در تابع پروفیل فاصله را مدل کند. در واقع مدل مبتنی بر سیستم‌های دینامیکی می‌تواند به صورت حالت تعمیم‌یافته مجموعه گسترده‌ای از مدل‌های خطی غیر ایستاد در نظر گرفته شود که این فرضیات با فیزیک مساله را دارای تطابق زیادی دارد.

مدل سیستم دینامیکی مورد استفاده در اینجا، همان صورت کلی سیستم دینامیکی با در نظر گرفتن نویز مدل و نویز اندازه‌گیری و حذف ورودی‌های سیستم می‌باشد. با توجه به بزرگی بعد مشاهدات توابع پروفیل فاصله ناگزیر به استخراج ویژگی‌های مستخرج از سیستم دینامیکی جهت مدل‌سازی دنباله ویژگی‌های مستخرج از توابع پروفیل فاصله و نه خود دنباله توابع پروفیل فاصله به کار می‌رود. دو روش جهت استخراج ویژگی و به تبع آن دو رویکرد جهت مدل‌سازی به کار گرفته می‌شود. در رویکرد اول مدل‌سازی دنباله مشاهدات به صورت کوتاه مدت^۱ می‌باشد؛ به این معنا که مشاهدات متوالی از قسمت‌های کوچکی از مانور هدف توسط سیستم دینامیکی مدل می‌شوند. در این قسمت نتایج مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی با مدل مرسوم «تحلیل فاکتور»^۲ (FA) که جهت مدل‌سازی کوتاه مدت [۸] مشاهدات متوالی توابع پروفیل فاصله به کار می‌رود مقایسه می‌شود. در رویکرد دوم امکان مدل‌سازی بلندمدت^۳ مشاهدات متوالی نیز وجود خواهد وجود دارد. در این قسمت نتایج مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی با مدل مخفی مارکوف مارکوف^۴ (HMM) و نسخه پیشرفته‌تر آن یعنی مدل مخفی مارکوف غیرایستان^۵ (NSHMM) که یک روش بسیار خوب برای مدل‌سازی بلندمدت می‌باشد مقایسه می‌شود. برای مقایسه مدل‌ها نیز از معیار اطلاعات آکایک^۶ که در [۹ و ۱۰]^۷ ارائه شده و در مقالات بسیاری مانند [۸] از آن استفاده شده است، استفاده کرده‌ایم. ضمناً مدل‌سازی کوتاه مدت با استفاده از ضرایب^۷ PCA در کارهای قبلی [۱۱-۱۲] ما انجام گرفته است و برتری سیستم دینامیکی نسبت به روش‌هایی مانند FA در آن جا نشان داده شده است.

رادار مورد بررسی در این تحقیق یک رادار ردگیر با قدرت تفکیک بالا در بعد برد می‌باشد. در واقع قدرت تفکیک فاصله رادار با پهنهای باند آن نسبت مستقیم دارد و برای دست‌یابی به این مهم نیاز به ارسال پالس‌های پهن‌باند می‌باشد. برای تحقق این مساله از سیگنالینگ مدوله شده خطی در حوزه فرکانس^۸ استفاده می‌کنیم.

1- Short-term

2- Factor Analysis (FA)

3- Long-term

4- Hidden Markov Model (HMM)

5- Non-Stationary Hidden Markov Model (NSHMM)

6- Akaike Information Criterion (AIC)

7- Principal Component Analysis

8- Linear Frequency Modulated (LFM)

در زمان‌های طولانی و به علت مانور هدف کاملاً محتمل است که مراکز بازتابش اصلی هدف عوض بشوند یا تعدادی از آنها توسط بدن هواپیما ماسک شوند که اصطلاحاً به این پدیده، پدیده سایه^۱ گفته می‌شود. لذا در این حالت، اصطلاحاً سیستم دینامیکی قادر به مدل کردن وابستگی کوتاه‌مدت بین مشاهدات متوالی است.

۲-۲. ضرایب PCA

تحلیل اجزای اصلی (PCA) یک تبدیل خطی است که طی آن بردارهای مشاهده ورودی که دارای ابعاد زیادی هستند تبدیل به بردارهایی با ابعاد کمتر می‌شوند که ابعاد در این فضای ناهمبسته بوده (یعنی در این اطلاعات اضافی وجود نخواهد داشت) و حاوی بیشترین انرژی بردارهای ورودی در فضای می‌باشند. از آنجایی که عموماً ابعاد تابع پروفیل فاصله زیاد است، استفاده از PCA یک انتخاب خوب به نظر می‌رسد.

فرض کنید \mathbf{x} نماینده بردار مشاهدات باشد. همچنین بدون از دست رفتن کلیت مساله فرض می‌کنیم میانگین \mathbf{x} صفر باشد. در این صورت، \mathbf{z} را طوری به دست می‌آوریم که مؤلفه‌های مشاهدات در فضای جدید ناهمبسته باشند، یعنی [۱۴]:

$$E[z(i)z(j)] = 0 \quad i \neq j \quad (4)$$

در این صورت اجازه بدھید:

$$\mathbf{z} = \mathbf{A}^T \mathbf{x} \quad (5)$$

از آنجایی که، فرض کرده ایم $E[\mathbf{x}] = 0$ ، در نتیجه $E[\mathbf{y}] = 0$. از تعریف ماتریس همبستگی داریم:

$$\mathbf{R}_z \equiv E[z z^T] = E[A^T x x^T A] = A^T \mathbf{R}_x A \quad (6)$$

در عمل ماتریس \mathbf{R}_x با میانگین‌گیری بر روی مجموعه بردارهای مشاهده جهت آموزش به دست می‌آید. برای مثال اگر n بردار داده شده باشند، آنها را می‌توان به صورت \mathbf{x}_k ($k = 1, 2, \dots, n$) داشته باشیم، در این صورت داریم [۱۴]:

$$\mathbf{R}_x \approx \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k^T \quad (7)$$

توجه کنید که ماتریس \mathbf{R}_x یک ماتریس متقاضن است و بنا بر این بردارهای ویژه آن دو بهدو برابر هم عمودند. اگر ماتریس \mathbf{A} طوری انتخاب شود که ستون‌های آن بردارهای ویژه \mathbf{R}_x (یعنی ماتریس قطعی خواهد بود [۱۴]):

$$\mathbf{R}_z = \mathbf{A}^T \mathbf{R}_x \mathbf{A} = \Lambda \quad (8)$$

تعداد نمونه‌های تابع پروفیل فاصله می‌باشد. در ضمن « e » نیز نشان‌گر نویز سفید جمع‌شونده در گیرنده است که البته در بعضی از کاربردها مانند [۲] به صورت خود برگشتی^۲ مدل می‌شود.

با توجه به سیگنالینگ LFM و نرخ m می‌توان رابطه f_k با فاصله مرکز بازتابش k ام (R_k) را به صورت زیر نوشت:

$$f_k = \frac{\mu(R_k - R_0)}{c} \quad (2)$$

که R_0 در رابطه فوق برد مرجع را دارد می‌باشد و در اغلب موارد همان برد تخمینی هدف در مرحله ردگیری در نظر گرفته می‌شود و c سرعت انتشار امواج الکترومغناطیسی است. در واقع در اینجا مسئله استخراج مشخصه به یافتن a_k ها و به ویژه f_k ها تبدیل می‌شود که با فرضیات مذکور معادل یک مسئله تخمین طیف خواهد بود.

در [۱۳] نشان داده شده است که در میان روش‌های تخمین طیف به کار رفته برای حل مسئله فوق، روش ریلکس دارای قدرت تفکیک بیشتری می‌باشد. به علاوه، این روش نسبت به تعداد پارامترهای مورد تخمین و نیز مشخصات نویز حساس نیست که این ویژگی از دیگر مزایای استفاده از این روش در تشخیص اهداف را دارد. با تعداد مراکز بازتابش متغیر محسوب می‌شود. به همین علت در بسیاری از مقالات مربوط به تشخیص اهداف را در میان [۷] از این روش استفاده شده است. اساس این روش، بر کمینه کردن یک معیار غیرخطی حداقل مربعات با استفاده از روش تخمین جدگانه پارامترها^۳ استوار است.

در اینجا تنها از خروجی فرکانسی روش ریلکس (f_k ها) استفاده می‌کنیم و با a_k ها کاری نداریم. لذا مشاهدات همان بردار فرکانس‌های حاصل از روش ریلکس خواهد بود که آن را با $y_{k \times 1}$ نمایش می‌دهیم. در واقع مساله مورد نظر، مدل‌سازی آماری نمونه‌های متوالی از بردارهای مشخصه مستخرج از تابع پروفیل فاصله مشاهدات (می‌باشد). این مشاهدات به صورت زیر قبل نمایش خواهد بود:

$$\mathbf{Y} = [y_1, y_2, \dots, y_T] \quad (3)$$

که در آن T تعداد نمونه تابع پروفیل فاصله مشاهده شده و y_i بردار شامل فرکانس‌های تخمینی الگوریتم ریلکس برای تابع پروفیل فاصله t ام می‌باشد.

همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد در استخراج ویژگی با روش فوق محل K مرکز بازتابش اصلی هدف استخراج می‌شود. جهت مدل‌سازی دنباله ویژگی‌های طیفی مستخرج با استفاده از سیستم دینامیکی باید مدل‌سازی در زمان‌های نسبتاً کوتاه انجام بگیرد، زیرا

1- Auto-Regressive (AR)

2- Decoupled Parameter Estimation (DPE)

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{H}\mathbf{x}_t + \mathbf{v}_t \quad (16)$$

که در آن، \mathbf{x} بردار حالت مخفی^۱، \mathbf{y} بردار مشخصه مشاهدات، \mathbf{w}_t و \mathbf{v}_t به ترتیب نویز مدل و اندازه‌گیری می‌باشند که نسبت به یکدیگر و نمونه‌های دیگر خود ناهمبسته بوده و توزیع هر کدام به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathbf{w}_t \sim N(\boldsymbol{\mu}_w, \mathbf{Q}) \quad (17)$$

$$\mathbf{v}_t \sim N(\boldsymbol{\mu}_v, \mathbf{R}) \quad (18)$$

بردار حالت اولیه \mathbf{x}_0 نیز گوسی فرض می‌شود. در واقع پارامترهای این مدل شامل ماتریس گذار (\mathbf{F})، ماتریس مشاهدات (\mathbf{H}) و پارامترهای توزیع‌های گوسی می‌باشد. برای تخمین این پارامترها از روش مشابه روش ارائه شده در [۱۵] استفاده می‌کنیم که بر پایه تکنیک بیشینه کردن انتظار^۲ (EM) استوار است. خلاصه این روش توسط همین نویسندها در [۱۶] نیز آمده است.

در این روش تخمین پارامترهای مدل سیستم دینامیکی به وسیله محاسبه امید ریاضی شرطی آماره‌های کافی بردار حالت در مرحله E و تخمین مجدد پارامترها در مرحله M ، به صورت تکرار شونده تا رسیدن به همگرایی صورت می‌پذیرد.

اگر تعداد مشاهدات N باشد و \mathbf{Y} مجموعه بردارهای مشاهده در یک سگمنت باشد، آنگاه آماره‌های کافی مورد محاسبه در مرحله E به صورت زیر خواهد بود:

$$E\{\mathbf{x}_t | \mathbf{Y}\} = \hat{\mathbf{x}}_{t|N} \quad (19)$$

$$E\{\mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\} = \hat{\mathbf{x}}_{t|N} \hat{\mathbf{x}}_{t|N}^T + \Sigma_{t|N} \quad (20)$$

$$E\{\mathbf{x}_t \mathbf{x}_{t-1}^T | \mathbf{Y}\} = \hat{\mathbf{x}}_{t|N} \hat{\mathbf{x}}_{t-1|N}^T + \Sigma_{t,t-1|N} \quad (21)$$

این آماره‌ها با استفاده از یک فیلتر کالمن با روش هموارسازی با بازه‌های ثابت^۳ محاسبه می‌شوند. این کار در دو مرحله بازگشتی پیش‌رونده^۴ و پس‌رونده^۵ با الحاق عملیات بازگشتی مربوط به آماره‌های مرتبه دوم صورت می‌پذیرد که در ادامه مراحل آن آورده شده است. میانگین نویز اندازه‌گیری \mathbf{w} صفر فرض شده است.

عملیات بازگشتی پیش‌رونده:

$$\hat{\mathbf{x}}_{t|t} = \hat{\mathbf{x}}_{t|t-1} + \mathbf{K}_t \mathbf{e}_t \quad (22)$$

$$\hat{\mathbf{x}}_{t+1|t} = \mathbf{F}\hat{\mathbf{x}}_{t|t} + \boldsymbol{\mu}_w \quad (23)$$

1- Hidden State Vector

2- Expectation Maximization (EM)

3- Fixed Interval Smoothing

4- Forward

5- Backward

که در آن، \mathbf{A} یک ماتریس قطری است که عناصر روی قطر آن a_{ii} مقدار ویژه ماتریس \mathbf{Rx} است. چون ماتریس \mathbf{Rx} یک ماتریس مثبت معین است، مقدار ویژه آن مثبت خواهد بود. بدین صورت به هدف خود که رسیدن به ویژگی‌های ناهمبسته (z_i ها) بود، رسیده‌ایم. در این صورت \mathbf{x} از رابطه زیر قابل حصول خواهد بود [۱۴]:

$$\mathbf{x} = \sum_{i=0}^{N-1} z(i) \mathbf{a}_i \quad (9)$$

و $z(i)$ از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$z(i) = \mathbf{a}_i^T \mathbf{x} \quad (10)$$

حال فرض کنید $\hat{\mathbf{x}}$ را به عنوان تقریبی از \mathbf{x} به صورت زیر تعریف کنیم:

$$\hat{\mathbf{x}} = \sum_{i=0}^{m-1} z(i) \mathbf{a}_i \quad (11)$$

که در آن تنها از m بردار ویژه استفاده شده است. در واقع $\hat{\mathbf{x}}$ تصویر \mathbf{x} در زیرفضای ساخته شده با m بردار ویژه موجود در مجموع فوق است. در این صورت خطای میانگین مربع‌های این تقریب برابر خواهد بود با [۱۴]:

$$E[\mathbf{x} - \hat{\mathbf{x}}]^2 = E\left[\sum_{i=m}^{N-1} z(i) \mathbf{a}_i^2\right] \quad (12)$$

اگر هدف ما به دست آوردن بهترین تقریب با کمترین خطای میانگین مربع‌های باشد، با توجه به رابطه (۱۲) و در نظر داشتن خاصیت تعامل بردارهای ویژه داریم:

$$\begin{aligned} & E\left[\sum_{i=m}^{N-1} z(i) \mathbf{a}_i^2\right] \\ &= E\left[\sum_i \sum_j (z(i) \mathbf{a}_i^T)(z(j) \mathbf{a}_j)\right] \\ &= \sum_{i=m}^{N-1} E[z^2(i)] = \sum_{i=m}^{N-1} \mathbf{a}_i^T E[\mathbf{x} \mathbf{x}^T] \mathbf{a}_i \end{aligned} \quad (13)$$

از ترکیب رابطه فوق با رابطه (۱۲) و استفاده از تعریف بردار ویژه داریم:

$$E[\mathbf{x} - \hat{\mathbf{x}}]^2 = \sum_{i=m}^{N-1} \mathbf{a}_i^T \lambda_i \mathbf{a}_i = \sum_{i=m}^{N-1} \lambda_i \quad (14)$$

بنابراین اگر در رابطه (۱۱) بردار ویژه‌های متناظر با بزرگترین m مقدار ویژه را انتخاب کنیم، خطای در (۱۴) مینیمم می‌شود [۱۴]. درنتیجه جهت کاهش بعد ویژگی می‌توانیم m ویژگی اول \mathbf{z} تصویر \mathbf{x} بردار ویژه اول را به عنوان ویژگی‌های نهایی و خروجی PCA انتخاب کنیم.

۳. مدل سیستم دینامیکی

در مدل سیستم دینامیکی مشاهدات $\mathbf{y} = [y_1, y_2, \dots, y_T]$ بر اساس روابط زیر تولید می‌شوند:

$$\mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{F}\mathbf{x}_t + \mathbf{w}_t \quad (15)$$

در [۱۵] نشان داده شده است که این روش دارای سرعت همگرایی بالایی نسبت به روش‌های موجود می‌باشد.

۴. نتایج شبیه‌سازی‌ها

در اینجا برای بررسی و مقایسه عملکرد مدل‌های مذکور از داده‌های برگشتی از یک هدف جنگیده استفاده کردیم. رادار مورد بررسی نیز یک رادار ردگیر با قابلیت تفکیک بالا در بعد فاصله و با سیگنانالینگ مدوله شده خطی در حوزه فرکانس می‌باشد. در واقع فرض می‌کنیم در مرحله تشخیص، هدف در حال ردگیری می‌باشد و برای داشتن حداکثر میزان سیگنال به نویز و نیز نداشتن تداخل سیگنال ارسال و دریافت، فرض می‌کنیم طول زمانی سیگنال ارسالی معادل زمانی فاصله هدف تا رادار است. رادار مورد نظر نیز یک رادار زمینی ردگیر اهداف هوایی می‌باشد. در این آزمایش برای راحتی کار از اثر زمین و نیز تداخل انواع کلاتر صرف نظر می‌کنیم.

پنهانی باند رادار مورد استفاده در اینجا 150 MHz است که معادل 1 m قدرت تفکیک^۱ فاصله خواهد بود. برای شبیه‌سازی سیگنال بازگشتی رادار از نرم افزار^۲ BSS [۱۷] استفاده شده است. شبیه‌سازی توابع پروفیل فاصله در این نرم افزار بر اساس روش تحلیل ساده‌ترین مولفه‌ها^۳ انجام می‌گیرد. در این روش سطح هدف مورد بررسی به چند مولفه هندسی ساده تقسیم می‌شود و سیگنال بازگشتی از هر قسمت به صورت نقاط و خطوط نورانی محاسبه شده و به صورت مختلط با در نظر گرفتن قطبی شدگی^۴ با یکدیگر جمع می‌شوند. در [۱۷] این روش تقریب عددی الکترومغناطیس به طور کامل توضیح داده شده و نتایج حاصل از این روش با داده‌های عملی مقایسه شده است. در شبیه‌سازی توابع پروفیل فاصله اثر نویز نیز در نظر گرفته می‌شود.

برای شبیه‌سازی حرکت هدف مورد ردگیری توسط رادار نیز از نرم افزار منبع آزاد^۵ JSBSim استفاده کرده‌ایم که قادر به شبیه‌سازی مانور هدف‌های مختلف هوایی با شش درجه آزادی می‌باشد. در واقع این نرم افزار اطلاعات موقعیت کارتینین هدف نسبت به دستگاه اینرسی (نسبت به مرکز زمین) و اطلاعات موقعیت زاویه‌ای قرار گیری هدف را در طول یک مانور با مشخصات قابل تنظیم، در اختیار ما قرار می‌دهد.

هدف مقایسه کیفیت مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی با دیگر مدل‌های به کار گرفته شده می‌باشد. برای مقایسه عملکرد مدل‌ها از معیار اطلاعات آکایک^۶ (AIC) استفاده کرده‌ایم. در واقع اگر

$$\mathbf{e}_t = \mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{H}}\hat{\mathbf{x}}_{t|t-1} \quad (24)$$

$$\mathbf{K}_t = \Sigma_{t|t-1} \mathbf{H}^T \Sigma_{e_t}^{-1} \quad (25)$$

$$\Sigma_{e_t} = \mathbf{H}\Sigma_{t|t-1}\mathbf{H}^T + \mathbf{R} \quad (26)$$

$$\Sigma_{t|t} = \Sigma_{t|t-1} - \mathbf{K}_t \Sigma_{e_t} \mathbf{K}_t^T \quad (27)$$

$$\Sigma_{t-1|t} = (\mathbf{I} - \mathbf{K}_t \mathbf{H}) \mathbf{F} \Sigma_{t-1|t-1} \quad (28)$$

$$\Sigma_{t+1|t} = \mathbf{F} \Sigma_{t|t} \mathbf{F}^T + \mathbf{Q} \quad (29)$$

عملیات بازگشتی پس‌رونده:

$$\hat{\mathbf{x}}_{t-1|N} = \hat{\mathbf{x}}_{t-1|t-1} + \mathbf{A}_t \left[\hat{\mathbf{x}}_{t|N} - \hat{\mathbf{x}}_{t|t-1} \right] \quad (30)$$

$$\Sigma_{t-1|N} = \Sigma_{t-1|t-1} + \mathbf{A}_t \left[\Sigma_{t|N} - \Sigma_{t|t-1} \right] \mathbf{A}_t^T \quad (31)$$

$$\mathbf{A}_t = \Sigma_{t-1|t-1} \mathbf{F}_{t-1}^T \Sigma_{t|t-1}^{-1} \quad (32)$$

$$\Sigma_{t,t-1|N} = \Sigma_{t,t-1|t} + \left[\Sigma_{t|N} - \Sigma_{t|t} \right] \Sigma_{t|t}^{-1} \Sigma_{t,t-1|t} \quad (33)$$

بعد از محاسبه (۱۹)، (۲۰) و (۲۱) با استفاده از روابط فوق در مرحله E، پارامترهای مدل در مرحله M باید دوباره تخمین زده شوند. برای این منظور ابتدا اجازه دهید دو اپراتور زیر را تعریف کنیم [۱۶]:

$$\langle \mathbf{o}_t \rangle_1 = \frac{1}{N+1} \sum_{t=0}^N \mathbf{o}_t \quad (34)$$

$$\langle \mathbf{o}_t \rangle_2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \mathbf{o}_t \quad (35)$$

در این صورت، در مرحله M پارامترها به صورت زیر تخمین زده می‌شوند [۱۶]:

$$\left[\hat{\mathbf{F}} \hat{\boldsymbol{\mu}}_w \right] = \quad (36)$$

$$\left[E\{\mathbf{x}_{t+1}\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\} \quad E\{\mathbf{x}_{t+1} | \mathbf{Y}\} \right]_2 \cdot \left(\begin{bmatrix} E\{\mathbf{x}_t\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\} & E\{\mathbf{x}_t | \mathbf{Y}\} \\ E\{\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\} & 1 \end{bmatrix}_2 \right)^{-1}$$

$$\hat{\mathbf{Q}} = E\{\mathbf{x}_{t+1}\mathbf{x}_{t+1}^T | \mathbf{Y}\}_2 \quad (37)$$

$$- \left[E\{\mathbf{x}_{t+1}\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\} \quad E\{\mathbf{x}_{t+1} | \mathbf{Y}\} \right]_2 \cdot \left[\hat{\mathbf{F}} \hat{\boldsymbol{\mu}}_w \right]^T$$

$$\hat{\mathbf{H}} = \mathbf{y}_t E\{\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}_{a_t}\}_1 \left(E\{\mathbf{x}_t\mathbf{x}_t^T | \mathbf{Y}\}_1 \right)^{-1} \quad (38)$$

$$\hat{\mathbf{R}} = \mathbf{y}_t \mathbf{y}_t^T - \hat{\mathbf{H}} E\{\mathbf{x}_t | \mathbf{Y}\} \mathbf{y}_t^T \quad (39)$$

1- Resolution

2- Backscattering Simulation Software

2- Simplest Component Analysis

3- Open Source

4- Polarization

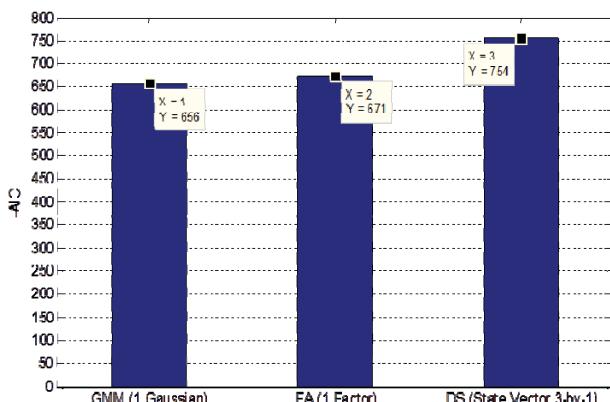
5- jsbsim.Sourceforge.net

6- Akaike Information Criterion (AIC)

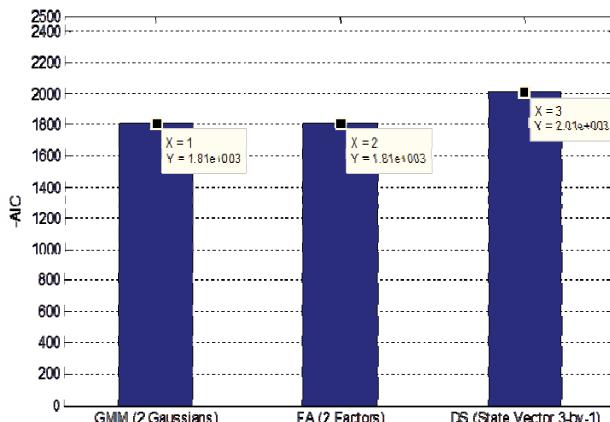
استقلال نمونه‌ها، درستنمایی مشاهدات بخش برابر با مجموع درستنمایی تک‌تک مشاهدات بخش خواهد بود که درستنمایی یک مشاهده به راحتی و از روی توزیع احتمال آن مشاهده به دست خواهد آمد. اما برای محاسبه درستنمایی در سیستم دینامیکی (که فرض استقلال در آن وجود ندارد) باید از روابط فیلتر کالمون استفاده نمود. برای این منظور فرض کنید دنباله مشاهدات یک قطعه جهت تست باشند، در این صورت درستنمایی مشاهدات برای سیستم دینامیکی با مجموعه پارامتر توسط نمایش نوآوری^۴ زیر به دست می‌آید [۱۵]:

$$\log P(Y|\theta) = \sum_{t=1}^N \left\{ \log |\Sigma_{e_t}| + e_t^T \Sigma_{e_t}^{-1} e_t \right\} + \text{constant} \quad (41)$$

که در آن خطاهای پیش‌بینی e_t و ماتریس‌های کواریانس متناظر Σ_{e_t} توسط معادلات فیلتر کالمون از (۲۲-۲۸) به دست می‌آیند.



شکل ۱. مقادیر AIC- مدل‌های مختلف برای قطعه‌ای از مانور شامل ۳۲ تابع پروفیل فاصله



شکل ۲. مقادیر AIC- مدل‌های مختلف برای قطعه‌ای از مانور شامل ۸۱ تابع پروفیل فاصله

میزان درستنمایی^۱ مشاهدات را با L و تعداد پارامترهای مدل را با p نمایش دهیم، این معیار به صورت زیر قابل تعریف خواهد بود:

$$AIC = -2 \log(P(Y|M)) + 2p = -2L + 2p \quad (40)$$

در این رابطه M مدل مورد بررسی و p تعداد درجه‌های آزادی (پارامترهای مستقل مجھول) آن می‌باشد. در واقع با پیچیده‌تر شدن مدل، افزایش یافته و AIC را افزایش خواهد داد. این معیار در بسیاری از کاربردها با تعداد نمونه محدود، برای بررسی میزان انطباق مدل‌های موجود با مشاهدات و انتخاب مدل بهینه استفاده می‌شود. بهترین مدل در بین مدل‌های مورد مقایسه با این معیار، کمترین میزان AIC را دارد خواهد بود.

همان‌طور که در بخش ابتدایی توضیح داده شد، دنباله توابع پروفیل فاصله در طول مانور به عنوان ورودی به الگوریتم استخراج ویژگی داده می‌شوند و خروجی آن که دنباله بردارهای ویژگی هستند، مشاهداتی هستند که باید توسط سیستم دینامیکی مدل شوند. آزمایش در این قسمت شامل دو بخش می‌باشد. در بخش اول برای مدل‌سازی از ویژگی‌های طیفی و در بخش دوم از ضرایب PCA استفاده شده است.

۴-۱. مدل‌سازی با استفاده از ویژگی‌های طیفی

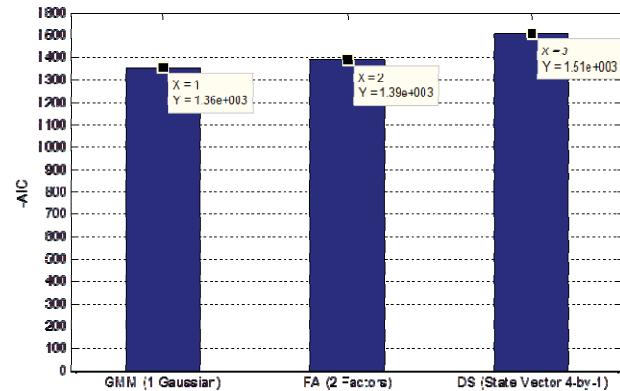
همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، استفاده از دنباله ویژگی‌های طیفی مستخرج توسط الگوریتم ریلکس برای مدل‌سازی کوتاه مدت مناسب است. در این نوع مدل‌سازی مانور هدف به بخش‌های^۲ نسبتاً کوچکی تقسیم شده و مدل‌سازی برای هر قطعه به صورت مجزا انجام می‌شود. در تمام روش‌های ارائه شده برای این کار بر خلاف مدل سیستم دینامیکی مشاهدات متوالی در هر کدام از این بخش‌ها مستقل فرض می‌شوند. در این قسمت کیفیت مدل‌سازی توسط سیستم دینامیکی را با مدل‌سازی توسط مدل مخلوط گوسی^۳ (GMM) و مدل تحلیل فاکتور (FA) که در آنها فرض استقلال وجود دارد مقایسه می‌کنیم. برای آشنایی بیشتر با مدل تحلیل فاکتور و نحوه تخمین پارامترهای آن می‌توانید به [۱۸-۲۰] مراجعه کنید. در شکل‌های (۱) تا (۳) نمودار مقادیر AIC- برای مدل‌های مختلف برای ۳ بخش از مانور جنگنده F-14 آورده شده است. برای مدل‌های FA و GMM نتیجه برای بهترین مدل (بهترین تعداد گوسی‌ها در GMM) بهترین تعداد فاکتور در (FA) نمایش داده شده است. همان‌طور که از نمودارها مشخص است مدل سیستم دینامیکی برتری قابل توجهی نسبت به مدل‌های FA و GMM دارد. برای محاسبه درستنمایی در مدل‌های FA و GMM (جهت محاسبه AIC) با توجه به فرض

1- Likelihood

2- Segment

3- Gaussian Mixture Model

کیفیت مدل‌سازی بلندمدت مشاهدات توسط سیستم دینامیکی را مورد ارزیابی قرار دهیم. بدین منظور نتایج مدل‌سازی را با مدل‌سازی توسط مدل مخفی مارکوف (HMM) و مدل مخفی مارکوف غیر ایستا (NSHMM) که جهت مدل‌سازی بلندمدت به کار می‌رود، مقایسه خواهیم کرد. مدل مخفی مارکوف شامل تعدادی حالت مخفی^۱ است که یک زنجیره مارکوف را تشکیل می‌دهند و نقش متغیرهای ثانویه^۲ را ایفا می‌کنند. در صورت باقی ماندن در هر حالت، مشاهدات (متغیرهای قابل مشاهده)^۳ متولی به صورت iid و با یک توزیع مختص به آن حالت تولید می‌شوند. این توزیع می‌تواند خود ناشی از یک مدل آماری مثلاً مدل مخلوط گوسی باشد. لذا مدل مخفی مارکوف به نوعی وابستگی بین نمونه‌ها را از طریق زنجیره مارکوف مدل‌سازی این حالت‌ها مخفی برقرار می‌کند. یکی از مشکلات HMM عدم مدل‌سازی استمرار حالت^۴ است. به این معنی که احتمال باقی ماندن در یک حالت با افزایش تعداد مرتبه‌های باقی ماندن در آن تغییری نمی‌کند. لذا برای حل این مشکل مدل NSHMM ارائه شد. برای آشنایی کامل با مدل‌های HMM و NSHMM و نحوه تخمین پارامترهای آن‌ها به ترتیب می‌توانید به [۲۱ و ۲۲] مراجعه کنید. برای مقایسه، این بار بخش‌های طولانی‌تری از مانور هدف را انتخاب می‌کنیم و پس از به دست آوردن دنباله ضرایب (PCA) در اینجا^۶ ضریب در نظر گرفته شده است) از روی دنباله توابع پروفیل NSHMM در این بخش، مدل ای سیستم دینامیکی، HMM و



شکل ۳. مقادیر AIC- مدل‌های مختلف برای قطعه‌ای از مانور شامل ۴۴ تابع پروفیل فاصله

۲-۴. مدل‌سازی با استفاده از ضرایب PCA

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد در صورت استفاده از ضرایب PCA علاوه بر مدل‌سازی وابستگی کوتاه‌مدت، مدل‌سازی وابستگی بلندمدت مشاهدات متولی نیز توسط سیستم دینامیکی امکان‌پذیر می‌باشد. در این حالت مقایسه مدل‌سازی کوتاه‌مدت توسط سیستم دینامیکی با مدل‌هایی مانند FA که استقلال بین نمونه‌ها را فرض می‌کنند، در کارهای قبلی ما [۲۰-۱۹] انجام گرفته است و برتری مدل سیستم دینامیکی نشان داده شده است. در اینجا قصد داریم،

جدول ۱. AIC مدل‌های مختلف برای سگمنت‌های مانور ۱-۱۵

Segment No.	HMM N = ۸	HMM N = ۹	HMM N = ۱۰	NSHMM N = ۸	NSHMM N = ۹	NSHMM N = ۱۰	DS n = ۴	DS n = ۵	DS n = ۶
۱	-۱/۳۰۲۸e۴	-۱/۳۵۶۸e۴	-۱/۵۱۷۳e۴	-۱/۱۳۳۶e۴	-۱/۱۵۱۹e۴	-۱/۱۴۱۲e۴	-۲/۱۳۳۰e۴	-۲/۳۹۰۹e۴	-۳/۶۰۲۱e۴
۲	-۴/۶۳۵۱e۳	-۵/۷۲۴۰e۳	-۵/۴۲۷۲e۳	-۴/۸۹۴۴e۳	-۴/۲۳۶۲e۳	-۶/۴۳۴۴e۳	-۴/۵۱۶۰e۳	-۶/۵۷۹۴e۳	-۷/۶۰۷۲e۳
۳	-۱/۰۴۳۲e۴	-۱/۰۴۶۱e۴	-۱/۰۴۷۲e۴	-۱/۰۳۶۳e۴	-۱/۰۰۲۸e۴	-۱/۱۰۵۷e۴	-۱/۰۲۰۴e۴	-۱/۴۷۷۰e۴	-۱/۷۸۱۷e۴
۴	-۱/۷۴۳۶e۴	-۱/۸۴۲۹e۴	-۱/۹۶۹۷e۴	-۱/۷۵۴۹e۴	-۱/۷۸۰۰e۴	-۱/۷۷۶۲e۴	-۲/۷۳۲۷e۴	-۳/۳۸۴۳e۴	-۴/۲۲۷۱e۴

جدول ۲. AIC مدل‌های مختلف برای سگمنت‌های مانور MIG-21

Segment No.	HMM N = ۸	HMM N = ۹	HMM N = ۱۰	NSHMM N = ۸	NSHMM N = ۹	NSHMM N = ۱۰	DS n = ۴	DS n = ۵	DS n = ۶
۱	-۲/۶۸۱۷e۴	-۲/۷۹۸۹e۴	-۲/۹۶۷۸e۴	-۲/۵۷۲۶e۴	-۲/۴۵۰۵e۴	-۲/۷۱۸۴e۴	-۳/۸۱۳۹e۴	-۴/۲۸۱۹e۴	-۵/۳۹۷۴e۴
۲	-۴/۶۳۲۵e۳	-۴/۷۹۸۵e۳	-۶/۶۸۱۲e۳	-۵/۲۱۵۰e۳	-۵/۲۰۷۲e۳	-۴/۷۷۴۴e۳	-۳/۳۲۴۴e۳	-۵/۰۲۹۷e۳	-۷/۰۷۹۹e۳
۳	-۱/۱۲۶۸e۴	-۱/۱۳۰۹e۴	-۱/۱۴۸۴۲e۴	-۹/۶۶۴۹e۳	-۱/۱۹۷۸e۴	-۱/۲۴۹۲e۴	-۱/۳۰۵۵e۴	-۱/۴۱۳۳e۴	-۱/۵۶۹۴e۴
۴	-۲/۱۰۸۶e۴	-۲/۳۷۱۳e۴	-۲/۳۹۶۹e۴	-۲/۱۸۹۵e۴	-۱/۱۰۶۹e۴	-۲/۱۶۲۱e۴	-۲/۹۰۴۱e۴	-۳/۵۹۸۹e۴	-۴/۶۶۴۵e۴

جدول ۳. AIC مدل‌های مختلف برای سگمنت‌های مانور Tornado

Segment No.	HMM N = ۸	HMM N = ۹	HMM N = ۱۰	NSHMM N = ۸	NSHMM N = ۹	NSHMM N = ۱۰	DS n = ۴	DS n = ۵	DS n = ۶
۱	-۱/۲۴۴۰e۴	-۱/۶۱۲۴e۴	-۱/۳۲۹۴e۴	-۹/۹۷۸۶e۳	-۱/۰۷۲۱e۴	-۱/۱۳۴۳e۴	-۲/۲۷۲۳e۴	-۳/۰۶۷۳e۴	-۲/۸۱۹۰e۴
۲	-۴۸۶/۵	-۲/۲۰۷۲e۳	-۳/۵۵۱۲e۳	-۷۸۴/۶۶۳۹	-۳/۲۳۷۹e۳	-۴/۷۴۷۹e۳	-۱/۸۴۱۷e۳	-۳/۸۴۵۶e۳	-۵/۰۹۵۴e۳
۳	-۴/۶۳۲۶e۳	-۴/۳۳۶۵e۳	-۷/۲۹۷۰e۳	-۱/۹۷۲۵e۳	-۵/۰۸۳۹e۳	-۵/۰۵۹۶e۳	-۶/۱۳۲۷e۳	-۷/۹۱۱۳e۳	-۱/۰۲۴۶e۴
۴	-۱/۴۰۰e۴	-۱/۳۹۴e۴	-۱/۶۰۸۱e۴	-۱/۴۱۸۱e۴	-۱/۴۲۶۲e۴	-۱/۴۷۸۸e۴	-۱/۸۹۰۳e۴	-۲/۱۹۶۴e۴	-۲/۷۵۵۳e۴

- 1- Hidden State
- 2- Latent Variable
- 3- Observable Variable
- 4- State Duration Modeling

- IEEE international radar conference record, pp. 310-315, 2000.
- [7] F. Zhu, X. Zhang, Y. Hu, and D. Xie, "Non-stationary hidden markov models for multi-aspect discriminative feature extraction from radar targets," IEEE Trans. signal processing, vol. 55, Iss. 5, pp. 2203-2214, 2007.
- [8] L. Du, H. Liu, and Z. Bao, "Radar HRRP statistical recognition: parametric model and model selection," IEEE Trans. signal processing, vol. 56, no. 5, pp. 1931-1944, 2008.
- [9] H. Akaike, "A new look at the statistical model identification," IEEE Trans. automatic control, vol. 19, no. 6, pp. 716-723, 1974.
- [10] S. Sclove, "Application of model-selection criteria to some problems in multivariate analysis," Psychometrika, vol. 52, no. 3, pp. 333-343, 1987.
- [11] A. Ajorloo, M. Hadavi, M. H. Bastani, and M. M. Nayebi, "Radar target recognition using dynamic system model," Radar conference, 2014 IEEE , pp. 1446-1450, 19-23 May 2014.
- [12] A. Ajorloo, M. Hadavi, M. H. Bastani, and M. M. Nayebi, "Radar HRRP Modeling using Dynamic System for Radar Target Recognition," Radioengineering journal, vol. 23, no. 1, pp. 121-127, April 2014.
- [13] J. Li and P. Stoica, "Efficient mixed-spectrum estimation with applications to target feature extraction," IEEE Trans. signal processing, vol. 44, pp. 281-295, 1996.
- [14] S. Theodoridis and K. Koutroumbas, Pattern Recognition, Fourth Edition, Academic Press, 2008.
- [15] V. Digalakis, J. R. Rohlicek, and M. Ostendorf, "ML estimation of a stochastic linear system with the EM algorithm and its application to speech recognition," IEEE Trans. speech and audio processing, vol. 1, iss. 4, pp. 441-452, 1993.
- [16] M. Ostendorf, V. Digalakis, and O. Kimball, "From HMM's to segment models: A unified view of stochastic modeling for speech recognition", IEEE Trans. on speech and audio processing, vol. 4, pp. 360-378, 1996.
- [17] Y. D. Shirman, "Computer Simulation of Aerial Target Radar Scattering," Recognition detection and estimation, Artech house, 2001.
- [18] H. Attias, "Independent factor analysis," Neural Comput., vol. 11, no. 4, pp. 803-851, 1999.
- [19] D. Rubin and D. Thayer, "EM algorithms for ML factor analysis," Psychometrika, vol. 47, no. 1, pp. 69-76, 1982.
- [20] Z. Ghahramani and G. E. Hinton, "The EM algorithm for mixtures of factor analyzers," Dept. comp. sci., univ. of toronto, Toronto, Canada, Tech. rep. CRG-TR-96-1, 1996.
- [21] L. R. Rabiner, "A tutorial on hidden markov models and selected applications in speech recognition," Proc. IEEE, vol. 77, no. 22, February 1989, pp. 57-285.
- [22] B. Sin, and J. H. Kim, "Nonstationary hidden Markov model," Signal Process., vol. 46, pp. 31-46, 1995.

را از طریق آنها آموزش داده و معیار AIC را برای آنها به دست می‌آوریم. نتایج برای مانور سه هدف مختلف شامل جنگنده‌های F-15 و Tornado و MIG-21 در مدل‌های NSHMM و HMM نشان‌دهنده تعداد حالات مخفی N و پارامتر n در DS نشان‌دهنده بعد بردار حالت مخفی می‌باشد. نتایج به روشنی رای به برتری مدل سازی توسط سیستم دینامیکی نسبت به HMM و NSHMM می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری

در این نوشه مدل سازی آماری وابستگی نمونه‌های متوالی تابع پروفیل فاصله در طول ردگیری اهداف هوایی توسط رادار مورد بررسی قرار گرفت. این مدل سازی به منظور تقلیل اثر مخرب وابستگی تابع پروفیل فاصله به زاویه منظر در تشخیص اهداف راداری صورت می‌پذیرد. در واقع با توجه به فرض عدم استقلال نمونه‌ها در این روش، می‌توان بخش‌ها را بزرگ‌تر انتخاب کرد و لذا این مدل نسبت به مدل‌هایی که مبتنی بر فرض استقلال هستند برتر خواهد بود. در اینجا روشی جدید برای مدل سازی پدیده مذکور توسط مدل سیستم دینامیکی ارائه شده است که محدودیت روش‌های متدائل را تا حد زیادی کاهش می‌دهد. دو روش جهت استخراج ویژگی به کار گرفته شد که روش اول برای مدل سازی کوتاه‌مدت و روش دوم برای مدل سازی بلندمدت مورد استفاده قرار گرفت. در هر دو بخش برتری سیستم دینامیکی نسبت به روش‌های موجود با استفاده از شبیه‌سازی نشان داده شد.

۶. مراجع

- [1] H. J. Li and S. H. Yang, "Using range profiles as feature vectors to identify aerospace objects," IEEE Trans. antennas and propagation, vol. 41, no. 3, pp. 261-268, 1993.
- [2] S. Hudson and D. Psaltis, "Correlation filters for aircraft identification from radar range profiles," IEEE Trans. aerospace and electronic systems, vol. 29, no. 3, pp. 741-748, 1993.
- [3] R. A. Mitchel and R. DeWall, "Overview of high range resolution radar target identification," Proc. automatic target recognition working group, Monterey, CA, 1994.
- [4] R. A. Mitchell and J. J. Westerkamp, "Robust statistical feature based aircraft identification," IEEE Trans. aerospace and electronic systems, vol. 35, no. 3, pp. 1077-1094, 1999.
- [5] N. Ghadimi, "Target recognition using the novel method of matching between target and the radar signal," PhD thesis, Electrical engineering department, Sharif university of technology, Tehran, 2001 (In Persian).
- [6] X. Liao, Z. Bao, and M. Xing, "On the aspect sensitivity of high resolution range profiles and its reduction methods,"

Short-term and Long-term Dependency Modeling of Consecutive Range Profiles for Radar Target Recognition

M. Hadavi*, A. Ajorloo, M. M. Nayebi, M. H. Bastani

*Sharif University of Technology

(Received: 17/10/2014, Accepted: 08/09/2015)

Abstract

High resolution range profile (HRRP) is being known as one of the most powerful tools for radar target recognition. The main problem with range profile for radar target recognition is its sensitivity to aspect angle. To overcome this problem, consecutive samples of HRRP (or feature vectors extracted from them) were assumed to be independent identically distributed (iid) in small frames of aspect angles in most of the previous works. In this work, an alternative method based on dynamic system is proposed to overcome the limitations of the recent methods such as the independency assumption. Two different feature extraction schemes using spectral features and PCA coefficients are utilized. When the first scheme is employed, modeling is done in short-term, whereas long-term modeling is done while employing the second scheme. Simulation results show superiority of our model over common models using either approach to feature extraction.

Keywords: Radar Target Recognition, Range Profile, Dynamic System Model, Spectral Features, PCA Coefficients, Akaike Information Criterion.

*Corresponding author E-mail: Mahdi_hadavi@ee.sharif.edu