

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ



دانشکده مهندسی برق و رباتیک

رساله دکتری مهندسی کنترل

تخمین مسیر بهینه یک مسئله رهگیری غیرفعال با استفاده

از مشاهدات غیرخطی وابسته

نگارنده: مهدی اردشیری

استاد راهنما

دکتر علیرضا الفی

بهمن ۱۳۹۷

دانشگاه صنعتی شاهرود

دانشکده: مهندسی برق و رباتیک

گروه: کنترل

رساله دکتری آقای مهدی اردشیری

تحت عنوان: تخمین مسیر بهینه یک مسئله رهگیری غیرفعال با استفاده از مشاهدات غیرخطی وابسته

در تاریخ ۱۳۹۷/۱۱/۲۳ توسط کمیته تخصصی زیر جهت اخذ مدرک کارشناسی ارشد مورد ارزیابی و با درجه
مورد پذیرش قرار گرفت.

امضاء	اساتید مشاور	امضاء	اساتید راهنما
			دکتر علیرضا الفی

امضاء	نماینده تحصیلات تکمیلی	امضاء	اساتید داور
	نام و نام خانوادگی:		دکتر محمد مهدی فاتح
	دکتر محمد علی صدرنیا		دکتر محمد حداد ظریف
			دکتر ابوالفضل رنجبر نوعی

تقدیم به

روح بزرگ مرحوم پدرم، مادر بزرگوار

همسر عزیز و فرزندان دلبندم

که گذر این راه دشوار را بر من تحمل و همراهی نمودند

سپاسگزاری

تقدیر از استاد بزرگوارم آقای دکتر الفی که با سعه صدر فراوان و فروتنی همواره

بنده را یاری رسانده و راهنمایی نمودند؛

و تقدیر از استادان فرزانه‌ای که زحمت دآوری این رساله را متقبل شدند؛

تعهد نامه

اینجانب مهدی اردشیری دانشجوی دوره دکتری رشته برق کنترل دانشکده کنترل و رباتیک دانشگاه صنعتی شاهرود نویسنده رساله تخمین مسیر بهینه یک مسئله رهگیری غیرفعال با استفاده از مشاهدات غیرخطی وابسته تحت راهنمایی دکتر علیرضا الفی متعهد می‌شوم.

تحقیقات در این پایان‌نامه توسط این‌جانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.

در استفاده از نتایج پژوهش‌های محققان دیگر به مرجع مورداستفاده استناد شده است.

مطالب مندرج در پایان‌نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است.

کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود است و مقالات مستخرج بانام «دانشگاه صنعتی شاهرود» و «Shahrood University of Technology» به چاپ خواهد رسید.

حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان‌نامه تأثیرگذار بوده‌اند در مقالات مستخرج از پایان‌نامه رعایت می‌گردد.

در کلیه مراحل انجام این پایان‌نامه، در مواردی که از موجود زنده (یا بافت‌های آن‌ها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.

در کلیه مراحل انجام این پایان‌نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

تاریخ

امضای دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر

- کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه های رایانه ای، نرم افزار ها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.

چکیده

در این رساله، ردگیری "سمت به تنهایی" با حساسه غیرفعال برای ردیابی اهداف سطحی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. رویت‌ناپذیری حالت‌های هدف، غیرخطی بودن، نامعلوم بودن پارامترهای ردگیری هدف، و همبستگی بین اندازه‌گیری زاویه سمت و دینامیک ردگیری جهت تخمین فاصله هدف، از جمله ویژگی‌های اصلی این مسئله کاربردی است. طراحی رویت‌گر بهینه برای یک مسئله بیزین غیرخطی؛ مستقل از پارامترهای نامعلوم هدف و پارامترهای فیلتر؛ با تنوع محدودیت‌های مسیر حرکت ناظر با استفاده از مدل‌سازی مسئله با چندجمله‌ای‌های چبیشف از دستاوردهای خاص رساله است. همچنین، استفاده از فیلترهای چندمدله تعاملی در حل مسئله تخمین و ارائه شاخص‌های مناسب جهت تشخیص، تضمین و تطبیق روی خط همگرایی تخمین‌گر، در شرایط کاهش رویت‌پذیری از نتایج دیگر رساله است.

مانور بهینه رویت‌گر از دیدگاه پژوهش‌های مرتبط با مسئله تخمین سمت به تنهایی مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد. در ادامه ضمن معرفی معیارهای کارآمدی فیلترهای غیرخطی، راه‌حل‌های ارائه‌شده به روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو، با مراجع موضوع مورد بحث، شبیه‌سازی و مقایسه می‌شود.

واژه‌های کلیدی:

ردگیری سمت به تنهایی، مانور رویت‌گر، رویت‌گر بهینه، چندجمله‌ای چبیشف، فیلترهای چندمدله.

لیست مقالات رساله

- ۱- مهدی اردشیری، علیرضا الفی، "ارائه ابزار تشخیص همگرایی روی خط در مسئله ردگیری تنها سمت هدف متحرک" بیست و پنجمین کنفرانس برق ایران دانشگاه خواجه نصیر تهران، ۱۳۹۶.
 - ۲- مهدی اردشیری، علیرضا الفی، "طراحی مسیرهای بهینه تعقیب با چندجمله‌ای‌های چبیشف" پنجمین کنفرانس بین‌المللی کنترل، ابزار دقیق و اتوماسیون، ۱۳۹۶ (ICCIA2017)
 - ۳- مهدی اردشیری، علیرضا الفی، "تعیین مسیر بهینه ناظر در ردگیری اهداف متحرک تنها با زاویه سمت با استفاده از چندجمله‌ای‌های چبیشف" مجله کنترل دانشگاه خواجه نصیر پذیرفته شده در تابستان ۱۳۹۷.
- مهدی اردشیری، علیرضا الفی، "تطبیق کواریانس تخمین در الگوریتم ردگیری تنها با سمت اهداف متحرک سطحی در فیلترهای چندمدله" مجله برق دانشگاه تبریز، پذیرفته شده در زمستان ۱۳۹۷.

فهرست مطالب

ز	چکیده.....
ح	لیست مقالات رساله.....
ط	فهرست مطالب.....
ل	اصطلاحات.....
ش	فهرست تصاویر.....
ص	فهرست جداول.....
۱	فصل ۱ معرفی و ضرورت انجام رساله.....
۲	۱-۱ پیشگفتار.....
۳	۲-۱ معرفی مسئله.....
۵	۳-۱ انگیزه اصلی رساله.....
۵	۴-۱ خلاصه رساله.....
۶	۵-۱ نتایج اصلی رساله.....
۷	۶-۱ طرح ریزی پایان نامه.....
۹	فصل ۲ فیلترهای غیرخطی تخمین.....
۱۰	۱-۲ مروری بر مسائل ردگیری.....
۱۱	۲-۲ راه حل بیزین بهینه.....
۱۳	۳-۲ فیلترهای تحلیلی.....
۱۳	۱-۳-۲ فیلترهای کالمن توسعه یافته.....
۱۶	۲-۳-۲ فیلتر کالمن نمونه بردار یا بی بو.....
۱۸	۴-۲ فیلترهای آماری.....
۱۹	۱-۴-۲ خانواده فیلترهای جمع گوسی.....
۲۰	۲-۴-۲ فیلترهای چندمدلی استاتیک.....
۲۱	۳-۴-۲ فیلترهای چندمدلی دینامیکی تعاملی.....
۲۳	۴-۴-۲ خانواده فیلترهای ذره ای.....
۲۵	۵-۴-۲ الگوریتم فیلتر ذره ای توسعه یافته کالمن یا کالمن بی بو.....
۲۶	۶-۴-۲ الگوریتم فیلتر ذره ای چندمدله یا چندمدله تعاملی.....

- ۵-۲ معیارهای ارزیابی فیلترها..... ۲۹
- ۱-۵-۲ باند پایین کرامر-رائو..... ۳۰
- ۲-۵-۲ معیار کارآمدی فیلتر..... ۳۰
- ۳-۵-۲ ریشه میانگین مربعات خطا..... ۳۰
- ۴-۵-۲ معیار ریشه زمانی میانگین مربعات خطا..... ۳۱
- ۵-۵-۲ معیار سازگاری آزمون خی ۲..... ۳۱
- ۶-۵-۲ پیشنهاد محاسبه روی خط معیارها سازگاری برای تشخیص همگرایی فیلتر..... ۳۳

فصل ۳ مدل سازی مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۳۹

- ۱-۳ تعاریف و مدل سازی مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۴۰
- ۲-۳ مدل تابع اندازه گیری ردگیری سمت به تنهایی..... ۴۲
- ۳-۳ معادلات دینامیک هدف در حالت گسسته..... ۴۳
- ۱-۳-۳ مدل سازی ساختار ثابت هدف با سرعت ثابت..... ۴۳
- ۲-۳-۳ مدل سازی ساختار ثابت هدف با شتاب ثابت نامعلوم..... ۴۴
- ۳-۳-۳ مدل سازی ساختار متغیر هدف با مانور چرخش ثابت..... ۴۵
- ۴-۳ مدل های چندگانه و معادلات حالت..... ۴۸
- ۱-۴-۳ پارامتری کردن برد در مدل های چندگانه..... ۴۸
- ۲-۴-۳ الگوریتم پارامتری کردن برد در تخمین چند مدله..... ۵۰
- ۳-۴-۳ مدل های تعاملی چندگانه برای ردگیری سمت به تنهایی اهداف با مانور..... ۵۳
- ۴-۴-۳ مدل سازی چند مدله تعاملی..... ۵۵

فصل ۴ رویت پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۶۳

- ۱-۴ رویت پذیری در فضای حالت..... ۶۵
- ۲-۴ مسئله رویت پذیری در ردگیری اهداف..... ۶۶
- ۱-۲-۴ روش اول: استفاده از تعریف رویت پذیری (مسائل غیر خطی قطعی)..... ۶۶
- ۲-۲-۴ روش دوم: استفاده از ماتریس اطلاعات فیشر (مسائل تخمین گرهای غیر خطی)..... ۶۷
- ۳-۴ رویت پذیری در مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۶۷
- ۱-۳-۴ شرایط رویت ناپذیری ردگیری سمت به تنهایی اهداف..... ۷۰
- ۴-۴ معیار ماتریس اطلاعات فیشر و باند کرامر رائو..... ۷۰
- ۱-۴-۴ محاسبه ماتریس اطلاعات فیشر به روش بازگشتی..... ۷۱
- ۲-۴-۴ محاسبه ماتریس اطلاعات فیشر در مسئله مسیر بهینه ردگیری سمت به تنهایی..... ۷۳

فصل ۵ تعیین مسیر بهینه ناظر..... ۷۷

- ۱-۵ مرور اجمالی بر تعیین مسیر بهینه ردگیری سمت به تنهایی..... ۷۸
- ۲-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر از ماتریس فیشر به روش عددی..... ۸۳
- ۳-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر با استفاده از ماتریس فیشر به روش تحلیلی..... ۸۳
- ۴-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر با استفاده از کوارپانس خطا به روش عددی..... ۸۵

۵-۵	انتخاب تابع هزینه بهینه‌سازی مسیر ناظر با استفاده از روش‌های موجود.....	۸۷
۶-۵	بهینه‌سازی مستقیم مسئله ردگیری سمت به تنهایی به روش چیشف.....	۸۸
۱-۶-۵	بررسی کارایی روش پیشنهادی در طراحی سناریوهای بهینه در یک مسئله کاربردی.....	۹۳
۲-۶-۵	تعیین مسیر بهینه با روش پیشنهادی چندجمله‌ای‌های چیشف در مسئله کاربردی دریایی.....	۹۳
۳-۶-۵	مقایسه کارآمدی روش پیشنهادی به روش‌های ارائه‌شده در حالت هدف ساکن.....	۹۵
۴-۶-۵	بررسی کارآمدی روش پیشنهادی در ردگیری اهداف متحرک.....	۱۰۱
۵-۶-۵	طراحی مانور بهینه در اهداف دارای مانور.....	۱۰۷
۷-۵	جمع‌بندی فصل پنجم.....	۱۱۱
فصل ۶ فیلتر بهینه ردگیری سمت به تنهایی.....		
۱-۶	معرفی معیاری جدید برای تشخیص نرخ واگرایی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی.....	۱۱۶
۲-۶	پیشنهاد بهینه‌سازی الگوریتم مسئله ردگیری سمت به تنهایی.....	۱۲۴
۱-۲-۶	بازنشانی کوارپانس تخمین با معیار تشخیص واگرایی.....	۱۲۴
۳-۶	ارزیابی الگوریتم پیشنهادی در مسئله کاربردی دریایی.....	۱۲۶
۴-۶	بررسی کارآمدی الگوریتم پیشنهادی در ردگیری اهداف با سرعت ثابت به روش مونت کارلو.....	۱۳۰
۵-۶	جمع‌بندی فصل ششم.....	۱۳۳
فصل ۷ جمع‌بندی نتایج و پیشنهادها.....		
۱-۷	جمع‌بندی نتایج رساله.....	۱۳۶
۲-۷	پیشنهادها.....	۱۳۷
۱۳۸	مراجع.....	

اصطلاحات

حساسه: واحد اندازه‌گیری پارامترهای هدف. در این رساله منظور از حساسه، سامانه سونار و یا رادار غیرفعال است که بر روی شناورهای سطحی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

ناظر/حامل/رویت‌گر^۱: حامل حساسه که پارامترهای هدف را اندازه‌گیری می‌نماید.

دامنه/برد^۲ حساسه: محدوده فاصله تا هدف که داده‌های اندازه‌گیری حساسه معتبر است.

سمت/جهت هدف: زاویه دید هدف^۳ نسبت به شمال در جهت عقربه‌های ساعت از محل ناظر.

کورس هدف: زاویه و یا جهت حرکت هدف نسبت به شمال.

هدینگ ناظر: زاویه و یا جهت حرکت ناظر نسبت به شمال.

سامانه ردگیر: سامانه‌ای که با استفاده از الگوریتم تخمین و یک مدل دینامیکی، بردار حالت هدف را از پارامتر اندازه‌گیری آغشته به نویز استخراج نماید.

ردگیری/رهگیری سمت به‌تنهایی^۴: استخراج پارامترهای هدف شامل فاصله، سمت، سرعت و جهت حرکت، از پارامتر زاویه سمت هدف با استفاده از یک حساسه غیرفعال.

تخمین‌گر/فیلتر/برآوردگر^۵: آماره‌ای (تابعی از مشاهدات) که پارامتر آماری نامعلوم را با بهره‌گیری از روش‌های ریاضی، از مشاهدات آماری استخراج می‌نماید. به محصول اعمال تابع برآوردگر بر روی یک مشاهده آماری خاص تخمین/برآورد گفته می‌شود. اصطلاحاً سامانه‌های ردگیر، تخمین‌گر و یا فیلتر نامیده می‌شود.

¹Observer

²Range

³Bearing

⁴Bearings Only Tracking (BOT)

⁵Estimator

فهرست تصاویر

- شکل ۱-۲: سناریوی ردگیری و مانور ناظر در مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۳۵
- شکل ۲-۲: همگرایی فیلتر و اختلاف کرامر رانو از کواریانس خطا..... ۳۵
- شکل ۳-۲: منحنی شرط اول سازگاری (مربع خطای تخمین حالت نرمال شده) از خطای واقعی..... ۳۶
- شکل ۴-۲: منحنی شرط اول سازگاری (مربع خطای تخمین حالت نرمال شده) به صورت روی خط..... ۳۶
- شکل ۵-۲: بررسی شرط دوم سازگاری فیلتر (مربع نوآوری‌های نرمال شده)..... ۳۷
- شکل ۶-۲: بررسی شرط سوم سازگاری (فیلتر همبستگی خودکار)..... ۳۷
- شکل ۱-۳: هندسه دوبعدی مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۴۰
- شکل ۲-۳: ترکیب بیضی‌های عدم قطعیت یکنواخت بیضی گون گوسی..... ۴۹
- شکل ۳-۳: تابع چگالی احتمال ترکیب گوسی برای پارامتری کردن برد..... ۵۰
- شکل ۴-۳: دو مدل الگوی انتقال مدل..... ۶۰
- شکل ۱-۴: حالات رویت ناپذیری هدف..... ۶۹
- شکل ۲-۴: حالات رویت پذیری هدف..... ۶۹
- شکل ۲-۵: محاسبه قانون کنترل رویت گر مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۹۲
- شکل ۳-۵: مقایسه عملکرد مانور پیشنهادی نسبت به معلوم بودن شرایط اولیه..... ۹۹
- شکل ۴-۵: مقایسه خطای تخمین فاصله مانور پیشنهادی با تخمین گر فیلتر توسعه یافته کالمن..... ۱۰۰
- شکل ۵-۵: تخمین اهداف برد کوتاه دور شونده مطابق سناریوی جدول ۳-۵..... ۱۰۴
- شکل ۶-۵: تخمین اهداف برد بلند نزدیک شونده مطابق سناریوی جدول ۴-۵..... ۱۰۶
- شکل ۷-۵: آنالیز رفتار مانور بهینه پیشنهادی از منظر افزایش رویت پذیری و کاهش خطای تخمین..... ۱۱۰
- شکل ۱-۶: عملکرد تابع پیشنهادی در تشخیص وضعیت پایداری خطای فیلتر توسعه یافته کالمن..... ۱۲۳
- شکل ۲-۶: الگوریتم پیشنهادی بهینه مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۱۲۶
- شکل ۳-۶: مقایسه عملکرد فیلتر پیشنهادی با فیلترهای رایج مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۱۲۹

فهرست جداول

- جدول ۵-۱: مقایسه کمینه تابع هزینه و مسیر بهینه برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی..... ۹۵
- جدول ۵-۲: مقایسه خطای مسیر بهینه..... ۱۰۰
- جدول ۵-۳: سناریوی هدف نزدیک شونده برد بلند..... ۱۰۲
- جدول ۵-۴: سناریوی هدف دور شونده برد کوتاه..... ۱۰۲
- جدول ۶-۱: مقایسه عملکرد تخمین گر پیشنهادی با سایر فیلترهای رایج ردگیری سمت به تنهایی..... ۱۳۲

فصل ۱

معرفی و ضرورت انجام رساله

۱-۱ پیشگفتار

ردگیری هدف موضوع مهمی در سامانه‌های مراقبت، هدایت و مانع یاب است که جهت آشکار سازی تعداد، موقعیت و جابجایی اهداف کاربرد دارد. حالت هدف معمولاً شامل مؤلفه‌های سینماتیکی (موقعیت، سرعت، شتاب و غیره) و ویژگی‌ها (نسبت سیگنال به نویز^۱ هدف، سطح مقطع رادار^۲، خواص طیفی، کلاس، تبعیت و غیره) است. معمولاً الگوریتم تخمین/تشخیص در زیر سیستم پردازش داده می‌باشند. اندازه‌گیری‌های سینماتیکی شامل برد هدف، سمت، ارتفاع و سرعت (از فرکانس داپلر)، قدرت سیگنال دریافتی، تصویر هدف، فرکانس ارسال و غیره است. اندازه‌گیری‌ها توسط یک یا چند حساسه غالباً به دلیل سروصدا، نویز و اقدامات متقابل تشخیص اشتباه دارند. سامانه ردگیر یک مسیر را از دنباله اندازه‌گیری‌های مرتبط با هدف در طول زمان ایجاد و حفظ می‌نماید. سامانه ردگیری اهداف شامل فیلترهای ردگیر، مدیریت مانور، ارتباط مسیر و داده (ترکیب ارتباط احتمالی داده^۳، ردگیر فرضیه‌های چندگانه^۴) و مدیریت زمان ردگیری است. فیلتر کالمن از بهترین فیلترهای معروف است که ۵۰ سال قبل بر اساس یک تخمین گر بیزین^۵ بازگشتی بهینه در مسائل گوسی خطی ارائه شده است [۱]. تخمین گرهای مونت کارلو نیز معمولاً به فیلترهای ذره‌ای اشاره دارند. فیلتر ذره‌ای یکی از مهم‌ترین روش‌ها برای تخمین (فراتر از کالمن) دینامیک‌های تصادفی است. مسائل کاربردی ردگیری اهداف با کاربری صنعتی به شرح ذیل می‌باشند.

۱- ردگیری دینامیک غیرخطی اهداف با حرکت بالستیک [۲].

¹ Signal-to-Noise Ratio (SNR)

² Radar cross-section (RCS)

³ Joint Probabilistic Data Association (JPDA)

⁴ Multi-Hypotheses Tracker (MHT)

⁵ Bayesian

- ۲- ردگیری سمت به تنهایی مرتبط با حساسه‌های مراقبتی غیرفعال (رادار غیرفعال، سونار غیرفعال، تجهیزات اندازه‌گیری پشتیبانی جنگ الکترونیک^۱، سیستم های ردگیری و مراقبتی مادون قرمز^۲ [۳]. ردگیری فاصله به تنهایی در سامانه‌های راداری سار^۳.
- ۳- ردگیری ترکیبی در رادارهای دوتایی ایستا.
- ۴- رادار جستجوگر غیرفعال داپلری.
- ۵- رادار ردگیر جابجایی اهداف زمینی^۴.
- ۶- رادارهای ردگیر غیرفعال موشک و هواپیما.

۲-۱ معرفی مسئله

ردگیری اهداف در شرایطی که محدودیت اندازه‌گیری پارامترهای هدف با حساسه‌های فعال وجود دارد، تنها با اندازه‌گیری زاویه سمت اهداف توسط حساسه‌های غیرفعال، انجام می‌پذیرد که به اختصار ردگیری سمت به تنهایی نامیده می‌شود و کاربردهای زیادی خاصه در صنایع نظامی و تجاری دارد. مسئله ردگیری سمت به تنهایی با توجه به تعداد و موقعیت حساسه‌ها، تعداد و ابعاد حرکتی اهداف دسته‌بندی شده است. در چهل سال اخیر ردگیری سمت به تنهایی و آنالیز حرکت هدف^۵ موضوع موردعلاقه محققین بوده است این موضوع برای مسائل آکوستیکی (زیردریایی که سونار غیرفعال دارد) و تجهیزات مراقب الکترومغناطیسی جنگ الکترونیک و تجهیزات اپتیکی (در ماهواره‌ها و دوربین‌های مادون قرمز) مورد استفاده بوده است [۵-۲]. تحقیقات زیادی در خصوص انواع مسئله ردگیری سمت به تنهایی انجام شده است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به [۴-۱۰] اشاره نمود.

نسخه استاندارد آنالیز حرکت سمت به تنهایی شامل دو متحرک در یک سطح دوبعدی است که ناظر (تعقیب‌کننده) و هدف با سرعت شبه خطی با سرعت و جهت ثابت در طول زمان ردگیری، حرکت

¹ Electronic warfare Support Measures (ESM)

² Infra-Red Search and Trackr (IRST)

³ Inverse Synthetic Aperture Radar (ISAR)

⁴ Ground Moving Target Indication (GMTI)

⁵ Target Motion Analysis

می‌کنند. بدین ترتیب منظور از ردگیری سمت به تنهایی کلاسیک، محاسبه چهار پارامتر شامل دو مختصات موقعیت جغرافیایی، سرعت و کورس (جهت حرکت) هدف است که با جمع‌آوری و اندازه‌گیری سمت هدف توسط حساسه سمت‌یاب یک ناظر انجام می‌پذیرد. تحت یک فرض کلاسیک اگر بردار سرعت ثابت باشد، ناظر نمی‌تواند هدف را شناسایی کند و مسئله رویت‌پذیر نیست [۱۱-۱۳]. اهمیت رویت‌پذیری در مسئله ردگیری سمت به تنهایی در بسیاری مراجع ارائه شده است.

مسائل ردگیری سمت به تنهایی در حالت کلی به دلیل نقصان حساسه اندازه‌گیر فاصله هدف، در حالت کلی رویت‌پذیر نیست و از آمیختگی^۱ داده‌های اندازه‌گیری سمت حرکت هدف و دینامیک حرکت تخمین زده می‌شود. تأثیر مانور ناظر بر افزایش رویت‌پذیری هدف در دهه ۸۰ در مسئله ردگیری سمت به تنهایی مورد بحث قرار گرفته است [۱۲]. زمانی که آشکارپذیری قطعی است با توجه به آمیختگی اندازه‌گیری سمت با خطا، دقت ردگیری سمت به تنهایی به شدت به مانور ناظر وابسته است. عموماً در کارهای ارائه شده در مراجع، تابعی اسکالر از ماتریس اطلاعات فیشر^۲ بیشینه می‌گردد و در برخی مراجع کمینه باند پایین کرامر-رائو^۳، از معکوس ماتریس فیشر محاسبه و به‌عنوان معیار بهینگی استفاده می‌شود. در مرجع [۱۳] نشان داده شده است که بیشینه نمودن رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی، از تعامل دو شرط متقابل که یکی کاهش فاصله ناظر تا هدف و دیگری حرکت متعامد ناظر بر خط دید هدف است، محقق می‌گردد.

تخمین حالت رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی به‌عنوان شرط لازم ردگیری هدف، وابسته به مسیر پیموده شده ناظر نسبت به هدف است که در صورت کاهش رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی، کواریانس تخمین فیلتر نامعتبر می‌گردد (به دلیل وجود پارامترهای نامعلوم و نویز بالای اندازه‌گیری، مثلاً در ردگیری زیرسطحی با حساسه سونار که معمولاً خطای حساسه بسیار زیاد

¹ Mutually

² Fisher Information Matrix (FIM)

³ Cramer-Rao Lower Bound (CRLB)

است). در این حالت فیلتر ممکن است از جواب اصلی واگرا شده و یا برای مدت طولانی خطای بایاس زیادی داشته و کواریانس تخمین دچار زوال شود.

۳-۱ انگیزه اصلی رساله

هدف این رساله بهبود ردگیری غیرفعال اهداف دریایی نامشخص (شناورهای سطحی) در مختصات حرکت دوبعدی شناور تعقیب‌کننده با استفاده از مشاهدات سمت (حساسه سونار/رادار غیرفعال) هدف بوده است که به اختصار بهبود مسئله ردگیری سمت به تنهایی نامیده می‌شود. با توجه به عدم جامعیت راهبردهای ارائه شده در خصوص طراحی مسیر رویت‌گر بهینه متناسب با محدودیت‌های مسیر حرکت ناظر و همچنین وابستگی روش‌های ارائه شده به معلوم بودن شرایط اولیه و دینامیک حرکت هدف، طراحی جامع یک رویت‌گر بهینه مدنظر اصلی این رساله است. در این راستا در گام یک، طراحی مسیر مانور بهینه شناور تعقیب‌کننده با معیار افزونگی رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی از طریق افزایش همبستگی داده‌های اندازه‌گیری سمت هدف و مدل دینامیکی حرکت هدف، انجام می‌گیرد. در گام دو، آشکار سازی روی خط واگرایی فیلتر از جواب صحیح در زمان کاهش رویت‌پذیری مسئله (به دلیل محدودیت‌های مانور حامل) و طراحی الگوریتم بهینه تطبیقی چند مدلی دنبال می‌شود. در این رساله پارامترهای مسئله شامل نویز اندازه‌گیری حساسه غیرفعال و دینامیک هدف، مانور و سرعت هدف و شناور ردیاب، محدوده فاصله ردگیری هدف بر اساس داده‌های تجربی از یک زیردریایی با سونار غیرفعال، فرض شده است.

۴-۱ خلاصه رساله

پس از معرفی ابعاد مسئله ردگیری سمت به تنهایی در فصل یک در فصل دو مروری بر ادبیات تخمین، فیلترهای ردگیری، معیارهای ارزیابی تخمین به همراه پیشنهاد محاسبه روی خط معیار

ارزیابی می‌شود. در فصل سه مدل سازی مسئله ردگیری سمت به تنهایی و انواع روش‌های چند مدلی فعال ارائه می‌گردد. در فصل چهار رویت‌پذیری به‌عنوان یک چالش اساسی مسئله ردگیری سمت به تنهایی و راهکارهای برون‌رفت از آن مورد بحث قرار می‌گیرد. در فصل پنج معرفی روشی مستقل از فاصله ردگیری به‌منظوره طراحی مانور بهینه اهداف متحرک ارائه می‌شود. فصل شش تابع معیاری برای تشخیص واگرایی ردگیری سمت به تنهایی معرفی و ارزیابی می‌گردد. در ادامه با بهره‌گیری از معیار پیشنهادی تشخیص واگرایی، الگوریتم بهینه‌سازی فیلترهای چندگانه، در شرایط واگرایی و بایاس مسئله ردگیری سمت به تنهایی، به‌عنوان یک روش کارآمد ارزیابی می‌شود. راستی آزمایی ادعای مطروحه با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو با مقایسه نتایج مراجع اصلی ردگیری سمت به تنهایی انجام می‌شود.

۵-۱ نتایج اصلی رساله

به‌طور اختصار نتایج اصلی رساله به شرح ذیل است:

الف: ارائه معیار روی خط^۱ جهت سنجش سازگاری فیلتر (فصل ۲).

ب: ارائه فیلتر ذره‌ای چندمدله تعاملی برای ردگیری اهداف متحرک و دارای مانور (فصل ۳).

ج: معرفی مانور بهینه مستقل از فیلترهای ردگیر و پارامترهای نامعلوم هدف (فصل ۵).

د: معرفی معیار تشخیص واگرایی و بایاس در زمان کاهش رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی (فصل ۶).

ه: توسعه روش تطبیقی سازگاری نویز فیلتر چند مدله تعاملی به روش گرادیان نزولی (فصل ۶).

^۱ On line

و: طراحی فیلتر بهینه چندمدله مسئله ردگیری سمت به تنهایی به روش تطبیق کواریانس تخمین با کمک معیار تشخیص واگرایی پیشنهادی (فصل ۶).

۱-۶ طرح ریزی پایان نامه

در فصل اول پس از اشاره به کاربردهای مسائل تخمین، ردگیری سمت به تنهایی معرفی می‌گردد. سپس انگیزه اصلی رساله و نتایج آن اشاره می‌شود. در فصل دوم، ابتدا مروری بر مسائل ردگیری و فیلترهای تحلیلی می‌شود. سپس با توجه به وجود نویز، پارامترهای نامعلوم فیلتر و غیرخطی بودن معادلات حالت و اندازه‌گیری، ضرورت استفاده از فیلترهای آماری، توسعه مدل‌سازی مونت کارلو در فیلترهای چندگانه تعاملی و همچنین معیارهای کارآمدی و سازگاری فیلترها بیان می‌گردد. فصل سوم مروری بر مدل‌سازی مسئله ردگیری تنها سمت دوبعدی، روش پارامتری سازی برد هدف جهت همگرایی بهتر مقادیر فاصله اولیه نامعلوم هدف در ردگیری سمت به تنهایی، مدل‌سازی چندگانه متناسب با مانورهای هدف و استفاده از مدل مارکوف مرتبه دو جهت محاسبه ماتریس احتمال انتقال مدل‌ها انجام می‌گیرد. در فصل چهارم به بررسی رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی، معیارهای اندازه‌گیری و بهینه‌سازی روی خط آن می‌پردازیم. فصل پنجم به عنوان هدف اصلی رساله پس از بررسی و مقایسه انواع روش‌های طراحی مانور بهینه ردگیری سمت به تنهایی روشی مستقل از پارامترهای نامعلوم با استفاده از چندجمله‌ای‌های چبیشف ارائه می‌شود. در فصل ششم پس از معرفی معیار جدیدی جهت تشخیص روی خط پایداری فیلتر، الگوریتمی بهینه به منظور تطبیق و تنظیم مناسب کواریانس تخمین ارائه‌شده و بهینه‌سازی انجام‌شده به روش شبیه‌سازی مونت کارلو در سناریوهای مختلف تعقیب، ارزیابی می‌شود. در فصل هفتم جمع‌بندی و پیشنهاد برای تحقیقات بعدی بیان می‌گردد.

فصل ۲

فیلترهای غیرخطی تخمین

۱-۲ مروری بر مسائل ردگیری^۱

گوس در سال ۱۸۰۹ به‌عنوان بنیان‌گذار روش کمترین مربعات خطا، با استفاده از اندازه‌گیری زاویه تنها، توانست پارامترهای مداری ستاره‌ها را تشخیص دهد [۱۴]، [۱۵]. در سال ۱۹۱۲ فیشر بر روی توابع چگالی احتمال و روش حداکثر شانس^۲ کار نمود. در سال ۱۹۴۰ وینر الگوریتمی برای طراحی فیلتر بهینه در فضای فرکانس و جداسازی سیگنال از نویز، ارائه نمود. سپس کولموگروف روشی مسائل تخمین زمان گسسته را ارائه نمود [۱۶]. استفاده از فیلتر وینر در دهه ۴۰ برای ردگیری اهداف پرنده در جنگ دوم جهانی وینر را تا حد نابغه قرن پیشرفت داد و باعث تربیت افرادی چون زاده و کالمن شد. در سال ۱۹۶۰ کالمن با فیلتر وینر، تحولی در علم تخمین فضای حالت ایجاد نمود. او یک الگوریتم محاسباتی بازگشتی را برای انجام تخمین بهینه از روی مشاهدات نویزی ارائه داد [۱۷]. توسعه فیلتر کالمن برای سامانه‌های غیرخطی و غیرگوسی منجر به معرفی فیلترهای پیشرفته‌ای همچون فیلتر ذره‌ای^۳ و فیلتر کالمن بی‌بو^۴ شد [۱۸]، [۱۹]. دیدگاه کلی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی استفاده از روش‌های فیلترینگ مختلف بوده است. مقالات ردگیری سمت به تنهایی عموماً به دودسته پردازشی دسته‌ای^۵ و بازگشتی تقسیم شده‌اند. مشخصه دسته اول تأخیر در تخمین و حجم محاسبات بالا و دسته دوم مبتنی بر فیلترهای خانواده کالمن است که معمولاً در اهداف دارای مانور واگرا می‌شوند. ردگیری اهداف با مانور مسئله را مشکل‌تر می‌نماید که تحقیقات در این زمینه را محدود نموده و ادبیات گسترده‌ای ندارد [۲۰]. ردگیری بازگشتی اهداف دارای مانور با سرعت ثابت و نویز فرآیند در یک مدل پنهان مارکوف توسعه داده شده است [۲۱]. مشخصات خطای فیلترها عمدتاً با شبیه‌سازی مونت کارلو و نظریه باند کرامر-رائو مقایسه می‌گردند.

¹ Tracking

² Maximum Likelihood

³ Particle Filter (PAF/PF)

⁴ Unscented Kalman Filter (UKF)

⁵ Batch

۲-۲ راه حل بیزین بهینه

رفتار غیرخطی ناظر و هدف با نویز گوسی جمع شونده به شکل معادلات (۱-۲) و (۲-۲) به منظور تعریف

فیلتر غیرخطی، نمایش داده می شود. بردار حالت هدف $\xi_k \in \mathbb{R}^{n_\xi}$ ، به شکل $\xi_k = [x_k \dot{x}_k y_k \dot{y}_k]^T$

شامل پارامترهای موقعیت $[x_k y_k]^T$ و سرعت هدف $[\dot{x}_k \dot{y}_k]^T$ در مختصات کارتیزین، n_ξ ابعاد بردار

حالت، \mathbb{R} مجموعه اعداد حقیقی، k اندیس زمان پیوسته t_k در بازه نمونه برداری $\Delta t_k = t_k - t_{k-1}$

می باشد.

$$\xi_k = f_{k-1}(\xi_{k-1}) + w_{k-1}, \quad \tilde{F}_{k-1} = [\nabla_{\xi_{k-1}} f_{k-1}(\xi_{k-1})]^T \quad (1-2)$$

$$z_k = h_k(\xi_k) + v_k, \quad \tilde{H}_k = [\nabla_{\xi_k} h_k(\xi_k)]^T \quad (2-2)$$

h_k, f_{k-1} به ترتیب توابع غیرخطی بردار حالت و اندازه گیری و $\tilde{F}_{k-1}, \tilde{H}_k$ مدل خطی شده آن ها با اپراتور

گرادیان ∇ می باشند. بردار w_{k-1} دنباله نویز خطای مدل سازی حالت هدف به صورت گوسی

($w_{k-1} = N(0, \sigma_{w,k-1})$) و مستقل در هر بعد $w_k = [w_x, w_y]^T$ ، بردار v_k دنباله نویز اندازه گیری سفید

گوسی ($v_k = N(0, \sigma_{v,k})$) که w_{k-1}, v_k با توابع چگالی احتمال معلوم و آمیختگی مستقل فرض می شوند.

امقاردهی ξ_k در زمان k ، از داده های $Z_k = \{z_i, i=1, \dots, k\} \in \mathbb{R}^{n_z}$ است که با استفاده از تابع چگالی

احتمال پسین^۱ $p(\xi_k | Z_k)$ از تابع چگالی احتمال اولیه بردار حالت $p(\xi_0) = p(\xi_0 | z_0)$ (بدون

اندازه گیری اولیه z_0) به صورت بازگشتی بر مبنای معادله چپمن-کلموگروف پیش بینی و به روزرسانی

می گردد. معادله پیش بینی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول عبارت است از:

$$p(\xi_k | Z_{k-1}) = \int p(\xi_k | \xi_{k-1}) p(\xi_{k-1} | Z_{k-1}) d\xi_{k-1} \quad (3-2)$$

¹ Posterior probability density function

که $p(\xi_k | \xi_{k-1})$ از معادلات حالت رابطه (۱-۲) محاسبه می‌شود. پس از دسترسی به اندازه‌گیری جدید z_k در مرحله به‌روزرسانی، پیش‌بینی تابع چگالی احتمال قبلی، با استفاده از قانون بیز به شرح ذیل اعمال می‌شود:

$$p(\xi_k | Z_k) = \frac{p(z_k | \xi_k) p(\xi_k | Z_{k-1})}{p(z_k | Z_{k-1})} \quad (۴-۲)$$

معادله بیز چگالی احتمال پسین^۱ را از چگالی احتمال پیشین^۲، پیش‌بینی^۳ و به‌روزرسانی^۴ می‌نماید. مخرج ضریب نرمال‌سازی، وابسته به تابع احتمال^۵ $p(z_k | \xi_k)$ است و از تابع اندازه‌گیری رابطه (۲-۲) محاسبه می‌گردد.

$$p(z_k | Z_{k-1}) = \int p(z_k | \xi_k) p(\xi_k | Z_{k-1}) d\xi_k \quad (۵-۲)$$

معادله بیزین، حل بسته بازگشتی را فراهم نمی‌کند. فیلتر کالمن حل بازگشتی روابط بیز، برای سامانه‌های گوسی خطی است. سایر روش‌ها مانند فیلتر توسعه‌یافته کالمن، فیلتر کالمن بی‌بو و فیلتر ذره‌ای به‌طور تقریبی بیزین بهینه بازگشتی می‌باشند. آگاهی از تابع چگالی احتمال پسین حالت، با هر معیاری امکان تخمین حالت را فراهم می‌سازد. برای مثال، معیار کمینه خطای میانگین مربعات^۶، میانگین شرطی ξ_k و معیار بیشینه تابع چگالی احتمال، بیشینه توزیع احتمال پسین تابع حالت را تخمین می‌زند.

$$\hat{\xi}_{k|k}^{MMSE} = \mathbb{E}\{\xi_k | Z_k\} = \int x_k \cdot p(\xi_k | Z_k) d\xi_k \quad (۶-۲)$$

$$\hat{\xi}_{k|k}^{MAP} = \arg \max_{\xi_k} p(\xi_k | Z_k) \quad (۷-۲)$$

^۱ Posterior density

^۲ Prior density

^۳ Prediction

^۴ Update

^۵ Likelihood function

^۶ Minimum mean-square error (MMSE)

دقت تخمین حالت (مانند کواریانس) از $p(\xi_k | Z_k)$ به دست می‌آید. انتشار بازگشتی چگالی پسین به دست آمده از روابط (۱-۲) و (۲-۲)، یک راه حل مفهومی است و به صورت تحلیلی محاسبه نمی‌شود. پیاده‌سازی مفهومی نیازمند ذخیره‌سازی تمامی تابع چگالی احتمالی پسین (غیرگوسی) است که به بیان کلی معادل یک بردار ابعادی بی‌نهایت است. به دلیل آنکه در بسیاری از موارد عملی، حل تحلیلی (۲-۴) و (۲-۵) بسیار پیچیده است؛ از تقریب گرهای و الگوریتم‌های بیزین زیر بهینه استفاده می‌شود. در ادامه به برخی از تقریب گرهای سنتی تحلیلی و عددی بهینه مفید در مسئله ردگیری سمت به تنهایی اشاره می‌گردد.

۳-۲ فیلترهای تحلیلی

۳-۲-۱ فیلترهای کالمن توسعه یافته

در عمل زمانی که با یک سیستم خطی با نویز گوسی جمع شونده برخورد می‌کنیم، فیلتر کالمن یک پاسخ بهینه برای آن ارائه می‌دهد. در مسائل که نویز غیر گوسی باشد و یا با یک مسئله غیرخطی روبرو باشیم، معمول‌ترین روش استفاده از فیلتر کالمن توسعه یافته است. اما در بسیاری از حالات، این فیلتر بایاسی به سیستم تحمیل می‌کند که نه تنها واگرایی زیادی ایجاد می‌کند؛ بلکه سبب کاهش پایداری سیستم و مقاومت پذیری آن در برابر تغییرات می‌گردد. این نکات حاکی از عملکرد بسیار ضعیف این فیلتر و عدم اطمینان به پاسخ‌های ارائه شده‌ی آن است.

تخمین حالت با استفاده از فیلترهای کالمن توسعه یافته، یک روش تخمین تحلیلی مرتبه دوم است که با فرض خطی سازی مرتبه اول در سامانه‌های غیرخطی ضعیف کاربرد دارد. اگر خاصیت غیرخطی بودن قوی باشد فیلتر توسعه یافته کالمن واگرایی داشته و کارآمد نیست.

با فرض گوسی بودن تابع چگالی پسین، نویزهای مستقل و گوسی معادلات حالت و اندازه‌گیری، در هر گام زمانی، معادلات تخمین (۱-۲) و (۲-۲) نسبت به بردار حالت و نویز گوسی، به شکل ذیل خطی سازی می‌گردد.

$$\hat{\xi}_k = f(\hat{\xi}_{k-1}) + w_{k-1}, [\hat{F}_{k-1} = \nabla_{\xi_{k-1}} (f_{\xi_{k-1}}^T)]^T \Big|_{\xi_{k-1} = \hat{\xi}_{k-1|k-1}} \quad (۸-۲)$$

$$z_k = \hat{H}_k \hat{\xi}_k + v_k, \hat{H}_k = \nabla_{\xi_k} (h_{\xi_k}) \Big|_{\xi_k = \hat{\xi}_{k|k-1}}$$

\hat{H}_k و \hat{F}_{k-1} تخمین خطی تابع غیرخطی f_{k-1} و h_k و $\nabla_{\xi_k} = [\frac{\partial}{\partial \xi_k[1]} \dots \frac{\partial}{\partial \xi_k[n_\xi]}]^T$ است.

با فرض گوسی و نرمال بودن چگالی پسین داریم:

$$p(\xi_{k-1} | Z_{k-1}) = \mathbb{N}(\xi_{k-1}; \hat{\xi}_{k-1|k-1}, \mathbf{P}_{k-1|k-1})$$

$$p(\xi_k | Z_{k-1}) = \mathbb{N}(\xi_k; \hat{\xi}_{k|k-1}, \mathbf{P}_{k|k-1}) \quad (۹-۲)$$

$$p(\xi_k | Z_k) = \mathbb{N}(\xi_k; \hat{\xi}_{k|k}, \mathbf{P}_{k|k})$$

وقتی \mathbb{N} چگالی گوسی با آرگومان ξ ، میانگین m و کواریانس P برابر است با:

$$\mathbb{N}(\xi, m, P) \triangleq \frac{1}{(2\pi)^{n_\xi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\xi - m)^T P^{-1}(\xi - m)\right) \quad (۱۰-۲)$$

الگوریتم فیلترکالمن بازگشتی مشتق شده از رابطه (۱-۲) و (۲-۲) از مرجع [۷]، در مراحل پیش‌بینی

و به‌روزرسانی حالت و کواریانس تابع چگالی پسین $p(\xi_k | Z_k)$ به‌صورت زیر بیان می‌شود:

Prediction

$$\begin{cases} \hat{\xi}_{k|k-1} = f_{k-1}(\hat{\xi}_{k-1|k-1}) \\ \mathbf{P}_{k|k-1} = \mathbf{Q}_{k-1} + \hat{F}_{k-1} \mathbf{P}_{k-1|k-1} \hat{F}_{k-1}^T \end{cases} \quad (۱۱-۲)$$

Update:

$$\begin{cases} \hat{\xi}_{k|k} = \hat{\xi}_{k|k-1} + \mathbf{K}_k (z_k - h_k(\hat{\xi}_{k|k-1})) \\ \mathbf{P}_{k|k} = \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{K}_k \mathbf{S}_k \mathbf{K}_k^T \end{cases}$$

Q_{k-1} کواریانس نویز گوسی حالت (W_{k-1}) ، R_k کواریانس نویز اندازه گیری (V_k) ، ماتریس همبستگی، T ترانهاده ماتریس، $\hat{\cdot}$ نشانگر تخمین است. برای محاسبه کواریانس بردار خطای تخمین اندازه گیری یا بردار نوآوری^۱ یا مانده^۲ به شکل رابطه $v = z_k - H_k \hat{\xi}_{k|k-1}$ داریم:

$$S_k = \hat{H}_k P_{k|k-1} \hat{H}_k^T + R_k \quad (12-2)$$

و محاسبه بهره فیلتر کالمن به صورت:

$$K_k = P_{k|k-1} \hat{H}_k^T S_k^{-1} \quad (13-2)$$

فیلتر کالمن متوسط و کواریانس تابع چگالی پسین به شکل $p(\xi_k | Z_k)$ را به صورت بازگشتی محاسبه می کند. روش کالمن راه حل بهینه ای برای تخمین در مسئله ردگیری است. اگر مفروضات دیگری (بسیار محدودکننده) وجود داشته باشد می توان نتایج مشابهی را با استفاده از روش کمترین مربعات به دست آورد و متوسط و کواریانس پسین را محاسبه نمود که لزوماً گوسی و بهینه نیست.

عملکرد فیلترهای گوسی متأثر از اطلاعات و مشخصات آماری مربوط به سیستم و معادلات اندازه گیری است. در این فیلترها باید ماتریس کواریانس نویز حالت به شکل Q_{k-1} و ماتریس کواریانس نویز اندازه گیری به شکل R_k در دسترس باشند. خطای تخمین این کواریانس ها، موجب واگرایی فیلترها می شود. مطابق رابطه (۱۲-۲) افزایش ماتریس کواریانس نویز اندازه گیری به معنی کاهش اعتماد به داده های اندازه گیری است که موجب کاهش بهره فیلتر و در نتیجه کاهش تأثیر اندازه گیری در به روزرسانی بردار حالت می گردد؛ بنابراین، فرض کوچک تر از مقدار واقعی، موجب توسعه عملکرد تخمین در فیلتر کالمن و افزایش احتمال ناپایداری و فرض بیشتر از مقدار واقعی، موجب اعتماد بیش

¹ Innovation

² Residoe

از حد به داده‌های اندازه‌گیری است. در مسئله ردگیری ماتریس کواریانس نویز حالت عدم قطعیت مدل حرکت هدف را نشان می‌دهد. افزایش این ماتریس کاهش اعتماد به مدل سیستم و اعتماد به داده‌های اندازه‌گیری و افزایش بهره فیلتر توسعه یافته کالمن می‌شود. برعکس این موضوع، باعث کاهش بهره فیلتر کالمن می‌شود. اگر خطای تخمین زیاد باشد خطی سازی دارای خطای بسیار زیادی است. بنابراین به دلیل وابستگی کران بهره کالمن به محاسبه خطی تابع اندازه‌گیری h_k و همچنین نامعلوم بودن مقدار اولیه تابع خطی اندازه‌گیری معادل H_0 در مسئله ردگیری سمت به تنهایی احتمال واگرایی بالا است.

۲-۳-۲ فیلتر کالمن نمونه بردار یا بی‌بو

در برخی موارد در مسئله تخمین، معادلات حالات و تابع اندازه‌گیری کاملاً غیرخطی است و فیلتر توسعه یافته کالمن به دلیل افزایش کواریانس در عمل خطی سازی کارایی پایینی خواهد داشت.

فیلتر کالمن بی‌بو با روش نمونه‌گیری قطعی که به تبدیلات غیرمترکز^۱ معروف است، مجموعه نقاط حول میانگین را جمع‌آوری می‌کند. سپس این نقاط در تابع غیرخطی وارد شده تا میانگین و کواریانس جدید حاصل شود. به دلیل استفاده از خطی سازی آماری به جای روش تحلیلی به این دسته از فیلترهای رگرسیون خطی کالمن^۲، نیز گفته می‌شود. این روش برای سامانه‌های ردگیر با قطعیت بیشتری مقدار میانگین و کواریانس را ارائه می‌کند که به عنوان روش مونت کارلو یا بسط تیلور برای چگالی توابع پسین به شکل $p(\xi_k | Z_k)$ شناخته شده است [۲۲].

اگرچه سرعت محاسبات این فیلتر با فیلتر توسعه یافته کالمن تفاوت چندانی ندارد؛ ولی از لحاظ تخمین، بهتر از فیلتر توسعه یافته کالمن بوده اما دارای پیچیدگی ریاضیاتی بیشتری نسبت به فیلتر توسعه یافته کالمن است. پیش‌بینی و به‌روزرسانی معادلات مربوط به این فیلتر پس از مقداردهی اولیه

¹ Uncented Transform

² Linear Regression Kalman Filter (LRKF)

بردارهای حالت و ماتریس کواریانس، در رابطه (۲-۱۴) خلاصه شده است [۲۳]، [۲۴]. با تعریف n نقطه تصادفی با فاکتور دلخواه ضرایب وزنی تنظیم κ ، فیلتر بی بو به صورت زیر بیان می گردد.

Sigma point :

$$\chi_{k-1|k-1}^i = \left[\hat{\xi}_{k-1|k-1}, \hat{\xi}_{k-1|k-1} \pm \left(\sqrt{(n+\kappa)P_{k-1|k-1}} \right)_i \right], W^i = \begin{cases} \frac{\kappa}{n+\kappa} & i=0 \\ \frac{1}{2(n+\kappa)} & i=1, \dots, 2n \end{cases}$$

Predicticte :

$$\begin{cases} \chi_{k|k-1}^i = f(\chi_{k-1|k-1}^i) \\ \hat{\xi}_{k|k-1} = \sum_{i=0}^{2n} W^i \chi_{k|k-1}^i \\ P_{k|k-1} = \sum_{i=0}^{2n} W^i \left[\chi_{k|k-1}^i - \hat{\xi}_{k|k-1} \right] \left[\chi_{k|k-1}^i - \hat{\xi}_{k|k-1} \right]^T + Q_k \end{cases}$$

Sigma point :

$$\begin{cases} \chi_{k|k-1}^i = \left[\hat{\xi}_{k|k-1}, \hat{\xi}_{k|k-1} \pm \left(\sqrt{(n+\kappa)P_{k|k-1}} \right)_i \right] \\ \zeta_{k|k-1}^i = h(\chi_{k|k-1}^i) \\ \hat{z}_{k|k-1} = \sum_{i=0}^{2n} W^i \zeta_{k|k-1}^i \end{cases} \quad (14-2)$$

Update :

$$\begin{cases} P_{k|k-1}^{vv} = \sum_{i=0}^{2n} W^i (\zeta_{k|k-1}^i - \hat{z}_{k|k-1}) (\zeta_{k|k-1}^i - \hat{z}_{k|k-1})^T \\ P_{k|k-1}^{xz} = \sum_{i=0}^{2n} W^i (\chi_{k|k-1}^i - \hat{x}_{k|k-1}) (\Gamma_{k|k-1}^i - \hat{z}_{k|k-1})^T \\ K_k = P_{k|k-1}^{xy} (R_k + P_{k|k-1}^{vv})^{-1} \\ \hat{\xi}_{k|k} = \hat{\xi}_{k|k-1} + K_k (z_k - \hat{z}_{k|k-1}) \\ P_{k|k} = P_{k|k-1} - K_k P_{k|k-1}^{vv} K_k^T \end{cases}$$

۴-۲ فیلترهای آماری

اگر دینامیک اهداف، ناهمگون و نامشخص باشد فیلترهای تحلیلی به تنهایی کارآمد نمی باشند [۲۵]. در این حالات فیلترهای مبتنی بر الگوهای مونت کارلو و یا چندمدلی برای مسائل TMA پیشنهاد شده اند

[۷]. از آنجاکه مدل‌های دینامیک هدف و مشاهدات غالباً غیرخطی هستند فیلتر باید خواص غیرخطی را حفظ کند و یا در مقابل آن مقاوم باشد [۲۶].

اکثر الگوریتم‌های فیلترینگ چندمدله که به گسترش فیلترهای کالمن تکیه می‌کنند، عملکرد نامناسبی به سیستم‌های غیرخطی دارند. برخی روش‌ها شامل دسته‌بندی، هموارسازی و حداکثر تخمین^۱ به حل مشکل فیلترهای چندمدله فیلتر توسعه یافته کالمن پرداخته‌اند [۲۷]. هرچند خانواده فیلتر ذره‌ای نسبت به خواص غیرخطی اهداف مقاوم هستند لکن به دلیل کاهش ذرات در مدل‌های کم‌اهمیت دچار مشکل می‌شوند. با توجه به اهمیت مسئله ردگیری سمت به تنهایی ترکیب روش‌ها مبتنی بر ذرات چندمدلی به‌عنوان روش‌های بهینه پیشنهاد شده و در ادامه به اختصار ارائه شده است.

۲-۴-۱ خانواده فیلترهای جمع گوسی^۲

اگر سیستم گوسی خطی نباشد، فیلتر جمع گوسی یک روش جایگزین فیلتر توسعه یافته کالمن است. این فیلترها خطای فرض گوسی را در فیلتر توسعه یافته کالمن از بین می‌برد و از فیلتر ذره‌ای نیز ساده‌تر است. فیلترهای جمع گوسی بر پایه انتگرال عددی، کارآمد هستند [۲۸]. این گونه فیلترها بر اساس ترکیب وزن دار از توابع چگالی گوسی، تابع احتمال پسین غیرگوسی را تقریب می‌زند. این روش به ما اجازه می‌دهد از یک بانک فرضی از فیلترهای خانواده کالمن (با فرض تنظیم شده رفتار خاص) برای تخمین یک هدف با رفتار ناهمگون استفاده کنیم. تکنیک‌های مختلفی برای هرس و ترکیب ذرات و کاهش حجم محاسبات بکار می‌روند تا با کاهش وزن ذرات اضافی، حذف گردد. معروف‌ترین فن‌ها در این خصوص، فیلترهای چندمدلی استاتیک و تعاملی هستند.

$$p(\xi_k | Z_k) \approx p_A(\xi_k | Z_k) = \sum_{i=1}^M \mu_k^i \mathcal{N}(\xi_k^i; \hat{\xi}_{k|k}^i, \mathbf{P}_{k|k}^i) \quad (2-15)$$

¹ Maximum A Posteriori (MAP)

² Gaussian Sum Filters (GSF)

$p(\xi_k^i | Z_k)$ و μ_k^i به ترتیب بردار تابع چگالی احتمال پسین، بردار حالت با توزیع نرمال به صورت $\mathbb{N}(\xi_k^i; \hat{\xi}_{k|k}^i, P_{k|k}^i)$ و فاکتور وزنی نرمال شده مدل i در لحظه k از M تعداد مدل است.

۲-۴-۲ فیلترهای چندمدلی استاتیک

برای تخمین متغیر حالت مسئله (۲-۱) و (۲-۲)، زمانی که دنباله‌ای ثابت و نامعلوم از مدل‌ها فرض شود، عموماً از فیلتر چند مدله استاتیک استفاده می‌شود. در هر گام ترکیب تعدادی از مدل‌ها، به‌عنوان هدف غیرخطی باقی می‌مانند و همواره یک مدل صحیح وجود ندارد.

فیلتر چند مدله استاتیک شامل یک بانک فیلترهای غیرخطی/خطی است که هر کدام مدل خاصی دارند. انتخاب مناسب برای فیلتر سازگار با مدل، به صورت فیلتر توسعه یافته کالمن یا کالمن بی بو یا هرگونه فیلتر غیرخطی مرتبط با روابط (۲-۱۰) انجام می‌گیرد. فرض کنیم Λ_k^j تابع احتمال وقوع هر مدل باشد. اگر معادلات دینامیک حالت و یا اندازه‌گیری برای مدل z غیرخطی و یا غیر گوسی باشد Λ_k^j غیر گوسی است و در غیر این صورت تابع احتمال گوسی و خطی هر مدل، معادل رابطه (۲-۱۶) محاسبه می‌شود.

Model Likelihood Computation:

$$\Lambda_k^j = \Pr(z_k, M_k^j, Z_{k-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \det(S_k^j)}} \exp \left[-\frac{1}{2} (v_k^j)^T (S_k^j)^{-1} v_k^j \right] \quad (۲-۱۶)$$

$v_k^j = z_k - \hat{z}_k^j$ مانده و S_k^j کواریانس خطای اندازه‌گیری فیلتر مدل z ، برای دنباله اندازه‌گیری $Z_{k-1} = \{z_1, \dots, z_{k-1}\}$ است.

برای به‌روزرسانی ضریب وزنی μ_k^j مدل z در لحظه k ؛ معادل احتمال وقوع هر مدل؛ از رابطه بیز داریم:

Model(Regime) Probability Updates:

$$\mu_k^j = \Pr(m_k^j | Z_k) = \frac{\Pr(z_k, m_k^j, Z_{k-1}) \Pr(m_k^j | Z_{k-1})}{\Pr(z_k, Z_{k-1})} = \frac{\Lambda_k^j \mu_{k-1}^j}{c_k} \quad (17-2)$$

$$c_k = \sum_{j=1}^M \mu_{k-1}^j \Lambda_k^j$$

اگر تخمین مدل j ، به صورت $\hat{\xi}_{k|k}^j$ با ماتریس کواریانس $\mathbf{P}_{k|k}^j$ باشد آنگاه خروجی فیلتر چند مدله استاتیک به صورت رابطه (۱۸-۲) است.

Combination of the State Estimation For GSF :

$$\hat{\xi}_{k|k} = \sum_{j=1}^M \mu_k^j \hat{\xi}_{k|k}^j \quad (18-2)$$

$$\mathbf{P}_{k|k} = \sum_{j=1}^M \mu_k^j \left[\mathbf{P}_{k|k}^j + \left(\hat{\xi}_{k|k}^j - \hat{\xi}_{k|k} \right) \left(\hat{\xi}_{k|k}^j - \hat{\xi}_{k|k} \right)^T \right]$$

۲-۴-۳ فیلترهای چندمدلی دینامیکی تعاملی

مشابه فیلتر استاتیک چند مدلی، فیلتر تعاملی نیز از M تعداد فیلتر سازگار با مدل تشکیل شده است. فیلتر چند مدله تعاملی از ویژگی‌های دینامیکی فیلتر چندمدله استاتیک استفاده می‌کند طوری که ورودی فیلتر چند مدله تعاملی سازگار بر مدل j ، از تعامل^۱ همه فیلترهای سازگار بر مدل انتخاب می‌شود؛ بنابراین در ابتدای هر مرحله از تخمین فیلتر چند مدله تعاملی، اگر $\hat{\xi}_{k-1|k-1}^i$ تخمین حالت و ماتریس کواریانس در لحظه $k-1$ برای فیلتر i ، باشد، بردار اولیه حالت و کواریانس تعاملی $(\mathbf{P}_{k-1|k-1}^{0j}, \hat{X}_{k-1|k-1}^{0j})$ ، از برهم‌کنش بردار حالت و کواریانس مدل‌های گام قبلی تخمین، به‌روزرسانی می‌گردد. برای ترکیب متعامل حالت و کواریانس فیلتر چند مدله تعاملی داریم:

¹ Interacting

Interaction stage I: Interaction Mixing (A priori probability density)

$$\hat{\xi}_{k-1|k-1}^{0j} = \sum_{i=1}^M \mu_{k-1}^{i|j} \hat{\xi}_{k-1|k-1}^i \quad (19-2)$$

$$\mathbf{P}_{k-1|k-1}^{0j} = \sum_{i=1}^M \mu_{k-1}^{i|j} \left[\left\{ \mathbf{P}_{k-1|k-1}^i + \left(\hat{\xi}_{k-1|k-1}^i - \hat{\xi}_{k-1|k-1}^{0j} \right) \left(\hat{\xi}_{k-1|k-1}^i - \hat{\xi}_{k-1|k-1}^{0j} \right)^T \right\} \right]$$

ضریب احتمال تعاملی برابر $\mu_{k-1}^{i|j}$ حاصل از تأثیر داده‌های خروجی فیلتر مدل i بر ورودی فیلتر مدل j در لحظه $k-1$ مطابق قانون بیز به شرح ذیل محاسبه می‌شود.

Interaction stage II: Mixing probabilities (Conditinal mode probabilities)

$$\mu_{k-1}^{i|j} = \Pr\{M_{k-1}^i | M_k^j, Z_{k-1}\} = \frac{\pi_{ij} \mu_{k-1}^i}{\sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i} \quad (20-2)$$

ماتریس احتمال انتقال مدل^۱ π_{ij} است که اگر درایه (i, j) ماتریس را کوچک انتخاب کنیم، اثرگذاری مدل i کاهش می‌یابد و برعکس.

پس از محاسبه تابع چگالی احتمال پسین گوسی به صورت چگالی احتمال نرمال $\mathbb{N}(\hat{\xi}_{k|k}^j; \hat{\xi}_{k|k}^j, \mathbf{P}_{k|k}^j)$ و احتمال وقوع Λ_k^j برای مدل j در لحظه k ، ضریب وزنی احتمال وقوع هر مدل μ_k^j از رابطه بیز به صورت رابطه (۲۱-۲) به روزرسانی می‌شود.

Model(Regime) Probability Updates:

$$\mu_k^j = \Pr(m_k^j | Z_k) = \frac{\Pr(z_k, m_k^j, Z_{k-1}) \Pr(m_k^j | Z_{k-1})}{\Pr(z_k, Z_{k-1})} = \frac{\Lambda_k^j \sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i}{\sum_{j=1}^M \Lambda_k^j \sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i} \quad (21)$$

^۱ Transition Probability Matrix (TPM)

۲-۴-۴ خانواده فیلترهای ذره‌ای

تخمین مدل‌های غیر گوسی حالت و اندازه‌گیری همراه با نویز، برای اهداف با دینامیک غیرخطی قوی دشوار است. فیلترهای ذره‌ای از خانواده فیلترهای بهینه برای تخمین اهداف غیرخطی می‌باشند.

الگوریتم‌های تکرار شونده نمونه‌برداری ذرات با اهمیت وزن دار شده^۱، اساس روش فیلترهای ذره‌ای جهت تخمین مونت کارلو تابع چگالی احتمال پسین است. از تنوع روش‌های نمونه‌برداری ذرات با اهمیت، فیلتر بوت استراپ [۲۹]، الگوریتم‌های تراکم [۳۰]، فیلتر ذره‌ای [۳۱]، تقریب ذرات متعامل [۳۲] و بقای شایستگی [۳۳] معرفی شده‌اند.

در فیلتر ذره‌ای، وزن ذرات با اهمیت^۲ در هر گام اندازه‌گیری به‌روزرسانی می‌شوند. مشکل عمده این فیلترها تجمع ذرات در یک نقطه و یا تعدادی نقاط است به همین دلیل ترکیب روش‌های مونت کارلو در سامانه‌های غیرخطی و غیر گوسی همگرایی بهتری دارند.

تکنیک اجرای شبیه‌سازی‌های تکرار شونده مونت کارلو^۳ برای اجرای فیلترهای بیزین بازگشتی استفاده می‌شود که بر اساس ایده تنظیم ذرات تصادفی وزن دار، برای تخمین تابع چگالی احتمال پسین به شکل $p(\xi_k | Z_k)$ با مجموعه فاکتورهای وزنی ذرات تابع دلتای دیراک به شکل δ استفاده شود.

$$p(\xi_k | Z_k) \approx \sum_{i=1}^{N_s} \omega_k^i \delta(\xi_k - \xi_k^i), \quad (2-22)$$

درحالی‌که $\{\xi_k^i, \omega_k^i\}_{i=1}^N$ متشکل از ذرات با اهمیت $\{\xi_k^i\}_{i=1}^N$ ، با ضرایب اهمیت متقابل $\{\tilde{\omega}_k^i\}_{i=1}^N$ به صورت

نرمال شده $\left(\omega_k^i = \tilde{\omega}_k^i / \sum_{i=1}^N \tilde{\omega}_k^i \right)$ ، برای N_s تعداد ذره است.

¹ Sequential Importance Sampling (SIS)

² Importance Sampling

³ Sequential Monte Carlo (SMC)

فاکتور وزنی ذرات متناسب با تابع چگالی احتمال پسین صحیح به شکل $p(\xi_k^i | z_k)$ بر تابع چگالی احتمال بااهمیت $q(\xi_k^i | \xi_{k-}^i, z_k)$ به روزرسانی می گردند [۷].

$$\omega_k^i \propto \omega_{k-1}^i p(z_k | \xi_k^i) p(\xi_k^i | \xi_{k-1}^i) / q(\xi_k^i | \xi_{k-}^i, z_k) \quad (23-2)$$

انتخاب تابع چگالی بااهمیت

انتخاب تابع چگالی احتمال برای ذرات بااهمیت $q(\xi_k^i | \xi_{k-}^i, z_k)$ یکی از معیارهای مهم فیلتر ذره‌ای است. حالت بهینه، کمینه توزیع احتمال ذرات بااهمیت، مشروط به z_k و ξ_{k-1}^i به صورت رابطه $q_{opt.}(\xi_k^i | \xi_{k-}^i, z_k) = p(\xi_k^i | \xi_{k-1}^i, z_k)$ محاسبه شده است [۳۴]. بنابراین فاکتور وزنی ذرات برابر است با:

$$\omega_k^i \propto \omega_{k-1}^i p(z_k | \xi_{k-1}^i) \quad (24-2)$$

می توان از روش هایی که بردار حالت محدود به تغییرات مارکوف و یا مدل های گوسی (دینامیک اهداف) هستند برای محاسبه تابع چگالی احتمال بااهمیت بهره گیری نمود. تخمین گرهای زیر بهینه فیلتر ذره‌ای بر اساس روش انتخاب تابع چگالی احتمال ذرات بااهمیت با عناوین خود راه انداز^۱، نمونه بردار کمکی با اهمیت^۲، اصلاح واگرایی ضرایب، خطی سازی محلی چگالی ذرات^۳ و فیلترهای چندمدلی استاتیکی و تعاملی توسعه داده شده اند که نوع آخر در مسئله ردگیری سمت به تنهایی بسیار کارآمد است [۷]. روش های عددی فیلتر ذره‌ای حجم محاسباتی بالایی دارند و با افزایش تعداد ذرات و حجم محاسبات، تخمین دقیق تری دارند. کار آیی این روش ها به موازات افزایش توان محاسباتی پردازشگرها افزوده می شود. به دلیل اهمیت استفاده این فیلتر در ردگیری سمت به تنهایی به تشریح الگوریتم فیلتر ذره‌ای جهت محاسبه معادله چپمن-کلموگروف روابط (۱-۲) الی (۳-۲) می پردازیم.

¹ Sampling Importance Resampling(SIR)

² Auxiliary sampling importance resampling(ASIR)

³ Local Linearization Particle Filter(LLPF)

افزایش واریانس فاکتور وزنی ω_k^i باعث پایین آمدن دقت شبیه‌سازی می‌گردد، به طوری که یکی از وزن‌ها به سمت یک و بقیه به سمت صفر میل خواهند کرد که انحطاط^۱ ضریب N_{eff} نامیده می‌شود. در فیلتر ذره‌ای با انتخاب کران بالای انحطاط به شکل N_{thr} تنظیم مجدد ضرایب وزنی با انتخاب عدد u_j در بازه $(0,1)$ به روش خود راه‌انداز به شرح ذیل انجام می‌گیرد.

SIR Algorithm

$$\left[\left\{ \xi_k^{j*}, \omega_k^i, i^j \right\}_{i=1}^N \right] = \text{Resample} \left[\left\{ \xi_k^i, \omega_k^i \right\}_{i=1}^N \right]$$

$$\bullet c_1 = \omega_k^1, \left[c_i = c_{i-1} + \omega_k^i \right]_{i=2}^N$$

$$\bullet \text{Draw } u_1 \sim [0, N^{-1}]$$

$$\bullet \text{for } j = 1 : N$$

$$- \left[u_j = u_1 + N^{-1}(j-1) \right]_{i=2}^N$$

$$- \text{while } (u_j > c_i)$$

$$- i = i + 1, \text{end while}$$

$$- \xi_k^{j*} = \xi_k^i, \omega_k^j = N^{-1}, i^j = i,$$

end for

(۲۵-۲)

۲-۴-۵ الگوریتم فیلتر ذره‌ای توسعه یافته کالمن یا کالمن بی بو

یک انتخاب تقریبی بهینه تابع چگالی احتمال ذرات بااهمیت با اندازه‌گیری z_k و بانک الگوریتم فیلتر توسعه یافته کالمن و یا کالمن بی بو است؛ که در این حالت تابع چگالی بااهمیت به صورت $q(\xi_k^i | \xi_{k-}^i, z_k) = \mathbb{N}(\xi_k^i; \hat{\xi}_k^i, \hat{\mathbf{P}}_k^i)$ فرض می‌گردد. زمانیکه $\hat{\xi}_k^i$ و $\hat{\mathbf{P}}_k^i$ متوسط و کواریانس تخمین حالات الگوریتم فیلتر توسعه یافته کالمن و یا کالمن بی بو باشند. لذا الگوریتم فیلتر ذره‌ای خطی سازی شده محلی به صورت ذیل خلاصه می‌گردد.

¹ Degeneracy

Local Linearization Particle Filter

$$\left[\left\{ \xi_k^i, \mathbf{P}_k^i \right\}_{i=1}^N \right] = LLPF \left[\left\{ \xi_{k-1}^i, \mathbf{P}_{k-1}^i \right\}_{i=1}^N, z_k \right]$$

•for $i = 1 : N$

$$- \left[\left\{ \hat{\xi}_k^i, \hat{\mathbf{P}}_k^i \right\} \right] = EKF / UKF \left[\left\{ \xi_{k-1}^i, \hat{\mathbf{P}}_{k-1}^i, z_k \right\} \right],$$

$$- \text{Draw a sample for } q(\xi_k^i | \xi_{k-1}^i, z_k) = \mathbb{N}(\xi_k^i; \hat{\xi}_k^i, \hat{\mathbf{P}}_k^i) \quad (26-2)$$

$$- \omega_k^i \propto \omega_{k-1}^i p(z_k | \xi_k^i) p(\xi_k^i | \xi_{k-1}^i) / q(\xi_k^i | \xi_{k-1}^i, z_k) \text{ end for}$$

$$\bullet \omega_k^i = \text{Normalize}(\tilde{\omega}_k^i) \bullet N_{eff} = 1 / \sum_{i=1}^N (\omega_k^i)^2$$

$$\bullet \text{if } N_{eff} < N_{thr} \left[\left\{ \xi_k^i, \omega_k^i \right\}_{i=1}^N \right] = \text{Resample} \left[\left\{ \xi_k^i, \omega_k^i \right\}_{i=1}^N \right] \text{ end if}$$

۲-۴-۶ الگوریتم فیلتر ذره‌ای چندمدله یا چندمدله تعاملی

خانواده فیلتر ذره‌ای به خوبی نسبت به خواص غیرخطی مدل‌های حالت و اندازه‌گیر مقاوم هستند؛ لکن به دلیل عدم کنترل بر روی تعداد ذرات و توزیع متناسب با احتمال حالت در برخی موارد مشکلات عددی ایجاد می‌کنند. راهکار ارائه شده ترکیب با روش‌های چندمدلی است [۳۵]. الگوریتم فیلتر ذره‌ای چندمدله استاتیکی و تعاملی در مراجع مختلفی برای فیلترهای غیرخطی با مدل‌های دینامیکی پیشنهاد شده است [۳۵-۳۹]. در این روش‌ها با ترکیب تخمین حالت از پارامترهای دینامیکی پیوسته در فواصل هر نمونه‌برداری (موقعیت، سرعت و شتاب هدف) و پارامترهای نامعلوم گسسته (موقعیت اولیه و مانور هدف) روبرو هستیم. در مراجع ذکرشده فیلترهای ذره‌ای چندمدله استاتیکی برای تخمین حالت ترکیبی گسسته و پیوسته به‌عنوان الگوریتم بهینه در مسئله ردگیری سمت به تنهایی توصیه شده است. در این رساله الگوریتم بهینه فیلتر ذره‌ای چندمدله تعاملی به شرح ذیل برای M مجموعه مدل دینامیکی و N تعداد ذره گسسته در هر مدل توسعه داده‌شده و در مسئله ردگیری سمت به تنهایی استفاده شده است.

IMM Particle Filter

$$\left[\left\{ \left\{ \hat{\xi}_{k|k}^j, \mathbf{P}_{k|k}^j, \mu_k^j, \omega_k^{j,l} \right\}_{l=1}^N \right\}_{j=1}^M \right] = \text{IMMPF} \left[\left\{ \left\{ \hat{\xi}_{k-1|k-1}^i, \mathbf{P}_{k-1|k-1}^i, \mu_{k-1}^i, \omega_{k-1}^{l,i} \right\}_{l=1}^N \right\}_{i=1}^M, z_k \right]$$

Interaction stage I: Mixing Probability

$$\bullet \mu_{k-1}^{i,j} = \Pr\{M_{k-1}^i | M_k^j, Z_{k-1}\} = \frac{\pi_{ij} \mu_{k-1}^i}{\sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i}$$

Interaction stage II: A priori probability density

$$\bullet \mathbf{P}_{k-1|k-1}^{0j} = \sum_{i=1}^M \mu_{k-1}^{i,j} \left[\left\{ \mathbf{P}_{k-1|k-1}^i + \left(\hat{\xi}_{k-1|k-1}^i - \hat{\xi}_{k-1|k-1}^{0j} \right) \left(\hat{\xi}_{k-1|k-1}^i - \hat{\xi}_{k-1|k-1}^{0j} \right)^T \right\} \right]$$

Filtering stage $\forall j \in M$ Draw N samples $\bar{\xi}_k^{l,j}$ according to $\mathbf{P}_{k-1|k-1}^{0j}$

• for $l = 1 : N$

$$- \left[\left\{ \hat{\xi}_k^{l,j}, \hat{\mathbf{P}}_k^{j,l}, S_k^{j,l} \right\} \right] = \text{EKF / UKF} \left[\left\{ \bar{\xi}_{k-1}^{l,j}, \hat{\mathbf{P}}_{k-1}^{0j}, z_k \right\} \right],$$

$$- \tilde{\omega}_k^{j,l} = \left[p(z_k | \bar{\xi}_k^{j,l}) \right] \text{ end for}$$

$$\bullet \omega_k^{j,l} = \text{Normalize}(\tilde{\omega}_k^{j,l})$$

$$\bullet N_{\text{eff}} = 1 / \sum_{i=1}^N (\omega_k^{j,l})^2 \quad (27-2)$$

$$\bullet \text{if } N_{\text{eff}} < N_{\text{thr}} \left[\left\{ \bar{\xi}_k^{j,l}, \omega_k^{j,l}, \mathbf{P}_{k|k}^{j,l}, S_k^{j,l}, - \right\}_{i=1}^N \right] = \text{Resample} \left[\left\{ \bar{\xi}_k^{j,l}, \omega_k^{j,l}, \mathbf{P}_{k|k}^{j,l}, S_k^{j,l} \right\}_{i=1}^N \right] \text{ end if}$$

Model(Regime) Probability Updates

$$\bullet v_k^{j,l} = z_k - h(\bar{\xi}_k^{j,l}), \quad v_k^j = \sum_{l=1}^N \omega_k^{j,l} v_k^{j,l}, \quad \hat{S}_k^j = \sum_{l=1}^N \omega_k^{j,l} \hat{S}_k^{j,l}, \quad A_k^j = \mathbb{N}(v_k^j, 0, \hat{S}_k^j)$$

$$\bullet \hat{\xi}_k^j = \sum_{l=1}^N \omega_k^{j,l} \hat{\xi}_k^{j,l}, \quad \mathbf{P}_{k|k}^j = \sum_{l=1}^N \omega_k^{j,l} \mathbf{P}_{k|k}^{j,l}$$

$$\bullet \mu_k^j = \Pr(m_k^j | Z_k) = \frac{\Pr(z_k, m_k^j, Z_{k-1}) \Pr(m_k^j | Z_{k-1})}{\Pr(z_k, Z_{k-1})} = \frac{A_k^j \sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i}{\sum_{j=1}^M A_k^j \sum_{i=1}^M \pi_{ij} \mu_{k-1}^i}$$

Combination of the State Estimation For GSF

$$\bullet \hat{\xi}_{k|k} = \sum_{j=1}^M \mu_k^j \hat{\xi}_k^j, \quad \mathbf{P}_{k|k} = \sum_{j=1}^M \mu_k^j \left[\mathbf{P}_{k|k}^j + \left(\hat{\xi}_k^j - \hat{\xi}_{k|k} \right) \left(\hat{\xi}_k^j - \hat{\xi}_{k|k} \right)^T \right]$$

Regime Transition

$$\bullet \left\{ \hat{\xi}_{k|k}^j, \mathbf{P}_{k|k}^j, \mu_k^j, - \right\}_{j=1}^M = \text{RT} \left\{ \hat{\xi}_{k|k}^i, \mathbf{P}_{k|k}^i, \mu_k^i \right\}_{i=1}^M$$

با کاهش ضریب احتمال وزنی μ_{k-1}^i مدل i ، انتقال پارامترهای ذرات از مدل i ، به ذرات مدل j ، r_k^j

متطابق تابع انتقال تدریجی ذرات در هر مدل به شرح ذیل انجام می‌پذیرد:

$$\left[\left\{ \xi_k^{j*}, \omega_k^i, i^j \right\}_{i=1}^N \right] = \text{Resample} \left[\left\{ \xi_k^i, \omega_k^i \right\}_{i=1}^N \right]$$

- $c_1 = \omega_k^1, \left[c_i = c_{i-1} + \omega_k^i \right]_{i=2}^N$
- Draw $u_1 \sim [0, N^{-1}]$
- for $j = 1 : N$ (۲۸-۲)
 - $\left[u_j = u_1 + N^{-1}(j-1) \right]_{i=2}^N$
 - while $(u_j > c_i) i = i + 1, \text{end while}$
 - $\xi_k^{j*} = \xi_k^i, \omega_k^j = N^{-1}, i^j = i, \text{end for}$

RegimTransition

$$\left[\left\{ r_k^j \right\}_{j=1}^M \right] = RT \left[\left\{ r_{k-1}^i \right\}_{i=1}^M, p_{ij}, \mu_k^i \right]$$

- for $i = 0 : M, c_i(0) = 0$
 - for $j = 0 : M c_i(j) + \mu_k^i \text{ end for}$
- end for
- for $j = 1 : M$, (۲۹-۲)
 - Draw $u_n \sim U[0,1]$
 - set $i = r_{k-1}^j, m = 1$
 - while $(c_i(m) < u_n)$
 - __ $m = m + 1 \text{ end while}$
 - _ set $r_k^j = r_k^m$
- end for

۵-۲ معیارهای ارزیابی فیلترها

عموماً مقایسه ردگیری‌های مختلف بر مبنای شبیه‌سازی‌های مونت کارلو و بر اساس معیارهای سنجش سازگاری^۱ و کارآمدی^۲ انجام می‌شود. در یک تخمین بیزین، وقتی فیلتر سازگار است که میانگین خطا و کواریانس تخمین به ترتیب ذیل به سمت صفر همگرا گردد.

$$1: \lim_{k \rightarrow \infty} E \left[\hat{\xi}(k, Z^k) - \xi \right] = E[\tilde{\xi}_k] = 0$$
$$2: \lim_{k \rightarrow \infty} E \left[\left[\hat{\xi}(k, Z^k) - \xi \right]^2 \right] = 0$$

(۳۰-۲)

برای ارزیابی مسئله ردگیری سمت به تنهایی، از توابع معیار مختلفی برای مقایسه عملکرد فیلترها در حالت شبیه‌سازی استفاده می‌شود [۶] که شامل موارد ذیل می‌باشند:

۱- باند کرامر-رائو به‌عنوان شاخص کارآمدی فیلتر.

۲- معیار کارآمدی تخمین.

۳- معیار ریشه میانگین مربعات خطای فاصله^۳ به‌عنوان متوسط خطای مونت کارلو تخمین.

۴- معیار ریشه زمانی میانگین زمانی مربعات خطا^۴ تخمین.

۵- معیار عملکردی خی^۵ برای مقایسه با تخمین‌گر.

¹ Consistency

² Efficiency

³ Root-Mean Square Error (RMSE)

⁴ Root Time Averaged Mean Square (RTAMS)

⁵ chi-square

۲-۵-۱ باند پایین کرامر-رائو

ماتریس اطلاعات فیشر به شرط معکوس پذیری، باند پایین کرامر-رائو نامیده می شود که نشان دهنده کران پایین تخمین پارامترهای ثابت یا تصادفی است. بنابراین باند کرامر-رائو یک معیار برای ارزیابی عملکرد یک الگوریتم و همچنین یک راهنما برای بهبود طراحی است [۳۸]. باند پایین کرامر-رائو کمترین خطای تخمین بردار حالت را ارائه می دهد. عموماً از روش باند کرامر-رائو بازگشتی برای مقایسه عملکرد فیلترهای بازگشتی استفاده می شود. مطابق معادلات حالت روابط (۲-۱) و (۲-۲) عکس ماتریس $J_{k|k}$ برای محاسبه باند کرامر-رائو بازگشتی به صورت زیر است [۳۹].

$$J_{k|k} = (Q_{k-1} + \tilde{F}_{k-1} J_{k-1}^{-1} \tilde{F}_{k-1}^T)^{-1} + \tilde{H}_k^T R_k^{-1} \tilde{H}_k \quad (۲-۳۱)$$

$$J_{k|k} = \text{FIM}_{k|k}, \quad J_{k|k}^{-1} = \text{CRLB}$$

که ماتریس کواریانس نویز حالت Q_{k-1} معادل کواریانس نویز گوسی بردار حالت به شکل w_{k-1} ، ماتریس کواریانس نویز اندازه گیری R_k معادل کواریانس نویز اندازه گیری به شکل v_k ، و علامت T ترانپوز ماتریس می باشند.

۲-۵-۲ معیار کارآمدی فیلتر

این معیار مبین نرخ همگرایی نتایج تخمین به باند کرامر-رائو به صورت درصد کارآمدی فیلتر می باشد.

$$\eta_k \triangleq (\text{CRLB}(\text{RMS}_k)) / (\text{RMS}_k) * 100 \quad (۲-۳۲)$$

۲-۵-۳ ریشه میانگین مربعات خطا

در این رساله برای دستیابی تخمین واقعی با نویز سفید گوسی از قاعده مونت کارلو استفاده می شود. معیار ریشه میانگین مربعات خطای فاصله، به عنوان متوسط خطای مونت کارلو در هر مرحله از تخمین برای N تکرار به صورت ذیل محاسبه می گردد.

$$RMSE_k = \sqrt{\frac{1}{N_{MC}} \sum_{j=1}^{N_{MC}} \|\xi_k^j - \hat{\xi}_k^j\|^2} \quad (33-2)$$

همچنین محاسبه باند کرامررائو برای ξ_k معادلات (۱-۲) و (۲-۲)، برای موقعیت و سرعت هدف بر صورت ریشه میانگین مربعات خطا به ترتیب عبارت است از:

$$CRLB(RMSE_{Pos}) = \sqrt{J_{(1,1)}^{-1} + J_{(3,3)}^{-1}}$$

$$CRLB(RMSE_{Speed}) = \sqrt{J_{(2,2)}^{-1} + J_{(4,4)}^{-1}} \quad (34-2)$$

۲-۵-۴ معیار ریشه زمانی میانگین مربعات خطا

این معیار برای عملکرد تخمین در بازه زمانی تخمین، کاربرد دارد.

$$RTAMS = \sqrt{\frac{1}{(t_f - t_1)M} \sum_{k=t_1+1}^{t_f} \sum_{j=1}^M \|\xi_k^j - \hat{\xi}_k^j\|^2} \quad (35-2)$$

t_f و t_1 به ترتیب زمان ابتدایی و انتهایی و M تعداد مدل در تخمین می باشد.

۲-۵-۵ معیار سازگاری آزمون خی ۲

آزمون های آماری خی^۲ جهت ارزیابی سازگاری فیلتر و تحقق شروط ذیل تعریف می گردد.

الف- خطاهای حالت قابل قبول و دارای میانگین صفر و متناسب با کواریانس حالت فیلتر باشد.

ب- کواریانس نوآوری دارای خصوصیات مشابه بند الف باشند.

ج- کواریانس نوآوری باید به طور قابل قبولی سفید باشد.

مربع خطای تخمین $\xi_k - \hat{\xi}_{k|k} = \tilde{\xi}_{k|k}$ به صورت وزن دار شده ذیل:

$$\tilde{\xi}_{\xi,k} = \tilde{\xi}_{k|k}^T P_{k|k}^{-1} \tilde{\xi}_{k|k} \quad (36-2)$$

¹ Chi-squared

اگر فیلتر سازگار، گوسی و خطی باشد می توان گفت تخمین بردار $\hat{k}_{k|k}$ با آزمون سازگاری χ^2 با درجه آزادی برابر n_ξ توزیع شده است [۶].

$$\tilde{\varepsilon}_{\xi,k} \sim \chi_{n_\xi} \quad (۳۷-۲)$$

با آزمون مربع خطای تخمین حالت نرمال شده^۱ می توان شرط اول سازگاری فیلتر را که در آن باید خطاهای تخمین دارای میانگین صفر و کواریانس قابل قبول باشد، بررسی نمود. شرط اول سازگاری فیلتر برقرار است اگر $\tilde{\varepsilon}(k) \in [r_1, r_2]$ باشد.

$$P\{\varepsilon_k \in [r_1, r_2] | H_0\} = 1 - Q \quad (۳۸-۲)$$

r_1 و r_2 حد بالا و پایین چگالی احتمال χ^2 ، Q میزان دقت و H_0 عدم قطعیت در تابع چگالی احتمال χ^2 است.

برای بررسی شرط دوم سازگاری فیلتر به روشی مشابه عمل می شود. تحت این فرض مربع نوآوری های نرمال شده^۲ به صورت زیر تعریف می شود. معیار مربع نوآوری های نرمال شده دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی ابعاد بردار اندازه گیری n_z است.

$$\varepsilon_{v,k} = v_k S_k^{-1} v_k \quad (۳۹-۲)$$

می توان نشان داد اگر تعداد دفعات شبیه سازی مونت کارلو افزایش یابد، تغییرپذیری کاهش می یابد. با توجه به N نمونه شبیه سازی مستقل $\varepsilon_v^i(k)$ ، میانگین مربع نوآوری های نرمال شده به صورت زیر تعریف می شود:

$$\tilde{\varepsilon}_v(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_v^i(k) \quad (۴۰-۲)$$

¹ Normalized (state) Estimation Error Squared (NEES)

² Normalized Innovation Squared (NIS)

در معیارهای مبتنی بر شبیه‌سازی مونت کارلو، N نمونه مستقل از متغیر تصادفی $\varepsilon_v^i(k)$ تولید می‌شود. اگر فیلتر سازگار باشد، $N\varepsilon_v^i(k)$ دارای چگالی χ^2 با درجه آزادی n_v خواهد بود. آزمون نویز سفید برای باقیمانده‌ها که در واقع مربوط به شرط سوم سازگاری فیلتر است را می‌توان برای یک مؤلفه منحصر به فرد اندازه‌گیری در هر زمان انجام داد. آماره خودهمبستگی نمونه‌ها در N اجرای مونت کارلو به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\bar{p}_l(k, j) = \sum_{i=1}^N v_l^i(k)v_l^i(j) \left[\sum_{i=1}^N v_l^i(k)^2 \sum_{i=1}^N v_l^i(j)^2 \right]^{-1/2} \quad (41-2)$$

$l = 1, 2, \dots, n_z$

با توجه به اینکه که نوآوری‌ها دارای میانگین صفر بوده و سفید می‌باشند، اگر N به اندازه کافی بزرگ باشد، میانگین رابطه (41-2) صفر بوده و واریانس آن $1/N$ است.

۲-۵-۶ پیشنهاد محاسبه روی خط معیارها سازگاری برای تشخیص همگرایی فیلتر

با توجه به اینکه در صورت همگرایی فیلتر، داده‌های ماتریس اطلاعات فیشر و باند کرامر-رائو به مقدار واقعی همگرا می‌گردد بنابراین در حالت تخمین ایده آل، تحقق‌پذیری، شرط سازگاری، شرط تساوی باند کرامر-رائو برقرار می‌گردد.

$$P_{\xi_k, \xi_k} \triangleq E \left\{ \left(\hat{\xi}_k - \xi_k \right) \left(\hat{\xi}_k - \xi_k \right)^T \right\} \geq J_k^{-1} \quad (42-2)$$

لذا در این حالت می‌توان مقادیر ویژه ماتریس کرامر-رائو را معادل مربع خطای تخمین قرار داد. بنابراین داریم:

$$\tilde{\xi}_k = \sqrt{\text{eig}(J_k^{-1})} \quad (43-2)$$

بنابراین برای محاسبه روی خط شرط سازگاری معیار مربع خطای تخمین حالت نرمال شده تخمین با معیار χ^2 داریم:

$$\varepsilon_{\xi,k} = \frac{eig(J_k^{-1})}{P_k} \leq C_1 \quad (44-2)$$

حال در صورت تحقق معیار اول سازگاری رابطه (43-4) برقرار است و رابطه (44-4) با جدول خی ۲ تطابق دارد. که در اینجا ثابت C_1 حد بالایی معادل با ناحیه اطمینان ۹۵ درصد از توزیع خی ۲ متناظر با درجه آزادی معلوم است.

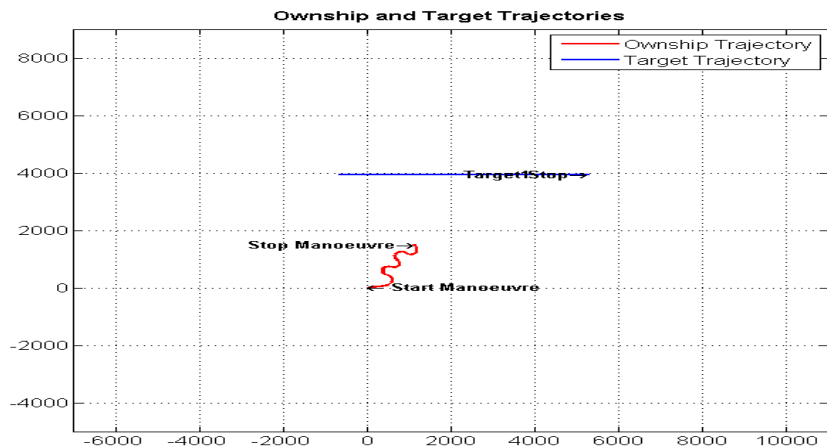
این پیشنهاد می‌تواند به‌عنوان شرط لازم برای تشخیص زمان همگرایی مقادیر اولیه مسئله ردگیری سمت به تنهایی استفاده شود. اگر کواریانس تخمین، پایین و خطای حالت اولیه، بالا باشد. با فرض رویت‌پذیری مدت‌زمان زیادی جهت همگرایی فیلتر لازم خواهد بود، زیرا خطای بالای اولیه (کواریانس کم تخمین) منجر به بهره پایین فیلتر شده و در نتیجه اندازه‌گیری‌های دریافت شده، دارای وزن خیلی کمی خواهند بود. در این حالت قطعاً تخمین در باند سازگاری خی ۲ نیست.

همچنین یک راه‌حل پیشنهادی برای انتخاب حالت اولیه کواریانس فیلتر این است که رابطه (44-2) در انتخاب کواریانس همگرایی برآورده شود. بنابراین برای به دست آوردن مقدار مناسب برای کواریانس نویز می‌توان حالت از مفهوم سازگاری و آزمون جدول خی ۲ استفاده نمود.

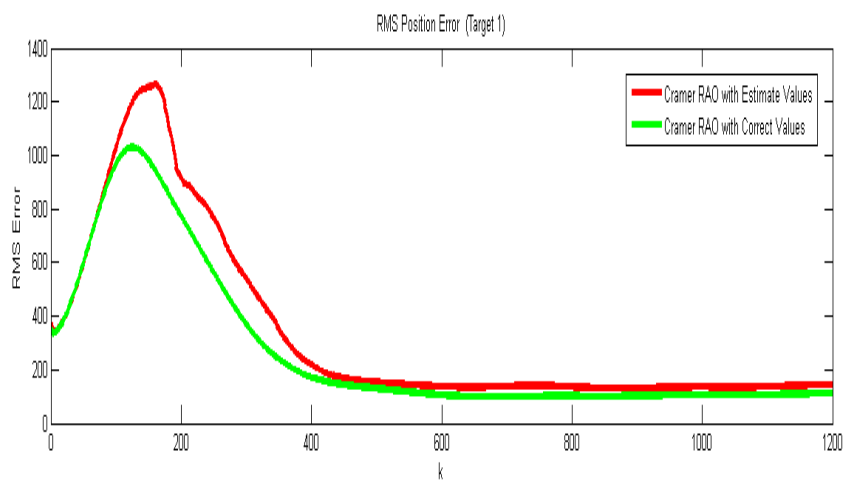
به‌عبارت‌دیگر باید مقدار کواریانس‌های فیلتر به نحوی انتخاب شود که سه معیار معرفی‌شده برای سازگاری فیلتر (مربع خطای تخمین حالت نرمال شده، مربع نوآوری‌های نرمال شده و همبستگی خودکار) برآورده شود. در یک مثال در شکل ۲-۱، سناریوی ردگیری و مانور ناظر نشان داده شده است. در اینجا، فاصله زمانی بین هر دو ورودی متوالی برابر ۱ ثانیه، نویز اندازه‌گیری سمت ناظر برابر با ۰/۲ درجه، نویز سرعت‌سنج برابر با ۰/۱ متر بر ثانیه و نویز حساسه اندازه‌گیری سمت هدف برابر با ۱/۵ درجه در نظر گرفته شده است.

تمامی آزمایش‌های انجام شده Q میزان دقت (مرتبه) در تابع چگالی احتمال خی ۲ برابر ۹۵ درصد در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از ردگیری هدف در سناریوی پیشنهادی در شکل ۲-۲ نشان

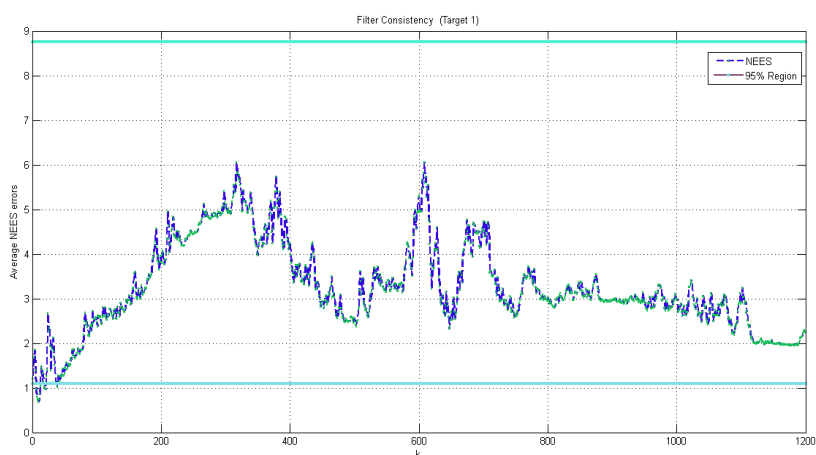
داده شده است. فیلتر از زمان ۳۰۰ تا ۵۰۰ پایدار شده و در ثانیه ۶۰۰ به طور کامل به جواب همگرا شده است. منحنی محاسبه مربع خطای تخمین حالت نرمال شده به صورت خارج خط در شکل ۲-۳، مبین تحقق شرط سازگاری فیلتر است.



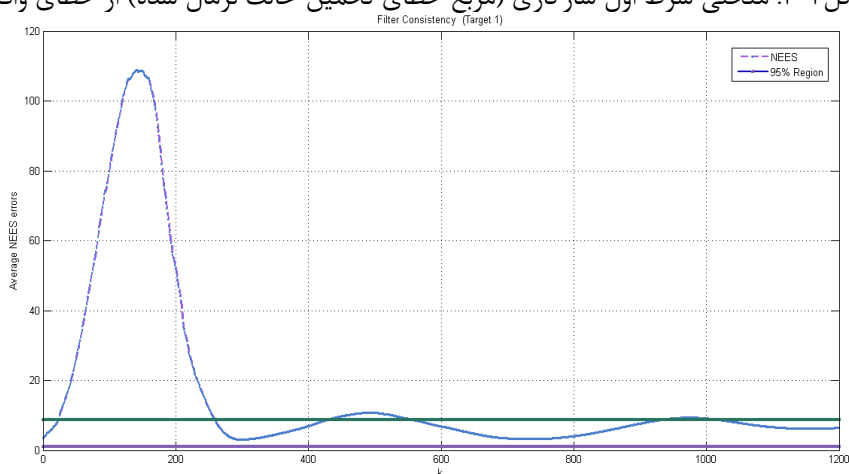
شکل ۲-۱: سناریوی ردگیری و مانور ناظر در مسئله ردگیری سمت به تنهایی



شکل ۲-۲: همگرایی فیلتر و اختلاف کرامر رانو از کواریانس خطا

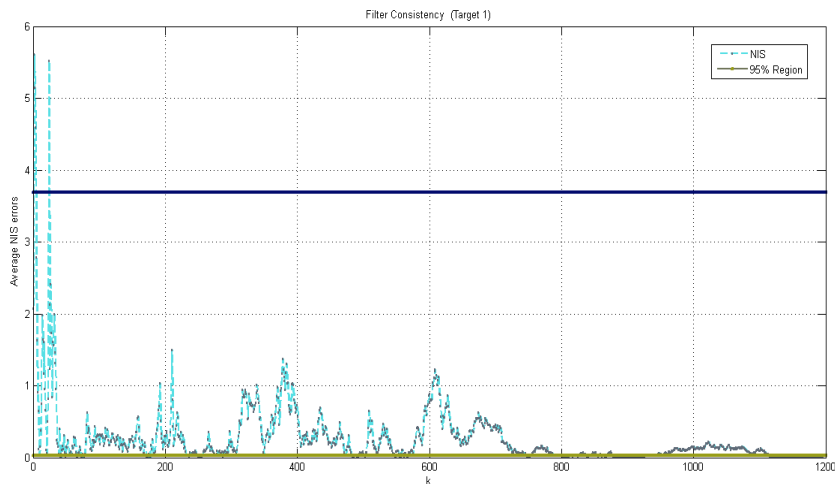


شکل ۲-۳: منحنی شرط اول سازگاری (مربع خطای تخمین حالت نرمال شده) از خطای واقعی

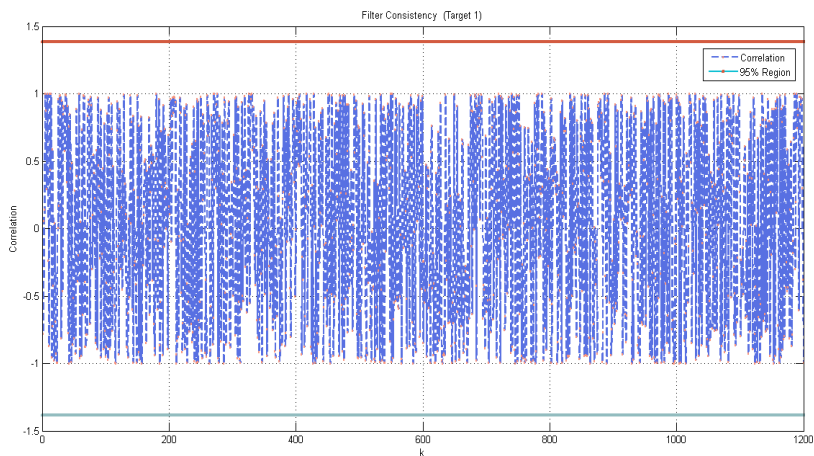


شکل ۲-۴: منحنی شرط اول سازگاری (مربع خطای تخمین حالت نرمال شده) به صورت روی خط

این موضوع در محاسبات شرط اول سازگاری به روش پیشنهادی در شکل ۲-۴ رسم است. از ثانیه ۶۰۰ شرط سازگاری در باند خطای مجاز قرار گرفته است. در صورتی که در زمان های قبل از آن هیچ گونه اظهارنظری نمی توان داشت. لذا می توان از این منحنی جهت تشخیص زمان همگرایی فیلتر استفاده نمود. شرط ۲ و ۳ سازگاری روابط (۲-۴۱) تا (۲-۴۳) در شکل ۲-۵ و ۲-۶ حاکی از وضعیت مناسب فیلتر است.



شکل ۲-۵: بررسی شرط دوم سازگاری فیلتر (مربع نوآوری‌های نرمال شده)



شکل ۲-۶: بررسی شرط سوم سازگاری (فیلتر همبستگی خودکار)

در این بخش یک روش توسعه‌یافته جهت محاسبه معیار اول سازگاری به روش روی خط ارائه شد و به‌عنوان ابزاری برای اطمینان از همگرایی اولیه هدف مورد استفاده قرار گرفت. این پیشنهاد می‌تواند برای تشخیص زمان همگرایی فیلتر و تنظیم فیلترهای بازگشتی در مسئله ردگیری تنها سمت استفاده گردد. با استفاده از این ابزار فیلتر را به نحوی تنظیم نمود که کواریانس خطای ردگیری مناسب باشد. در این صورت می‌توان یک الگوریتم تطبیقی برای تنظیم فیلتر در جهت بهترین عملکرد در سناریوهای مختلف ردگیری ارائه داد که موضوع برای تحقیقات بعدی توصیه می‌گردد.

فصل ۳

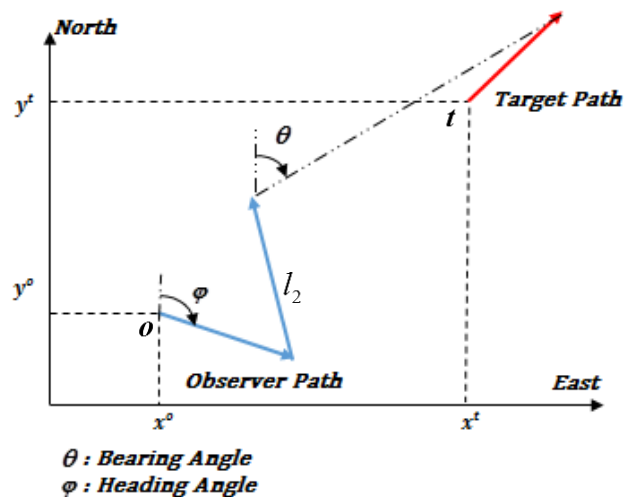
مدل سازی مسئله ردگیری سمت به

تنهایی

بیشتر کارهای ارائه شده در مسئله ردگیری سمت به تنهایی برای اهداف بدون مانور ارائه شده است در این بخش مسئله ردگیری سمت به تنهایی معرفی شده و انواع مدل سازی برای اهداف با سرعت ثابت و دارای مانور می گردد. بهره گیری از انواع مدل های ترکیبی چند مدله استاتیکی جهت بهبود عملکرد فیلترهای غیرخطی از روش های رایج مراجع اصلی مسئله ردگیری سمت به تنهایی می باشد.

۱-۳ تعاریف و مدل سازی مسئله ردگیری سمت به تنهایی

هندسه دوبعدی مسئله ردگیری سمت به تنهایی برای حرکت ناظر در دو ساق (l_1 و l_2)، در شکل ۱-۳ نمایش داده شده است. زاویه سمت در جهت عقربه های ساعت نسبت به شمال و هدف، با سرعت تقریباً ثابت بدون مانور فرض شده است.



شکل ۱-۳: هندسه دوبعدی مسئله ردگیری سمت به تنهایی

بر اساس قوانین حاکم بر حرکت هدف، بسته به ابعاد فضای ردگیری، دستگاه مختصات و مانور هدف، ساختارهای متفاوتی برای مدل سازی طرح شده است [۲۰]. مسئله عمومی ردگیری سمت به تنهایی تخمین مسیر حرکت هدف t (سرعت و موقعیت هدف) با اندازه گیری داده حساسه اندازه گیری سمت هدف θ آغشته به نویز؛ توسط یک ناظر o (حامل حساسه) تعریف می شود. در مراجع مختلف مدل سازی این مسئله در هر دو دستگاه های قطبی و کارتزین بررسی شده و لیکن به دلیل سادگی

محاسبات و عملکرد بهتر مختصات استفاده از دستگاه مختصات کارتزین به طور عمده پیشنهاد شده است [۵]. در مدل سازی ردگیری هدف، باید شرایط ردگیری با توجه به ثابت یا شتابدار بودن سرعت حرکت و همچنین نامعلوم بودن برخی پارامترها از جمله فاصله اولیه هدف در نظر گرفته شود. در غیر این صورت ردگیری هدف کیفیت متفاوتی خواهد داشت. برای حل این معضل در سال ۱۹۸۸ روش چند مدلی استاتیکی ارائه شد که برای هر مدل فیلتر جداگانه‌ای با وزن مؤثر در تخمین هدف فرض شده و ردیابی حرکت هدف به صورت مدل‌های ترکیبی^۱ در نظر گرفته می‌شود و اثرات برهم‌کنشی مدل‌ها در مانورهای مختلف حرکت هدف لحاظ می‌گردد [۴۱]. در نهایت تخمین حالت هدف از جمع وزن‌دار این خروجی‌ها به دست می‌آید. می‌توان گفت که روش چند مدله تعاملی یکی از مؤثرترین روش‌ها برای تخمین حالت سامانه‌های ترکیبی است. برای مدل‌سازی حرکت یک هدف با سرعت ثابت دو روش در مراجع بکار می‌رود.

۱- ابتدا مدل حرکت به صورت پیوسته فرض شود و سپس مدل گسسته محاسبه گردد.

۲- مدل گسسته هدف به طور مستقیم محاسبه می‌شود.

تفاوت این دو روش در شیوه انتخاب نویز حرکتی است. در روش اول نویز حرکتی به صورت شتاب نویزی پیوسته در زمان فرض می‌شود. اما در روش دوم نویز در زمان نمونه‌برداری ثابت فرض می‌شود [۴۱]. در این رساله به دلیل کند بودن سرعت‌اهداف دریایی، در فاصله نمونه‌برداری، دینامیک حرکت هدف و حامل ثابت فرض می‌گردد. مدل‌سازی مسئله ردگیری سمت به تنهایی در این رساله برای سادگی روابط، با بردار نسبی حرکت هدف ξ_k^t از بردار حالت هدف ξ_k^t و بردار حالت ناظر ξ_k^o ، به صورت گسسته در مختصات کارتزین انجام شده است.

$$\begin{aligned}\xi_k &= \xi_k^t - \xi_k^o = [x_k \quad \dot{x}_k \quad y_k \quad \dot{y}_k]^T \\ \xi_k^t &= [x_k^t \quad \dot{x}_k^t \quad y_k^t \quad \dot{y}_k^t]^T \\ \xi_k^o &= [x_k^o \quad \dot{x}_k^o \quad y_k^o \quad \dot{y}_k^o]^T\end{aligned}\tag{۱-۳}$$

^۱ Hybrid

۲-۳ مدل تابع اندازه‌گیری ردگیری سمت به تنهایی

معادلات دنباله اندازه‌گیری $Z_k = \{Z_{k-1}, Z_k\}$ زاویه خط دید هدف نسبت به شمال جغرافیایی برابر θ_k در مسئله ردگیری سمت به تنهایی به شکل رابطه ذیل می‌باشند:

$$\begin{aligned} z_{k+1} &= h(\xi_k) + v_k \\ h(\xi_k) &= \arctan\left(\frac{x_k}{y_k}\right) \\ \angle \theta_k &= \arctan \frac{x_k^t - x_k^o}{y_k^t - y_k^o} + v_{\theta,k} \end{aligned} \quad (2-3)$$

v_k نویز اندازه‌گیری با توزیع مستقل و یکسان و کواریانس $R_k = \text{cov}(v_{\theta,k})$ است. اندازه‌گیری زاویه بین هدف و مشاهده‌گر در گام زمانی k در بازه‌ی $[-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}]$ و برحسب رادیان فرض می‌شود. در محیط واقعی اندازه‌گیری توأم با نویز جمع شونده، مستقل از نویز دینامیک حرکت به معادله اندازه‌گیری اضافه می‌شود. معادلات خطی دینامیک هدف (حرکت نسبی) در حالت گسسته به شکل رابطه (۳-۳) از مرجع [۴۰] و برای معادلات اندازه‌گیری به صورت ذیل در نظر گرفته شده است [۴۲].

$$\xi_{k+1}^j = \Phi_k^j \xi_k^j + \mathbf{B}_k^j u_k^j + \Gamma_k^j w_k^j \quad (3-3)$$

به طوری که $j \in \{1, \dots, n\}$ بیان‌گر مدل j ، تعداد مدل‌های ممکن، k اندیس زمان، ξ_k^j بردار نسبی حالت هدف، Φ_k^j ماتریس انتقال حالت، \mathbf{B}_k^j دامنه ورودی u_k^j ، $r_k^j = \sqrt{(x_k^j)^2 + (y_k^j)^2}$ فاصله هدف، Γ_k^j دامنه ورودی بردار نویز فرآیند گوسی (شتاب نامعلوم هدف به صورت نویز مدل شده است) $w_k^j = [w_{k,x}^j, w_{k,y}^j]^T$ نویز حالت با کواریانس $\sigma_x^2 = E[w_{k,x} w_{k,x}^T]$ ، $\sigma_y^2 = E[w_{k,y} w_{k,y}^T]$ ، Z_k زاویه اندازه‌گیری، H_k^j ماتریس اندازه‌گیری، v_k^j نویز زاویه اندازه‌گیری گوسی با کواریانس σ_θ^2 است.

۳-۳ معادلات دینامیک هدف در حالت گسسته

۱-۳-۳ مدل سازی ساختار ثابت هدف با سرعت ثابت^۱

مدل سازی هدف در حالت بدون مانور، با فرض سرعت و شتاب ثابت معلوم^۲، با نویز جمع شونده ثابت با ماتریس کواریانس نویز حالت برابر \mathbf{Q} در هر گام زمانی برابر T به شکل رابطه (۳-۴) است.

$$\xi = [x \quad \dot{x} \quad y \quad \dot{y}]^T, \quad \Phi = \text{diag}[\mathbf{A}, \mathbf{A}], \quad \Gamma = \mathbf{B} = \text{diag}[G, G], \quad u_j \triangleq [0, 0]^T,$$

$$\mathbf{A} \triangleq \begin{bmatrix} 1 & T \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad G \triangleq \begin{bmatrix} \frac{T^2}{2} \\ T \end{bmatrix}, \quad v_k \sim N[0, R], \quad w_k \sim N[0, Q], \quad \begin{cases} U = 0 \rightarrow \text{CV} \\ U \neq 0 \rightarrow \text{KCA} \end{cases}$$

$$\hat{\mathbf{F}} = \begin{pmatrix} 1 & T & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

(۳-۴)

$$\hat{\mathbf{H}}_k = \begin{bmatrix} \hat{y}_{k+1} / \hat{r}_{k+1}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\hat{x}_{k+1} / \hat{r}_{k+1}^2 & 0 \end{bmatrix} \text{ or } \hat{\mathbf{H}}_k = \begin{bmatrix} \cos\theta_k / \hat{r}_{k+1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\sin\theta_k / \hat{r}_{k+1} & 0 \end{bmatrix}$$

$$\xi_{k+1} = \begin{pmatrix} 1 & T & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} (\xi_k + \xi_k^o) + \begin{bmatrix} \frac{T^2}{2} & 0 \\ T & 0 \\ 0 & \frac{T^2}{2} \\ 0 & T \end{bmatrix} U_k + \begin{bmatrix} \frac{T^2}{2} & 0 \\ T & 0 \\ 0 & \frac{T^2}{2} \\ 0 & T \end{bmatrix} w_k - \xi_{k+1}^o$$

¹ Constant Velocity

² Known Constant acceleration (KCA)

$$\mathbf{Q} = E\{\Gamma w_k w_k^T \Gamma^T\} = \text{cov}(\Gamma w_k) =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{4}T^4\sigma_x^2 & \frac{1}{2}T^2\sigma_x^2 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2}T^2\sigma_x^2 & T^2\sigma_x^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{4}T^4\sigma_y^2 & \frac{1}{2}T^2\sigma_y^2 \\ 0 & 0 & \frac{1}{2}T^2\sigma_y^2 & T^2\sigma_y^2 \end{bmatrix} \quad (5-3)$$

۳-۳-۲ مدل سازی ساختار ثابت هدف با شتاب ثابت نامعلوم^۱

مدل سازی اهداف دارای مانور با سرعت ثابت در مسئله ردگیری سمت به تنهایی در سال ۱۹۶۷ انجام شده است [۴۳]. مدل سازی شتاب ثابت نامعلوم با فرآیند وینر با اضافه شدن عنصر شتاب به بردار حالت به شکل رابطه (۳-۶) است [۴۴-۴۵]. که \ddot{x} و \ddot{y} شتاب نسبی هدف در راستای افق و عمود است. در این حالت نامعینی یا نویز فرایند برای شتاب ظاهر می شود.

$$\xi = [x \quad \dot{x} \quad \ddot{x} \quad y \quad \dot{y} \quad \ddot{y}]^T, \mathbf{u}_j \triangleq [0, 0]^T, \mathbf{\Phi} = \text{diag}[\mathbf{A}, \mathbf{A}], \mathbf{\Gamma} = \text{diag}[G, G]$$

$$\mathbf{A} \triangleq \begin{bmatrix} 1 & T & T^2/2 \\ 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \mathbf{G} \triangleq \begin{bmatrix} T^3/6 \\ T^2/2 \\ T \end{bmatrix}, \hat{\mathbf{H}}_k = \begin{bmatrix} \cos\theta_k / \hat{r}_{k+1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\sin\theta_k / \hat{r}_{k+1} & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\hat{\mathbf{F}} = \mathbf{\Phi} = \begin{pmatrix} 1 & T & \frac{1}{2}T^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & T & \frac{1}{2}T^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, w_k \sim \mathcal{N}[0, \mathbf{Q}], v_k \sim \mathcal{N}[0, \mathbf{R}] \quad (6-3)$$

¹ Constant Acceleration (CA)

$$\xi_{k+1} = \begin{pmatrix} 1 & T & \frac{1}{2}T^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & T & \frac{1}{2}T^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} (\xi_k + \xi_k^o) + \begin{pmatrix} \frac{1}{2}T^2 & 0 \\ T & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2}T^2 \\ 0 & T \\ 0 & 1 \end{pmatrix} w_k - \xi_{k+1}^o \quad (7-3)$$

به طور مشابه کواریانس مدل نیز به شکل ذیل محاسبه می شود.

$$Q_a = E\{\Gamma w_k w_k^T \Gamma^T\} = \begin{pmatrix} \frac{T^4}{4}\sigma_x^2 & \frac{T^3}{2}\sigma_x^2 & \frac{T^2}{2}\sigma_x^2 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{T^3}{2}\sigma_x^2 & T^2\sigma_x^2 & T\sigma_x^2 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{T^2}{2}\sigma_x^2 & T\sigma_x^2 & \sigma_x^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{T^4}{4}\sigma_y^2 & \frac{T^3}{2}\sigma_y^2 & \frac{T^2}{2}\sigma_y^2 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{T^3}{2}\sigma_y^2 & \frac{T^4}{4}\sigma_y^2 & T\sigma_y^2 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{T^2}{2}\sigma_y^2 & T\sigma_y^2 & \sigma_y^2 \end{pmatrix} \quad (8-3)$$

۳-۳-۳ مدل سازی ساختار متغیر هدف با مانور چرخش ثابت^۱

اهداف با مانور بالا در هر گام از نمونه برداری، مشابه یکی از سه مدل ذیل رفتار می کند.

۱- مدل حرکت سرعت ثابت

۲- مدل چرخش ثابت در جهت ساعت گرد با نرخ چرخش Ω

۳- مدل چرخش ثابت پاد ساعت گرد

لذا برای r_k مدل متغیر $j=\{1,2,3\}$ در بازه زمانی $\{k-1,k\}$ مدل دینامیکی هدف مطابق مرجع [۴۴]

ترکیبی از هر سه مدل فرض می گردد.

¹ Constant Turn/ Coordinate Turn (CT)

$$\xi = [x \quad \dot{x} \quad y \quad \dot{y}]^T, \quad \Gamma_k^j = \mathbf{B}_k^j = \text{diag}[G, G]$$

$$G \triangleq \begin{bmatrix} \frac{T^2}{2} \\ T \end{bmatrix}, \quad w_{x,y} \sim \mathcal{N}[0, Q], \quad v_k \sim \mathcal{N}[0, R]$$

$$\Gamma_k^j = \mathbf{I}, \quad w_k^j = [w_x, w_y]^T$$

$$\Phi^{j=1}(x_k) = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 & 0 \\ 0 & 1 & T & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Phi^{j=2,3}(x_k) = \begin{bmatrix} 1 & \frac{\sin(\Omega_k^j T)}{\Omega_k^j} & 0 & -\frac{1-\cos(\Omega_k^j T)}{\Omega_k^j} \\ 0 & \cos(\Omega_k^j T) & 0 & -\sin(\Omega_k^j T) \\ 0 & \frac{1-\cos(\Omega_k^j T)}{\Omega_k^j} & 1 & \frac{\sin(\Omega_k^j T)}{\Omega_k^j} \\ 0 & \sin(\Omega_k^j T) & 0 & \cos(\Omega_k^j T) \end{bmatrix} \quad (9-3)$$

$$\Omega_k^{j=2} = \frac{a_m}{\sqrt{(\dot{x}_k + \dot{x}_k^o)^2 + (\dot{y}_k + \dot{y}_k^o)^2}}, \quad \Omega_k^{j=3} = \frac{-a_m}{\sqrt{(\dot{x}_k + \dot{x}_k^o)^2 + (\dot{y}_k + \dot{y}_k^o)^2}} \quad (10-3)$$

بنابراین تابع حالت برای مدل سرعت ثابت مطابق معادلات (۳-۹) برابر $\Phi^{j=1}$ و در صورت معلوم بودن چرخش Ω ، تابع حالت مدل چرخش ثابت معلوم^۱ برابر $\Phi^{j=2,3}$ است. در این روابط a_m شتاب مانور هدف است که با روابط ۳-۱۰ به نرخ زاویه‌ای چرخش Ω مرتبط می‌گردد.

در صورتی که نرخ چرخش نامعلوم باشد مدل‌سازی وینر به شکل معادلات (۳-۱۱) و تخمین تابع حالت به شکل روابط (۳-۱۲) انجام می‌پذیرد.

^۱ Known constant Teum (KCT)

$$\xi = [x \quad \dot{x} \quad y \quad \dot{y} \quad \Omega]^T \quad B_k^j u_k = 0, \quad \Gamma_k^j = \mathbf{I},$$

$$\Phi^{j=1} = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Phi^{j=2,3} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 0 & -\frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 0 \\ 0 & \cos(\Omega_{k-1}^j T) & 0 & -\sin(\Omega_{k-1}^j T) & 0 \\ 0 & \frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 1 & \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 0 \\ 0 & \sin(\Omega_{k-1}^j T) & 0 & \cos(\Omega_{k-1}^j T) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (11-3)$$

$$\hat{\Phi}^{j=1} = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \hat{\Phi}^{j=2,3} = \begin{bmatrix} 1 & \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 0 & -\frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & f_1 \\ 0 & \cos(\Omega_{k-1}^j T) & 0 & -\sin(\Omega_{k-1}^j T) & f_2 \\ 0 & \frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & 1 & \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} & f_3 \\ 0 & \sin(\Omega_{k-1}^j T) & 0 & \cos(\Omega_{k-1}^j T) & f_4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (12-3)$$

$$f_1 = T\hat{x} \frac{\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} - \hat{x} \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^{j-2}} - T\hat{y} \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} + \hat{y} \frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^{j-2}}$$

$$f_2 = -T\hat{x} \sin(\Omega_{k-1}^j T) - T\hat{y} \cos(\Omega_{k-1}^j T)$$

$$f_3 = T\hat{x} \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} - \hat{x} \frac{1-\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^{j-2}} + T\hat{y} \frac{\cos(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^j} - \hat{y} \frac{\sin(\Omega_{k-1}^j T)}{\Omega_{k-1}^{j-2}}$$

$$f_4 = -T\hat{x} \cos(\Omega_{k-1}^j T) - T\hat{y} \sin(\Omega_{k-1}^j T)$$

طراحی مسیر بهینه حرکت ناظر، یک مسئله بهینه‌سازی با شرایط و محدودیت مسیر، تغییر سرعت و شتاب حرکت است که در مسائل واقعی، با بیشینه سرعت و تغییر در جهت حرکت محقق می‌گردد. به دلیل جامعیت این مدل‌سازی برای ردگیری غیرخطی و دارای مانور، در فصل ۵ جهت محاسبه مسیر رویت‌گر بهینه ناظر از این مدل‌سازی استفاده شده است. متغیر ورودی کنترل مسیر زاویه سمت حرکت ناظر/هدینگ^۱ نسبت به شمال، برابر با زاویه ϕ_k در شکل (۱-۳) نشان داده شده و حرکت ناظر به صورت

^۱ Heading

روابط ذیل مدل می شود. ورودی کنترل مسیر بهینه و یا زاویه هدینگ در هر بار نمونه برداری k در T ثانیه می تواند در محدوده زاویه مجاز ناظر تغییر کند.

$$\xi_k^s = [x_k^s \ y_k^s \ v^s]^T$$

$$\xi_{k+1}^s = L(\varphi_k) \xi_k^s \quad (13-3)$$

$$L(\varphi_k) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & T \sin(\varphi_k) \\ 0 & 1 & T \cos(\varphi_k) \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

مسئله ردگیری سمت به تنهایی اهداف متحرک به جهت تابع اندازه گیری (۲-۳) به صورت غیرخطی به بردار حالت مرتبط شده است و خطی سازی آن موجب بایاس فیلتر می گردد. الزام مانور رویت پذیر ناظر، نامعلوم بودن شرایط اولیه و مسیر آتی هدف، غیرخطی بودن این مسئله بیزین را تقویت می نماید. بنابراین برای ردگیری اهداف با مانور از ترکیب و رله مدل های چرخش ثابت و یا شتاب ثابت بهره گیری شده است [۴۰].

۳-۴ مدل های چندگانه و معادلات حالت

در این گونه روش ها- که در فیلترهای چند مدله استاتیکی رایج است؛ معادله حالت از ترکیب معادله حرکت هدف و مدل اندازه گیری به دست می آید.

۳-۴-۱ پارامتری کردن برد^۱ در مدل های چندگانه

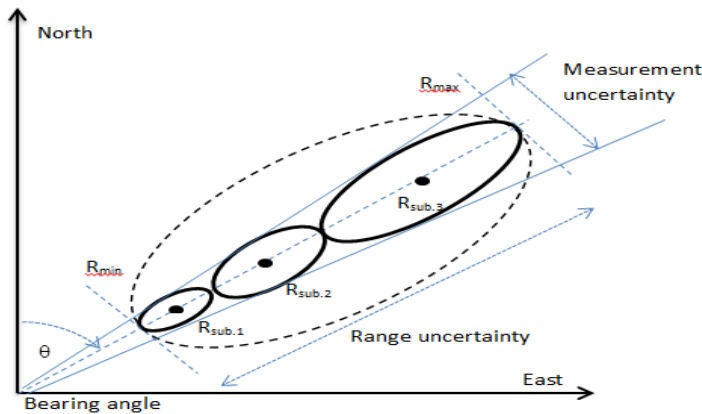
اندازه گیری سمت هدف، اطلاعاتی را برای محاسبه فاصله تا هدف فراهم نمی کند. این ابهام از پارامتر فاصله در ادبیات مسئله ردگیری سمت به تنهایی با رویکرد مدل های چندمدله رفع می شود. ایده نمایش ترکیب گوسی^۲ بجای یک مدل گوسی در عدم قطعیت تنظیم اولیه فاصله نتایج بهتری را خواهد داشت. این نوع ترکیب داده از احتمال نسبی در بازه ای از برد، تعریف می گردد. جمع وزنی از

¹ Range parameterized

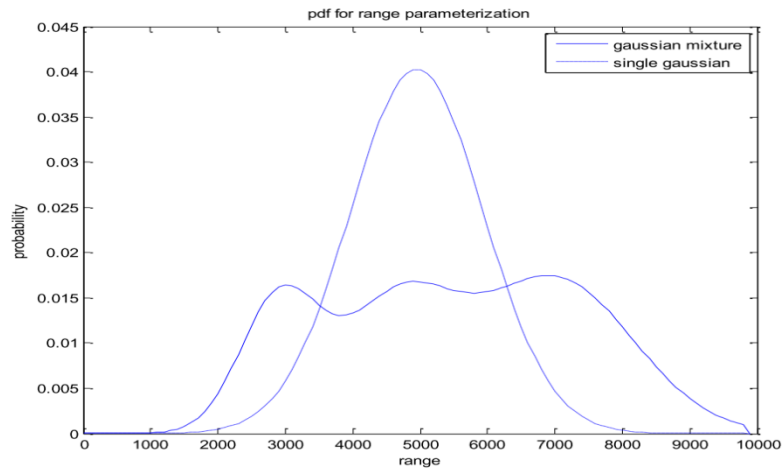
² Gaussian mixture(GM)

تخمین حالات و ماتریس‌های کواریانس به صورت توابع احتمالی فرض می‌گردد. در این روش ترکیبی، برای هر فیلتر تنظیم اولیه متفاوتی در نظر گرفته می‌شود. تعداد فیلترهای ترکیب شده ثابت است و هر احتمال فرض شده یک جزء از فیلتر ترکیبی را تشکیل می‌دهد که در تخمین گر می‌توان هر جزء را با یک فیلتر فیلتر توسعه یافته کالمن بازنویسی نمود. نتایج پارامتری کردن برد در مرجع [۴۶] به شرح ذیل آمده است:

۱. جهت نمایش نامعینی شرایط اولیه (موقعیت هدف)، بخش‌بندی واقعی محدوده جواب نسبت به فرض یک مدل بیضیگون مناسب‌تر است.
۲. تنظیم اولیه توزیع احتمال برد می‌تواند یکنواخت و یا دلخواه در نظر گرفته شود.
۳. اثرات غیرخطی بودن بر همه مدل‌های جزئی یکسان است.
۴. مشکلات عددی تبدیل بیضیگون با کاهش تعداد فرض‌های نامعتبر کاهش می‌یابد.
۵. در دستگاه مختصات کارترین، بردار حالات و کواریانس آن به آسانی محاسبه می‌شوند.



شکل ۲-۳: ترکیب بیضی‌های عدم قطعیت یکنواخت بیضی‌گون گوسی (تبدیل بیضی نقطه‌چین به سه بیضی‌گون)



شکل ۳-۳: تابع چگالی احتمال ترکیب گوسی برای پارامتری کردن برد

در سه بخش شکل ۳-۲ با تقریب یکنواخت توزیع فاصله هدف قالب بر PDF یک سیگنال گوسی

بر اساس روش پارامتری کردن برد در مرجع [۴۶]، فیلتر یکپارچه ساز ردگیری های جزئی از اندازه گیری های گوسی ترکیب شده^۱ ارائه شده است [۴۷]. در این روش فرض شده است برد واقعی (اندازه گیری نشده) در یکی از بازه های جزئی برد، متناسب با زاویه سمت اندازه گیری شده وجود دارد و در هر بار اندازه گیری زاویه سمت با آن برد پارامتری شده پردازش می گردد.

در مرجع [۴۷] با ارائه روش ترکیب گوسی بر اندازه گیری و تخمین گر ردگیر، نیاز به ردگیری غیرخطی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی مرتفع شده است. در فیلترهای ترکیب گوسی، با اجرای طرح هرس داده و ردگیری اضافی، تعداد اجزای فیلتر کاهش می یابد. در این روش، تعامل بین تعداد اجزای ردگیر و کیفیت ردگیری صورت پذیرد.

۳-۴-۲ الگوریتم پارامتری کردن برد در تخمین چند مدله

فرض کنید که تنظیم فاصله اولیه هدف در محدوده برد (R_{min}, R_{max}) با شد. $L_{sub,i}$ و $R_{sub,i}$ را به عنوان طول و متوسط فاصله زیر محدوده i در تنظیم مقدار اولیه و N_H تعداد زیر فاصله ها با شد. به منظور

^۱ Gaussian Mixture Measurement-Integrated Track Splitting (GMM-ITS)

فراهم کردن عملکرد قابل مقایسه برای تمامی N_H تعداد فیلتر، مطلوب است که بازه برد (R_{min}, R_{max}) به قسمت‌های کوچک‌تر تقسیم شوند تا ضریب نسبت C_R برای هر زیر بازه یکسان باشد [۲۹].

$$\frac{L_{sub,i}}{R_{sub,i}} = \frac{dR_{sub,i}}{R_{sub,i}} = C_R, \quad i=1, \dots, N \quad (14-3)$$

چون C_R ثابت است انحراف فاصله از نامعینی موقعیت در هر محدوده فاصله ثابت است. اگر ρ نسبت مشترک باشد، رابطه زیر برقرار است:

$$R_{max} = R_{min} \rho^{N_f} \quad (15-3)$$

در نتیجه ρ بدین شکل محاسبه می‌شود:

$$\rho = \left(\frac{R_{max}}{R_{min}} \right)^{1/N_H} \therefore \rightarrow C_R = 2 \frac{\rho - 1}{\rho + 1} \quad (16-3)$$

این ضریب برای محاسبه توالی هندسی جهت یافتن زیر فاصله R_i استفاده می‌شود.

$$\rho = \left(\frac{R_{i+1}}{R_i} \right) \quad i=1 \dots N_H, \text{ starting from } R_1 = R_{min} \quad (17-3)$$

$$L_{sub,i} = R_{i+1} - R_i, \quad \sigma_r \sim L_{sub,i}$$

$$R_{sub,i} = 0.5(R_{i+1} + R_i)$$

هر زیر فاصله به شکل بیضیگون با کواریانس σ_r نمایش داده شده که برای بروزرسانی ماتریس کواریانس تخمین \mathbf{P}_i در اندازه‌گیری i ام استفاده می‌شود. این مقدار به اندازه‌گیری زاویه سمت هدف θ و انحراف استاندارد σ_θ بستگی دارد.

$$\mathbf{P}_i = \begin{bmatrix} U \begin{bmatrix} (L_{sub,i}/2)^2 & 0 \\ 0 & (R_{sub,i} \sigma_\theta)^2 \end{bmatrix} U^T & 0_{2,2} \\ 0_{2,2} & \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \end{bmatrix}, \quad U = \begin{bmatrix} \cos(\theta) & -\sin(\theta) \\ \sin(\theta) & \cos(\theta) \end{bmatrix} \quad (18-3)$$

لذا می‌توان کواریانس هر محدوده را به شکل ذیل محاسبه کرد:

$$\begin{aligned}
\mathbf{P}_{xx} &= R_{sub,i}^2 \sigma_{\theta}^2 \cos^2 \theta + \sigma_r^2 \sin^2 \theta \\
\mathbf{P}_{yy} &= R_{sub,i}^2 \sigma_{\theta}^2 \sin^2 \theta + \sigma_r^2 \cos^2 \theta \\
\mathbf{P}_{xy} = \mathbf{P}_{yx} &= (\sigma_r^2 - R_{sub,i}^2 \sigma_{\theta}^2) \sin \theta \cos \theta
\end{aligned} \tag{۱۹-۳}$$

برای تعیین وزن مرتبط با هر بازه، در هر مرحله تخمین از احتمال با توزیع یکنواخت استفاده می شود. با توجه به اینکه اطلاعی از فاصله هدف، در مسئله ردگیری سمت به تنهایی وجود ندارد، احتمالات مرتبط در زمان k و بازه i ، با رابطه $Prob(i, k)$ را می توان مطابق قانون بیز^۱ به صورت بازگشتی محاسبه نمود.

$$Pr(i, k) = \frac{Prob(\theta(k) | i) Prob(i, k-1)}{\sum_{j=1}^{N_f} Prob(\theta(k) | j) Prob(j, k-1)} \tag{۲۰-۳}$$

برای محاسبه احتمال گوسی $Prob(\theta(k) | i)$ ، از اندازه گیری $\theta(k)$ هدف بازه i ام داریم:

$$Pr(\theta(k) | i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\theta(k) - \hat{\theta}(k, i | k-1)}{\sigma} \right)^2 \right] \tag{۲۱-۳}$$

زاویه پیش بینی شده در زمان k برای فیلتر i و σ^2 واریانس تخمین سمت است.

$$\sigma^2 = H(k) P(k | k-1) H(k)^T + \sigma_{\theta}^2(k) \tag{۲۲-۳}$$

$H(\cdot)$ ماتریس اندازه گیری خطی شده و $\sigma_{\theta}^2(k)$ واریانس زاویه اندازه گیری است. با فرض اینکه

حالت تخمین $\hat{\xi}(k, i | k)$ معادل تخمین حالت و $P(k, i | k)$ ماتریس کواریانس فیلتر i باشد، برای محاسبه تخمین

حالت $\hat{\xi}_k$ و کواریانس تخمین $P(k | k)$ با برد پارامتری شده داریم [۴۶]:

$$\hat{\xi}_k = \sum_{i=1}^{N_f} Prob(i | k) \hat{\xi}(k, i | k) \tag{۲۳-۳}$$

¹Bayes' rule

$$P(k|k) = \sum_{i=1}^{N_f} \text{Prob}(i, k) \left[P(k, i|k) + \left(\hat{\xi}(k, i|k) - \hat{\xi}(k|k) \right) \left(\hat{\xi}(k, i|k) - \hat{\xi}(k|k) \right)^T \right] \quad (24-3)$$

ردگیری با برد پارامتری شده توسط N_f فیلترکالمن توسعه یافته مستقل - که هر کدام دارای ضریب تغییر بسیار کوچک تری نسبت به یک فیلترکالمن توسعه یافته دارند؛ مناسب تر است. این بهبود به قیمت N_f برابر افزایش در محاسبات به دست می آید؛ اگرچه می توان زیر بازه های با وزن کاهش یافته از یک آستانه را بدون از دست دادن دقت مجموع از فرآیند پردازش ردگیری حذف نمود.

۳-۴-۳ مدل های تعاملی چندگانه برای ردگیری سمت به تنهایی اهداف با مانور

ردگیری اهداف با مانور، حتی اگر هدف مشاهده پذیر باشد دشوار است و آشکارسازی مانور و مدل سازی آن با اهمیت است. روش تخمین چندمدلی یک روش کارآمد با حجم محاسبات پایین است. در مسئله ردگیری سمت به تنهایی هنگامی که هدف مانور می کند مدل ردگیری غیرقابل مشاهده می شود. در تخمین چندمدلی سه اصل اساسی انتخاب مجموعه ای از مدل های ممکن، تخمین هر مدل با استفاده از یک فیلتر، تخمین نهایی بر اساس نتایج همه ی فیلترها رعایت می گردد. برای الگوریتم های تخمین چندمدلی سه سبک مدل سازی شامل: چندمدلی خودگردان^۱، چندمدلی تعاملی^۲، چندمدلی ساختار متغیر^۳ وجود دارد [۴۵]. در مدل سازی روش چند مدلی خودگردان هر المان فیلتر به صورت مستقل و جداگانه عمل می کنند، این روش در ردگیری اهداف کاربرد دارند [۴۸]. در مدل سازی ساختار متغیر تنها از زنجیره مارکوف مرتبه اول استفاده می شود [۴۷-۴۹].

در الگوریتم های روش چندمدلی تعاملی ابتدا روش های تعمیم یافته شبه بیزین، الگوریتم های چندمدلی تعاملی و فیلترهای ذره ای چندمدلی تعاملی^۴ مورد مطالعه قرار گرفته اند [۴۵]. البته روش چندمدلی

¹ Autonomous MM

² Cooperating MM

³ Variable-Structure MM (VSMM)

⁴ IMM Particle Filter

تعاملی به‌طور وسیع مورد استفاده بوده است. تفاوت‌ها در الگوریتم‌های این سبک در نحوه ترکیب داده، حجم اطلاعات حالت هدف و اثر احتمال انتقال است. در روش چندمدلی تعاملی در ردگیری اهدافی که از مانور متغیر و یا از الگوی حرکتی خاصی تبعیت می‌کنند از مارکوف مرحله دوم^۱ نیز استفاده شده است. حتی در صورتی که ناظر مانور انجام دهد ممکن است برای رویت‌پذیری یک هدف با نرخ چرخش بالا مدل چرخش یکنواخت کافی نباشد. بنابراین انتخاب مدل برای آنالیز حرکتی هدف با مانور مهم است. در این روش محاسبه تک‌مرحله‌ای ماتریس احتمال انتقال اهمیت دارد که به دو دسته روی خط و خارج خط دسته‌بندی می‌شوند. البته ترکیب روش خارج خط و روی خط با بهره‌گیری از اطلاعات قبلی و تطبیق بر اطلاعات جدید، جذابیت بیشتری دارد [۴۵]. زنجیره مارکوف مرحله اول^۲ به‌طور گسترده در توصیف فرآیندهای دینامیکی خاصه در الگوریتم‌های روش چند مدله تعاملی و چند مدله ساختار متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرند. در زنجیره مارکوف مرحله اول فرض می‌کند که مدل فعلی بستگی به مدل گذشته دارد. این فرض همواره توصیفی کاملی نیست. مثلاً زمانی که شتاب حرکت متغیر است (اهداف با مدل حرکت بالستیک) و یا حرکت هدف با الگوی رفتاری و مانور خاصی الگوی رفتاری چند گام قبل و یا پرش مدل را به شیوه‌ای خاص پیروی کند، استفاده از مارکوف مرحله اول بدون استفاده از اطلاعات موجود در سوابق مدل کارآمد نبوده و استفاده از زنجیره مارکوف با مرتبه‌های بالاتر کاربرد توصیه می‌شود [۴۴]. برآورد چندمدله بر اساس زنجیره مارکوف به چند روش پیشنهاد شده است. با گسترش الگوریتم چند مدله تعاملی به مارکوف مرتبه دوم فرایند توصیف شده به‌طور مستقیم یک چند مدله تعاملی مرتبه دوم است. در الگوریتم چند مدله تعاملی مرتبه دوم تخمین وضعیت برای دو دوره اخیر نمونه‌گیری، توسط یک زیر فیلتر تحت هر مدل ممکن محاسبه می‌شود. این الگوریتم‌ها بسیار بزرگ هستند در نتیجه ممکن است در مل غیرقابل اجرا باشند. فیلتر چند مدله تعاملی ساده شده‌ای برای کاهش محاسبات در الگوریتم چند مدله تعاملی مرتبه دوم، در مرجع [۴۰] ارائه شده

¹ Second Order Markov Chain (SOMC)

² First Order Markov Chain (FOMC)

است. تخمین ادغامی از مدل‌های جزئی در روش چند مدله تعاملی به‌خوبی برای سامانه‌های نامشخص و یا زمان متغیر مناسب است. این ایده در مراجع زیادی برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی استفاده شده است [۴۲-۴۴].

۳-۴-۴ مدل‌سازی چند مدله تعاملی

هدف چند مدله تعاملی آشکار سازی مدل رفتاری هدف در محیط واقعی، از مدل‌های ممکن هدف، در هر گام زمانی است؛ بنابراین در الگوریتم‌های چندمدلی بیش از یک مدل برای حرکت هدف انتخاب می‌شود تا امکان انتخاب‌های بیشتری برای انواع مدل‌های حرکتی هدف موجود باشد.

ایده اصلی در الگوریتم‌های چندمدلی بر انتخاب مدل، تخمین دینامیک مدل در هر لحظه با یک فیلتر و تخمین نهایی بر اساس تلفیق مناسب مدل‌ها است. در مسئله ردگیری سمت به تنهایی اطلاعی از ساختار واقعی حرکت هدف وجود ندارد و ممکن است دینامیک هدف دارای مدل‌های متفاوتی باشد. این شرایط عملکرد فیلترها را با خطا و واگرایی منجر می‌نماید. برای حل این مشکل مدل‌های ترکیبی کارایی بالایی دارند. نظر به گستردگی و اهمیت مبحث مدل‌سازی چند مدله تعاملی، اشاره اجمالی مدل‌سازی جهت استفاده از نتایج مقالات در شبیه‌سازی‌های این رساله انجام شده است و موضوع برای ادامه تحقیقات بعدی ردگیری سمت به تنهایی پیشنهاد می‌شود.

انتخاب مدل‌ها در چند مدله تعاملی

یکی از مهم‌ترین بخش‌های الگوریتم چندمدلی چگونگی انتخاب مدل‌هاست و عملکرد الگوریتم را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. بسته به نوع مانور اهداف روش‌های متفاوتی برای انتخاب مدل ارائه شده است که به دو روش کلی تقسیم می‌گردد [۴۴].

- مدل‌سازی با ساختار ثابت

- مدل‌سازی با ساختار متغیر

روش اول: روش چندمدلی با مدل ساختار ثابت با پارامترهای متفاوت: در این روش عمدتاً از مدل‌های چرخش ثابت و یا شتاب ثابت (معلوم/نامعلوم) مشابه معادلات (۳-۴) تا (۳-۷) با پارامترهای متفاوت استفاده می‌شود. این مدل‌سازی در اهداف با شتاب خطی تک‌محوره و یا دومحوره کاربرد دارد. در برخی حالات شتاب هدف افزایشده یا کاهشده و یا با تغییر جهت مدل می‌شود. در مراجع مختلف با توجه به سادگی و پیچیدگی الگوی حرکتی هدف از روش زنجیره مارکوف مرحله اول و یا مرتبه دوم مدل‌سازی‌های مختلفی ارائه شده است. در این رویکرد برای هر حرکت شتابدار، مدلی با شتاب مرتبط فرض می‌شود.

روش دوم: روش چندمدلی با مدل‌های با ساختار متفاوت: این مدل‌سازی برای اهداف با مانورهای بالای دوبعدی کاربرد دارد؛ که مدل‌های ترکیبی با ساختار متغیر معادلات (۳-۹) تا (۳-۱۲) مورد استفاده قرار می‌گیرند. یک رویکرد بسیار معمول مدل‌سازی اهداف با مانور استفاده از مدل چرخش ثابت با نرخ تبدیل برابر ω_T یا کمینه آن است. اگر هدف یک چرخش را با طیف وسیعی از مقادیر ω_T انجام دهد، سرعت چرخش ثابت هدف در هر لحظه، می‌تواند از ترکیبی از سرعت‌های زاویه‌ای $\omega_{T,max}$ و سرعت ثابت (سرعت زاویه‌ای صفر) در تعامل متقابل مدل‌ها محاسبه می‌شود.

محاسبه ماتریس احتمال انتقال مدل‌ها در چند مدله تعاملی

پس از انتخاب ساختار مدل‌ها در فیلترهای چندمدلی، انتخاب و یا محاسبه ماتریس انتقال مدل‌ها اهمیت دارد. با توجه به الزام به کاهش حجم محاسبات، ماتریس احتمال انتقال به شکل رابطه π_{ji} در شرایط سادگی مانور و ابعاد کم چند مدله تعاملی، با فرض به صورت ثابت (معمولاً به صورت آفلاین) مطابق با رابطه (۳-۳۱) محاسبه می‌شود. در شرایط مانور شدید (طولانی) و یا ابعاد بالای چند مدله تعاملی، با فرض زنجیره مارکوف مرتبه دوم به صورت متغیر با رابطه (۳-۳۲) در مراجع مختلف محاسبه شده‌اند. شناسایی مدل چند مدله تعاملی در استفاده از مارکوف مرتبه‌ی دوم، Π مدل حرکتی با نتایج بهتر صورت می‌گیرد [۲۰].

$$\pi_{j|i} = pr\left(m_k^j \mid m_{k-1}^i, Z^{1:k-1}\right), \quad \forall i, j = 1, \dots, M \quad (25-3)$$

$$p_{ij} = pr\{m_k^j \mid m_{k-1}^i\}$$

$\pi_{j|i}$ المان‌های یک ماتریس $\Pi_{M \times M}$ است.

$$\begin{aligned} \pi_{j|i} &= \sum_{l=1}^N p\left(m_k^{(j)} \mid m_{k-1}^{(i)}, m_{k-2}^{(l)}, Z^{1:k-1}\right) p\left(m_{k-2}^{(l)} \mid m_{k-1}^{(i)}, Z^{1:k-1}\right) \\ &= \sum_{l=1}^N \pi_{j|l,i} p\left(m_{k-2}^{(l)} \mid m_{k-1}^{(i)}, Z^{1:k-1}\right) \end{aligned} \quad (26-3)$$

$$p\left(m_{k-2}^{(l)} \mid m_{k-1}^{(i)}, Z^{1:k-1}\right) = \frac{1}{c_{k-1}^i} p\left(z_{k-1} \mid m_{k-1}^{(i)}, m_{k-2}^{(l)}, Z^{1:k-2}\right) \mu_{k-2}^{l|i}$$

$$\pi_{j|l,i} \stackrel{\Delta}{=} pr\left(m_k^{(j)} \mid m_{k-1}^{(i)}, m_{k-2}^{(l)}, Z^{1:k-1}\right), \quad \xrightarrow{l} \xrightarrow{i} \xrightarrow{j}$$

$\pi_{j|l,i}$ المان‌های یک ماتریس انتقال حالت $\Pi_{M \times M \times M}$ است که انتخاب آن به صورت آفلاین و بر اساس

درک و تحلیل اولیه از رفتارهای ممکن برای هدف به دست می‌آید. ترم c_{k-1}^i یک عبارت نرمال‌سازی

است و نحوه محاسبه $\mu_{k-2}^{l|i}$ در ادامه همین بخش، بر اساس الگوریتم چند مدله تعاملی آمده است.

طراحی الگوی حرکتی متناسب با مانور هدف صورت می‌پذیرد. عموماً در مراجع جهت مدل‌سازی

اهداف با پارامترهای نامعین با ابعاد پایین از روش زنجیره مارکوف مرتبه اول و طرح ماتریس ثابت $\pi_{j|i}$

(به صورت خارج خط) و برای ابعاد بالاتر نامعینی از روش زنجیره مارکوف مرتبه دوم و ماتریس متغیر

$\pi_{j|i}$ (اصلاح در هر گام زمانی) و در مدل‌سازی با ساختار متفاوت از هر دو روش استفاده می‌شود.

الف: محاسبه ماتریس احتمال انتقال مدل در مدل‌سازی ساختار متفاوت

در مرجع [۵] در یک مدل‌سازی هدف زنجیره مارکوف مرتبه اول برای مدل‌سازی مانور با ساختار

$$\Pi = \begin{bmatrix} .9 & .05 & .05 \\ .4 & .5 & .1 \\ .4 & .1 & .5 \end{bmatrix} \quad \text{متفاوت سه بعدی } \{m_1: CV, m_2: +CT, m_3: -CT\} \text{ ماتریس به صورت}$$

پیشنهاد شده است. درایه قطری $P_{\max} = 0.9$ به دلیل وزن احتمال بالای حرکت هدف به صورت سرعت

ثابت و احتمال $P_{change} = (1-0.9)/2 = 0.05$ برای احتمال مانور چرخش ثابت به چرخش چپ و یا راست در سطر اول و نیز احتمال چرخش ثابت هدف معادل $P_{Turn} = 0.5$ و خاتمه چرخش معادل $P_{Off_Turn} = 0.4$ و احتمال تغییر جهت چرخش $P_{c_d_Turn} = 0.4$ در سطر ۲ و ۳ ماتریس مذکور طراحی شده است. در مرجع [۴۰] نیز مدل سازی هدف زنجیره مارکوف مرتبه اول و مرتبه دوم برای مدل سازی مانور با ساختار متفاوت سه بعدی $\{m_1 : CV, m_2 : CT, m_3 : CA\}$ به طراحی ماتریس انتقال به شکل ذیل پیشنهاد شده است.

$$\Pi_{FOMC} = \begin{bmatrix} p_{max} & 1-p_{max} & 0 \\ 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 1-p_{max} & p_{max} \end{bmatrix}, P_{max=98} \quad (27-3)$$

$$\Pi_{SOMC} = \begin{bmatrix} \pi_{1|1,1} & \pi_{2|1,1} & \pi_{3|1,1} \\ \pi_{1|1,2} & \pi_{2|1,2} & \pi_{3|1,2} \\ \pi_{1|2,1} & \pi_{2|2,1} & \pi_{3|2,1} \\ \pi_{1|2,3} & \pi_{2|2,3} & \pi_{3|2,3} \\ \pi_{1|3,2} & \pi_{2|3,2} & \pi_{3|3,2} \\ \pi_{1|3,3} & \pi_{2|3,3} & \pi_{3|3,3} \end{bmatrix}^T = \begin{bmatrix} P_{max} & 1-P_{max} & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1-P_{max} & P_{max} \end{bmatrix}^T, P_{max=93} \quad (28-3)$$

ب: محاسبه ماتریس انتقال در مدل ساختار ثابت با پارامترهای متفاوت

محاسبه ماتریس انتقال در مرجع [۴۰] به منظور مدل سازی هدف با n مدل متفاوت از شتاب اولیه برای افزایش سریع مانور تا شتاب بیشینه و کاهش کند شتاب تا شتاب کمینه در دو حالت زنجیره مارکوف مرتبه اول و مرتبه دوم به صورت ذیل توصیه شده است. N^1 طول گام زمانی غالب و N^i طول گام در مدل i است.

$$\pi_{1|1} = \frac{N^1 - 1}{N^1}, \pi_{2|1} = \frac{1}{N^1}, \pi_{n|n} = \frac{N^n - 1}{N^n}, \pi_{n-1|1} = \frac{1}{N^n} \quad (29-3)$$

$$\pi_{i|i} = \frac{N^i}{N^i + 2}, \pi_{i-1|i} = \pi_{i+1|i} = \frac{1}{N^i + 2}$$

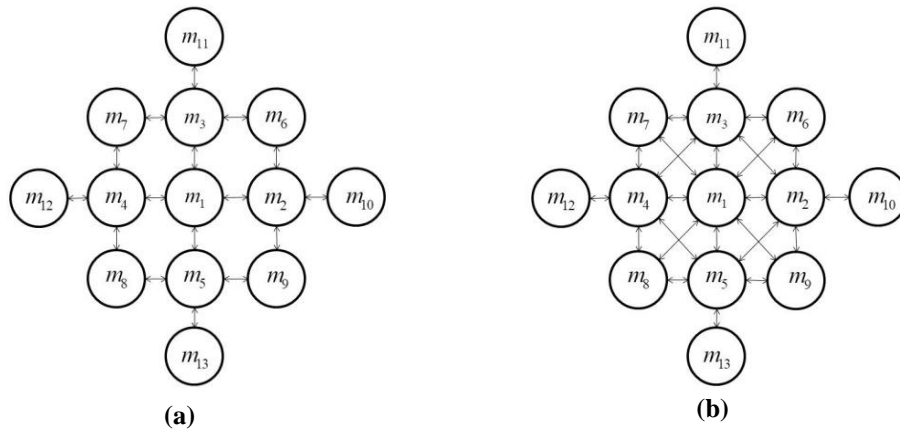
$$\pi_{1|2,1} = 1, \pi_{1|1,1} = \frac{N^1 - 2}{N^1 - 1}, \pi_{2|1,1} = \frac{1}{N^1 - 1},$$

$$\pi_{n|n-1,n} = 1, \pi_{n|n,n} = \frac{N^n - 2}{N^n - 1}, \pi_{n-1|n,n} = \frac{1}{N^n - 1} \quad (30-3)$$

$$\pi_{i+1|i-1,i} = \pi_{i|i+1,i} = 1, \pi_{i|i,i} = \frac{N^i - 2}{N^i - 1}, \pi_{i-1|i,i} = \frac{1}{N^i - 1}$$

برای مدل سازی پیچیده اهداف با مانور بالا، در مرجع [۴۰] دو مدل الگوی حرکتی دارای مانور CA با پارامترهای متفاوت به شکل ۳-۴ به صورت زنجیره مارکوف مرتبه دوم ارائه شده است. در این مرجع، به عنوان مثال هدف با تغییر مانور حداکثری ۴۰ متر بر مجذور ثانیه به صورت $a(t) = |\angle \theta(t)|$ با پارامترهای متفاوت شتاب در ۱۳ مدل برای دو حالت حرکت شتاب دار هدف پیشنهاد شده است. گراف انتقال مدل با امکان ۵۰ درصد افزایش شتاب در حالت a با محدودیت افزایش تک محور در هر گام و در حالت b با امکان تغییر شتاب در دو محور فرض در شکل ۳-۴ نمایش داده شده اند.

$$\begin{aligned} m_1 : a &= [0, 0]^T, & m_2 : a &= [20, 0]^T, \\ m_3 : a &= [0, 20]^T, & m_4 : a &= [-20, 0]^T, \\ m_5 : a &= [0, -20]^T, & m_6 : a &= [20, 20]^T, \\ m_7 : a &= [-20, 20]^T, & m_8 : a &= [-20, -20]^T, \\ m_9 : a &= [20, -20]^T, & m_{10} : a &= [40, 0]^T, \\ m_{11} : a &= [0, 40]^T, & m_{12} : a &= [-40, 0]^T, \\ m_{13} : a &= [0, -40]^T \end{aligned} \quad (31-3)$$



شکل ۳-۴: دو مدل الگوی انتقال مدل

(a) افزایش شتاب در یک محور در هر گام (b) افزایش شتاب در دو محور در هر گام

$$g_i^j = \begin{cases} 1 & \{m_{k-1}^i, m_k^j\} \text{ may occur} \\ 0 & \{m_{k-1}^i, m_k^j\} \text{ can not occur} \end{cases} \quad \text{با تعریف قانون ماتریس گرافی } G_{k-1,k}^1 = (g_i^j)_{n \times n} \text{ که}$$

ماتریس احتمال انتقال مدل زنجیره مارکوف مرتبه دوم به صورت ذیل فرض شده است:

$$\pi_{j|l,i} = \begin{cases} \lambda_{l,i} & i=j \\ \frac{1-\lambda_{l,i}}{N_{l,i}} & i \neq j \end{cases} \quad \lambda_{l,i} = \begin{cases} \lambda_{nc} & l=i \\ \lambda_c & l \neq i \end{cases} \quad \lambda_{nc} = p_{\max}, \lambda_c = p_{\min} \quad (3-32)$$

$$N_{l,i} = \sum_{j=1}^n g_{l,i}^j, l, i, j = 1, \dots, n$$

در این رابطه λ_c و λ_{nc} به ترتیب احتمال تغییر و بدون تغییر بودن مدل است. از آنجاکه همواره احتمال به بدون تغییر بودن بیشتر است. برای دو الگوی شکل ۳-۴ ماتریس پیشنهادی ذیل الگوی مناسب و کاربردی است.

$$\Pi = \begin{bmatrix} 116/120 & 1/120 & 1/120 & 1/120 & 1/120 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.02 & 0.95 & 0 & 0 & 0 & 0.01 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 \\ 0.02 & 0 & 0.95 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 & 0.01 & 0 & 0 \\ 0.02 & 0 & 0 & 0.95 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 & 0.01 \\ 0.02 & 0 & 0 & 0 & 0.95 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 & 0.01 \\ 0 & 1/30 & 1/30 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/30 & 1/30 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/30 & 1/30 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/30 & 0 & 0 & 1/30 & 0 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.9 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.9 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.9 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.9 \end{bmatrix}$$

ماتريس

الگوى گراف

(a)

$$\Pi = \begin{bmatrix} 348/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 2/360 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 2/140 & 0.95 & 1/140 & 0 & 1/140 & 1/140 & 0 & 0 & 1/140 & 1/140 & 0 & 0 & 0 \\ 2/140 & 1/140 & 0.95 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 & 1/140 & 0 & 0 \\ 2/140 & 0 & 1/140 & 0.95 & 0 & 0 & 0.01 & 0.01 & 0 & 0 & 0 & 1/140 & 0 \\ 2/140 & 1/140 & 0 & 1/140 & 0.95 & 0 & 0 & 1/140 & 1/140 & 0 & 0 & 0 & 1/140 \\ 6/180 & 2/180 & 2/180 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 1/180 & 1/180 & 0 & 0 \\ 6/180 & 0 & 2/180 & 2/180 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 1/180 & 1/180 & 0 \\ 6/180 & 0 & 0 & 2/180 & 2/180 & 0 & 0 & 28/30 & 0 & 0 & 0 & 1/180 & 1/180 \\ 6/180 & 2/180 & 0 & 0 & 2/180 & 0 & 0 & 0 & 28/30 & 1/180 & 0 & 0 & 1/180 \\ 0 & 0.05 & 0 & 0 & 0 & 0.025 & 0 & 0 & 0.025 & 0.9 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.05 & 0 & 0 & 0.025 & 0.025 & 0 & 0 & 0 & 0.9 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.05 & 0 & 0 & 0.025 & 0.025 & 0 & 0 & 0 & 0.9 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.05 & 0 & 0 & 0.025 & 0.025 & 0 & 0 & 0 & 0.9 \end{bmatrix}$$

ماتريس

الگوى گراف

(b)

فصل ۴

رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت

به تنهایی

به‌طور کلی، رویت‌پذیری^۱ به امکان بازسازی و تعیین حالت اولیه سیستم، با استفاده از خروجی‌های اندازه‌گیری شده می‌پردازد. تصور اولیه از پاسخ به رویت‌پذیری سیستم به صورت بلی-خیر است. لکن برای مسائل تخمین تا این حد سیاه و سفید نیست. در این دسته از مسائل لازم است درکی از عدم قطعیت تخمین نیز فراهم آید، چراکه عدم قطعیت زیاد، تفاوت چندانی با رویت‌ناپذیری ندارد. برای اولین بار شرایط رویت‌پذیری به صورت کلی در سال ۱۹۶۸ ارائه شده است که مبتنی بر یک‌به‌یک بودن ژاکوبین ماتریس مشاهدات است. ولی در یک سیستم غیرخطی کامل بودن مرتبه ژاکوبین ماتریس مشاهدات به معنی یک‌به‌یک بودن ماتریس مشاهدات نیست [۵۳]. در این فصل ابتدا به معرفی ماتریس گرام بیان رویت‌پذیری و معرفی ماتریس اطلاعات فیشر برای رویت‌پذیری فیلترهای غیرخطی می‌پردازیم. سپس شرایط به دست آمده برای رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی بیان خواهد شد. یکی از مهم‌ترین موضوعات مطرح شده در مسئله رویت‌پذیری ردگیری سمت به تنهایی، بیان شرایطی است که در آن می‌توان از یکتایی جواب مطمئن گردید. مراجع اصلی رویت‌پذیری ردگیری سمت به تنهایی در آثار ۱۹۷۸ تا ۱۹۹۸ بوده است [۱۴-۱۲].

عمده این تحقیقات، بر پایه مدل‌هایی قطعی^۲ مطابق با ساختار مبتنی بر تعریف رویت‌پذیری صورت می‌گیرد. تعمیم این روش‌ها به حالت تصادفی نیز با مفهومی به نام تخمین‌پذیری^۳ در ارتباط است [۱۰]. البته در سال‌های اخیر بررسی رویت‌پذیری اهداف دارای مانور در حالت ردگیری سمت به تنهایی ناظر ساکن، به دلیل لزوم رویت‌ناپذیری ناظر برای هدف، مورد بحث قرار گرفته است [۳۸].

¹ Observability
² Deterministic Models
³ Estimability

۱-۴ رویت‌پذیری در فضای حالت

در حالت کلی امکان وجود معکوس توابع غیرخطی، ارتباط نزدیکی با مسئله رویت‌پذیری دارد؛ اما یافتن معکوس توابع غیرخطی امری دشوار به نظر می‌رسد. با یک محک ساده و بر پایه ایده معکوس‌پذیری خطی، می‌توان معکوس‌پذیری تابع غیرخطی را بررسی نمود. اگر h تابعی غیرخطی در ناحیه $D \subseteq R^n$ باشد و مشتقات نسبی آن در تمام ناحیه D موجود باشد، در این صورت اگر ژاکوبین h در تمام نقاط ناحیه D دارای رتبه n باشد، آنگاه تابعی یک‌به‌یک است و معکوس آن وجود دارد و می‌توان مقدار منحصر به فرد ξ_0 را از شرایط اولیه ممکن Ω_0 با ابعاد n از سری نمونه‌برداری‌های $Z_s = \{z_1, z_2, \dots, z_s\}, s > n$ به دست آورد [۵۴]. همین حالت برای یک دنباله دیگر از ورودی‌ها برقرار نباشد. این مشابه حالتی است که در مسئله ردگیری سمت به تنهایی پیش می‌آید. معادلات حالت، اندازه‌گیری و ژاکوبین تابع نمونه‌بردار، برابر است با:

$$\xi_{k+1} = f_k(\xi_k); \xi_0 \in \Omega_0 \subset D_n \quad (۱-۴)$$

$$z_{k+1} = h_k(\xi_k); z_k \in D_m; k = 1, 2, \dots, s; s > n \quad (۲-۴)$$

$$W(x_0) = \begin{bmatrix} h(\xi_0) \\ h(\xi_1) \\ h(\xi_2) \\ \vdots \\ h(\xi_s) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h(\xi_0) \\ h(f(\xi_0)) \\ h(f(f(\xi_0))) \\ \vdots \\ h(f(f(\dots(f(\xi_0)))) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_0 \\ w_1 \\ w_2 \\ \vdots \\ w_s \end{bmatrix}; J_W = \frac{\partial W}{\partial \xi} \quad (۳-۴)$$

$$J(\xi_0) = \begin{bmatrix} \nabla h_\xi(\xi_0) \\ \nabla h_\xi(f(\xi_0)) \\ \nabla h_\xi(f(f(\xi_0))) \\ \vdots \\ \nabla h_\xi(f(f(\dots(f(\xi_0)))) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nabla h_\xi(\xi_0) \\ \nabla h_\xi(\xi_1) \nabla f_\xi(\xi_0) \\ \nabla h_\xi(\xi_2) \nabla f_\xi(\xi_1) \nabla f_\xi(\xi_0) \\ \vdots \\ \nabla h_\xi(\xi_n) \nabla f_\xi(\xi_{n-1}) \dots \nabla f_\xi(\xi_0) \end{bmatrix} \quad (۴-۴)$$

۲-۴ مسئله رویت‌پذیری در ردگیری اهداف

برای یک سیستم خطی، مسئله ردگیری هدف، رویت‌پذیر است اگر گرامیان ماتریس مشاهدات، مثبت معین باشد. گرامیان رویت‌پذیری به صورت رابطه ذیل تعریف می‌شود:

$$N_{k,0} \triangleq \sum_{k=0}^{k_s} F_k^T H_k^T H_k F_k \quad (۵-۴)$$

H و F به ترتیب ماتریس انتقال حالت و ماتریس اندازه‌گیری سیستم خطی است. ردگیری رویت‌پذیر است اگر گرامیان رویت‌پذیری برای مقادیر محدوده k_s مثبت معین باشد. در سامانه‌های غیرخطی دو روش کلی در مراجع مختلف به شرح ذیل مورد استفاده قرار گرفته است:

۱-۲-۴ روش اول: استفاده از تعریف رویت‌پذیری (مسائل غیرخطی قطعی)

در مسئله ردگیری سمت به تنهایی، مدل اندازه‌گیری غیرخطی است. برای تحلیل رویت‌پذیری ابتدا تلاش می‌شود با استفاده از برخی روش‌های جبری معادله اندازه‌گیری غیرخطی به یک تابع شبه خطی تبدیل گردد:

$$\begin{aligned} z_{k+1} &= h(\xi_k) + v_k \\ z_{pl}(k, z_k) &= H_{pl}(k, z_k, \xi_k) \xi_k + n_k \end{aligned} \quad (۶-۴)$$

مشکل اصلی این روش غیر گوسی شدن نویز اندازه‌گیری و بایاس دار شدن تخمین گراست؛ اما این روش اطلاعات مناسبی در زمینه رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی در اختیار ما قرار می‌دهد. برخی از مقالات از این روش استفاده کرده‌اند [۵۸-۵۹].

۲-۲-۴ روش دوم: استفاده از ماتریس اطلاعات فیشر^۱ (مسائل تخمین گرهای غیر خطی)

روش دوم بررسی رویت پذیری، استفاده از ماتریس اطلاعات فیشر است. برای یک تابع خطی ماتریس اطلاعات فیشر، همان گرامیان رویت پذیری است و با استفاده از رابطه زیر تعریف می شود [۴].

$$J_f = \sum_{k=0}^{k_f} F_k^T H_k^T R_k H_k F_k \quad (۷-۴)$$

$$H = \frac{d}{d\xi} h(k, \xi_k)$$

R_k ماتریس کواریانس نویز حساسه است. در بیان کلی مسئله تخمین قابل رویت است اگر ماتریس اطلاعات فیشر نامنفرد باشد. در مراجع مختلف، بررسی رویت پذیری با دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر انجام می پذیرد. الزام صفر نشدن دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر به حل یک معادله دیفرانسیل مرتبه سوم غیر خطی منجر می گردد. در این روش علاوه بر فراهم آوردن پاسخ مسئله رویت پذیری، کرانی از کیفیت تخمین نیز به دست می دهد.

۳-۴ رویت پذیری در مسئله ردگیری سمت به تنهایی

در مسئله ردگیری سمت به تنهایی، با فرض معلوم بودن بردار مکان ناظر به صورت $\xi_{s,t} = [x_{o,t} \ y_{o,t}]^T$ تابع اندازه گیری زمان t ، بر مبنای بردار حالت نسبی هدف ξ_0 مطابق شکل ۳-۱ برابر است با:

$$\angle \theta(t) = h(\xi_0, t) = \arctan \left(\frac{x_0 + tv_{x,0} - x_{o,t}}{y_0 + tv_{y,0} - y_{o,t}} \right) \quad (۸-۴)$$

با فرض n نمونه برداری زاویه سمت هدف، نویز گوسی تابع اندازه گیری، تخمین پارامتر معادله (۸-۴) با روش کمترین مربعات خطا^۲ به صورت رابطه (۹-۴) و ماتریس $J(\xi_k)$ به صورت رابطه (۱۰-۴) برابر با ماتریس اطلاعات فیشر خواهد بود که در آن $\nabla_{\xi} h$ ژاکوبین تابع h است.

^۱ Fisher Information Matrix (FIM)

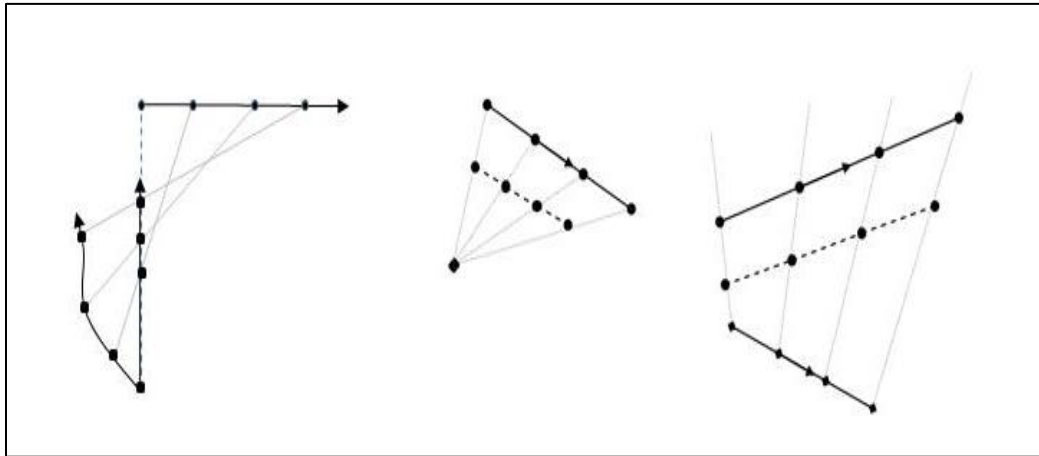
^۲ Least square error

$$\lambda_k = \frac{1}{2\sigma_z^2} \sum_{k=1}^n [z_k - h_{\xi,k}]^2 \quad (9-4)$$

$$J(\xi_k) = \frac{1}{\sigma_z^2} \sum_{k=1}^n \nabla_{\xi} h_{\xi,k} \nabla_{\xi} h_{\xi,k}^T \quad (10-4)$$

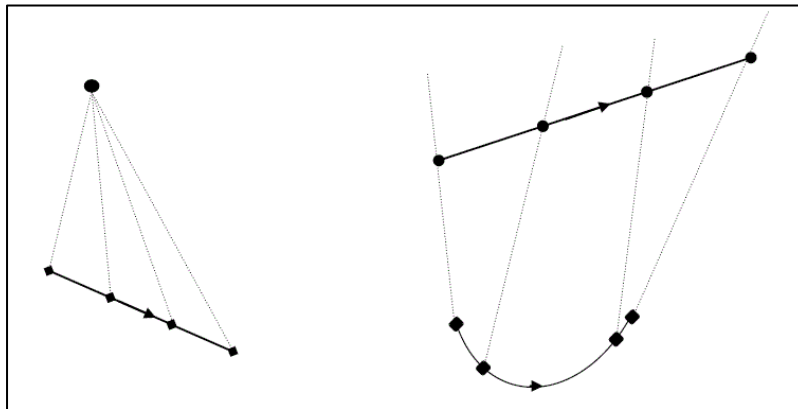
در صورتی که ماتریس اطلاعات فیشر معکوس پذیر باشد، حالت اولیه رویت پذیر است. از سوی دیگر معکوس ماتریس اطلاعات فیشر، باند پایین کرامر-رائو است که مبین کران پایین واریانس ممکن در شرایط تخمین استاندارد است. از این رو رابطه (4-10) چیزی بیش از مسئله رویت پذیری را نمایش می دهد. رویت پذیری ردگیری با روش های مرسوم، فارغ از سیستم مورد بررسی، جواب مثبت یا منفی دارد و کیفیت رویت پذیری را شامل نمی شود. در حالی که یکی از مزایای این روش علاوه بر فراهم آوردن پاسخ مسئله رویت پذیری، محاسبه کرانی از کیفیت تخمین است. در این روش از n اندازه گیری زاویه سمت قبلی برای تخمین پارامترهای اولیه هدف استفاده می گردد. در مورد رویت پذیری تنها سخنی که می توان بیان نمود این است که حرکت ناظر باید به گونه ای باشد که دترمینان ماتریس $J(\xi)$ مخالف صفر گردد که بر این اساس به دست آوردن شرط رویت پذیری کاری دشوار است.

مطابق نتایج مراجع مرتبط با رویت پذیری، الزام تخمین بردار موقعیت هدف در مسئله ردگیری سمت به تنهایی زمانی حاصل می شود که ناظر مانور کند. در ادبیات ردگیری سمت به تنهایی بیان شده است که برای ردگیری مناسب « ناظر باید حرکت درجه بالاتر از هدف داشته باشد » و یا به عبارت دیگر می توان گفت که « مسیر ناظر باید مشتقات غیر صفر بیشتری نسبت به هدف داشته باشد ». در شکل های (4-1) و (4-2) مثال های از رویت پذیری و رویت ناپذیری ردگیری سمت به تنهایی با مقایسه مرتبه مسیر ناظر و هدف آمده است [4].



شکل ۴-۱: حالات رویت ناپذیری هدف

حالت اول: ناظر ثابت، هدف متحرک با سرعت ثابت. حالت دوم: ناظر و هدف متحرک با سرعت ثابت. حالت سوم: ناظر با مانور، هدف متحرک با سرعت ثابت. حالت خط چین هدفی فرضی است که می تواند همزمان در خط دید ناظر قرار بگیرد. (هدف با دایره و ناظر با مربع مشخص شده است) [۴]، [۹-۱۱]



شکل ۴-۲: حالات رویت پذیری هدف

حالت اول: هدف ثابت، ناظر متحرک با سرعت ثابت. حالت دوم: ناظر حرکت شتاب دار و هدف متحرک با سرعت ثابت. (هدف با دایره و ناظر با مربع مشخص شده است) [۴]، [۹-۱۱]

۴-۳-۱ شرایط رویت‌ناپذیری ردگیری سمت به تنهایی اهداف

مطابق جمع بندی مراجع اصلی مسئله ردگیری سمت به تنهایی برای شرایط رویت‌ناپذیری داریم:

- ۱- ناظر ایستا باشد $V_o = 0$.
- ۲- ناظر مانورهایی کند که به نسبت زمانی متناسب با مسیر بدون مانور باشد.
- ۳- حرکت ناظر پیوسته با $\dot{\theta} = 0$ باشد.
- ۴- اهداف برد بلند $R = \infty$ که $\dot{\theta} \approx 0$ خواهد بود.
- ۵- فاصله تا هدف همواره ثابت باشد.
- ۶- جهت حرکت ناظر عمود بر تغییر جهت حرکت هدف باشد. $\angle V_o \perp (\angle V_{T_{k1}} - \angle V_{T_{k2}})$.

مسیر رویت‌پذیر بهینه تأکید بر مخالف صفر بودن سرعت زاویه‌ای سمت دید هدف $\dot{\theta}$ و عدم تعامد بر کورس ناظر بر خط دید هدف^۱، است. در عمل برای آشکارسازی مانور در بازه زمانی $t \in [t_1, t_F]$ نیاز به الگوریتم تشخیص مانور هدف است [۱۴-۱۲].

رویت‌ناپذیری ردگیری سمت به تنهایی، یک مسئله اساسی و مبین اهمیت طراحی رویت‌گر بهینه برای ناظر است. راهکار افزایش رویت‌پذیری ردگیری سمت به تنهایی در مراجع، افزایش همبستگی داده‌های اندازه‌گیری شده و افزایش دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر است. علاوه بر اینکه باند کرامرئو معیاری برای سنجش خطای تخمین است، مراجع زیادی یافتن مسیر بهینه حرکت ناظر را با کاهش باند کرامرئو و یا افزایش باند ماتریس اطلاعات فیشر ترسیم نمودند [۱۷-۱۲]. در این بخش به بیان روش محاسبه ماتریس اطلاعات فیشر، باند کرامرئو و ارتباط آن با مسئله تخمین در مسئله ردگیری سمت به تنهایی می‌پردازیم.

۴-۴ معیار ماتریس اطلاعات فیشر و باند کرامرئو

معیار باند کرامرئو بیان می‌کند که متوسط مجذور خطا برای یک تخمین بردار حالت \hat{x}_k شامل مجموعه بردار حالات معادل $\Xi = \{\xi_1, \dots, \xi_k\}$ از مجموعه اندازه‌گیری‌های معادل $Z^k = \{z_1, \dots, z_k\}$

^۱ Line of Sight (LOS)

نمی‌تواند از یک مقدار عددی مشخص وابسته به عکس تابع احتمال همبستگی $p(Z_k, \Xi_k)$ به شکل ذیل کمتر باشد.

$$p(Z_k, \Xi_k) = p(z_k | \xi_k) p(\xi_k | \xi_{k-1}) p(Z_{k-1}, \Xi_{k-1}) \quad (11-4)$$

مرجع [۵۳]، خلاصه‌ای از روش‌ها و مقالات ارائه‌شده برای محاسبه باند کرامر رانو در مسئله تخمین حالت را ارائه می‌دهد. مسئله غیرخطی با نویز جمع شونده گوسی معادلات (۲-۲) و (۱-۲) در نظر می‌گیریم. در یک تخمین بدون بایاس بردار $\hat{\xi}_k$ ماتریس کواریانس تخمین $P_{\xi|z,k}$ ، ماتریس اطلاعات فیشر J_k و رابطه باند کرامر رانو J_k^{-1} با ماتریس کواریانس تخمین به شرح ذیل تعریف می‌گردد:

$$J_k \triangleq -E \left[\frac{\partial^2 \ln P(Z^k, \Xi^k)}{\partial \xi_k^2} \right] = E \left[\frac{\partial \ln P(Z^k, \Xi^k)}{\partial \xi_k} \right]^2 \quad (12-4)$$

$$P_{\xi|z,k} \triangleq E \left\{ \left(\hat{\xi}_k - \xi_k \right) \left(\hat{\xi}_k - \xi_k \right)^T \right\} \geq J_k^{-1}$$

واضح است که $P_{\xi,k} - J_k^{-1}$ یک ماتریس مثبت نیمه معین است. ماتریس J_k در رابطه بالا که دارای بعد $n_\xi \times n_\xi$ است ماتریس اطلاعات فیلتر^۱ نامیده می‌شود و عکس آن ماتریس کران پایین کرامر رانو است. در برخی موارد نیاز است باند کرامر رانو نسبت به یک تابع غیرخطی از بردار حالت محاسبه شود.

$$\begin{aligned} z_k &= g(\xi_k) \\ G_k &= [\nabla_{\xi_k} g^T(\xi_k)]^T \\ CRLM(z_k) &= G_k J_k^{-1} G_k^T \end{aligned} \quad (13-4)$$

۴-۴-۱ محاسبه ماتریس اطلاعات فیشر به روش بازگشتی

اگر بردار حالت در گام $k-1$ برابر ξ_{k-1} ، توزیع احتمال شرطی مقدار بعدی بر اساس حالت فعلی $p(\xi_k | \xi_{k-1})$ و توزیع احتمال شرطی مقدار اندازه‌گیری برحسب مقدار حالت در گام k ،

¹ Filtering Information Matrix

آن، $\nabla_{\xi} p$ ، مبین ژاکوبین تابع چگالی احتمال p نسبت به ξ و \log برابر با تابع لگاریتم است. $p(z_k | x_k)$ باشد، ماتریس J برابر ماتریس اطلاعات فیشر به شکل رابطه ذیل محاسبه می شود؛ که در

$$\begin{aligned}
 J_k &= D_{k-1}^{22} - D_{k-1}^{21} (J_{k-1} + D_{k-1}^{11})^{-1} D_{k-1}^{12}, \quad k > 0 \\
 D_{k-1}^{11} &= -E \left\{ \nabla_{\xi_{k-1}} \left[\nabla_{\xi_{k-1}} \log p(\xi_k | \xi_{k-1}) \right]^T \right\} \\
 D_k^{21} &= -E \left\{ \nabla_{\xi_{k-1}} \left[\nabla_{\xi_k} \log p(\xi_k | \xi_{k-1}) \right]^T \right\} = [D_k^{12}]^T \\
 D_k^{12} &= -E \left\{ \nabla_{\xi_k} \left[\nabla_{\xi_{k-1}} \log p(\xi_k | \xi_{k-1}) \right]^T \right\} \\
 D_k^{22} &= -E \left\{ \nabla_{\xi_k} \left[\nabla_{\xi_k} \log p(\xi_k | \xi_{k-1}) \right]^T \right\} - E \left\{ \nabla_{\xi_k} \left[\nabla_{\xi_k} \log p(z_k | \xi_k) \right]^T \right\}
 \end{aligned} \tag{۱۴-۴}$$

با فرض تخمین گوسی خطی، روابط بالا به شرح ذیل خلاصه می گردد. در یک نمونه برداری با واریانس نویز اندازه گیری گوسی $R_{v,k}$ و ماتریس کواریانس نویز مدل سازی حالت $Q_{w,k}$ ، برای معادلات حرکتی (۱-۲) و (۲-۲) مطابق مرجع [۷] داریم:

$$J_k = (Q_k + F_{k-1} J_{k-1} F_{k-1}^T)^{-1} + H_k^T R_k^{-1} H_k \tag{۱۵-۴}$$

که در آن H_k, F_k ماتریس ژاکوبین تابع حالت و اندازه گیری است. با تقریب و حذف نویز فرآیند نسبت به خطای تخمین، رابطه بازگشتی ماتریس اطلاعات فیشر برابر است با [۵].

$$J_k = [F_{k-1}^{-1}]^T J_{k-1} F_{k-1}^{-1} + H_{k-1}^T R_k^{-1} H_{k-1} \tag{۱۶-۴}$$

مقداردهی اولیه ماتریس اطلاعات فیشر به شکل J_0 ، متناسب با توزیع احتمال اولیه

$$p(\xi_0) = N(\xi_0; \bar{\xi}_0; P_0)$$

$$\begin{aligned}
 J_0 &= E \left\{ \nabla_{\xi_0} \log p(\xi_0) [\nabla_{\xi_0} \log p(\xi_0)]^T \right\} \\
 \nabla_{\xi_0} \log p(\xi_0) &= -P_0^{-1} (\xi_0 - \bar{\xi}) \\
 J_0 &= P_0^{-1} E \left\{ (\xi_0 - \bar{\xi})(\xi_0 - \bar{\xi})^T \right\} [P_0^{-1}]^T = P_0^{-1}
 \end{aligned} \tag{۱۷-۴}$$

۴-۴-۲ محاسبه ماتریس اطلاعات فیشر در مسئله مسیر بهینه ردگیری سمت به تنهایی

محاسبه مسیر بهینه ناظر با دترمینان و یا مقدار ویژه ماتریس اطلاعات فیشر دشوار است. به منظور ساده سازی می توان از ماتریس های کاهش یافته در مسئله بهینه سازی استفاده نمود [۵۷]. در این روش با استفاده از کمینه سازی اثر کران پایین کرامر-رائو، به صورت مجموعه ای وزن دار از خطاهای موقعیت و سرعت، مسیرهای بهینه رویت گر را برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی محاسبه نمود. در این حالت اگر در برخی سناریوها، تخمین سرعت یا فاصله مطلوب نباشد وزن جمله مربوط به آن بیشتر انتخاب می شود. از جمله ایرادهای مهم این تحقیق عدم بررسی مسئله رویت پذیری به صورت صریح و شفاف است. اگر مسئله ردگیری سمت به تنهایی با معادلات (۳-۳)، خطای تخمین ξ ، $\hat{\xi}$ بردار تخمین باشد. کواریانس تخمین و ماتریس اطلاعات فیشر به صورت روابط (۴-۱۸) تا (۴-۲۰) محاسبه می شوند.

$$p_{\theta|\xi}(\theta|\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left[\frac{-1}{2\sigma^2} \left(\int_0^T (\hat{\theta} - \theta_\xi d\tau)\right)^2\right] \quad (۴-۱۸)$$

$$J = -E \left[\frac{\partial^2 \ln p_{\theta|\xi}(\theta|\xi)}{\partial \xi^2} \right] \quad (۴-۱۹)$$

$$J = \frac{1}{\sigma^2} \int_0^T \Phi^T(\tau) \left(\frac{\partial \theta}{\partial \xi} \right)^T \frac{\partial \theta}{\partial \xi} \Phi(\tau) d\tau$$

$$= \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \int_0^T \frac{\sin^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \tau \int_0^T \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \tau \frac{\sin^2 \theta}{r^2} d\tau \\ -\frac{1}{2} \int_0^T \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \int_0^T \frac{\cos^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \tau \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \int_0^T \tau \frac{\cos^2 \theta}{r^2} d\tau \\ \int_0^T \tau \frac{\sin^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \tau \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \int_0^T \tau^2 \frac{\sin^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \tau^2 \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau \\ -\frac{1}{2} \int_0^T \tau \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \frac{\cos^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \tau^2 \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \int_0^T \tau^2 \frac{\cos^2 \theta}{r^2} d\tau \end{bmatrix} \quad (۴-۲۰)$$

که $r^2 = r_{\xi_x}^2 + r_{\xi_y}^2$ است. باند پایین کرامر-رائو تخمین موقعیت و سرعت اولیه را می توان به صورت

ماتریس زیر نشان داد.

$$CRLB = \begin{bmatrix} A & B \\ B^T & C \end{bmatrix} = J^{-1} \quad (21-4)$$

که A ، B و C ماتریس‌های 2 در 2 هستند. بدین ترتیب می‌توان کران پایین کرامر-رائوی موقعیت و سرعت هدف را در هر لحظه از زمان به کمک معادلات زیر محاسبه نمود.

$$\begin{aligned} CRLB_r(t_0) &= A + t_0(B + B^T) + t_0^2 C \\ CRLB_v &= C \end{aligned} \quad (22-4)$$

شاخص عملکردی که باید کمینه گردد اثر وزن یافته از کران‌های موقعیت و سرعت است.

$$J_{trace} = tr(\alpha_1 CRLB_r(t_0) + \alpha_2 CRLB_v) \quad (23-4)$$

این شاخص عملکرد به طراح اجازه می‌دهد که با انتخاب وزن‌ها، تخمین‌های موقعیت و سرعت را وزن دهی نماید. به‌منظور به دست آوردن معیار بهینه مسیر ناظر به کمک زاویه کورس حرکت ناظر φ در شکل (۱-۳) باید رویت‌پذیری مسیر حرکت هدف پیشینه گردد. برای این منظور از دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر؛ بیان‌کننده محتوی اطلاعاتی داده‌ها؛ استفاده می‌شود [۵۸].

$$FIM_{pos} = \frac{1}{\sigma^2} \int_0^T \begin{pmatrix} \frac{\partial \theta}{\partial \xi} \\ \frac{\partial \theta}{\partial \xi} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{\partial \theta}{\partial \xi} \\ \frac{\partial \theta}{\partial \xi} \end{pmatrix}^T dr = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \int_0^T \frac{\sin^2 \theta}{r^2} d\tau & -\frac{1}{2} \int_0^T \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau \\ -\frac{1}{2} \int_0^T \frac{\sin 2\theta}{r^2} d\tau & \int_0^T \frac{\cos^2 \theta}{r^2} d\tau \end{bmatrix} \quad (24-4)$$

$$\det(FIM_{pos}) = \frac{1}{2\sigma^4} \iint_{00}^{TT} \frac{\sin^2(\theta(\tau) - \theta(\lambda))}{r^2(\tau)r^2(\lambda)} d\tau d\lambda \quad (25-4)$$

نرخ سمت و فاصله در مسئله ردگیری سمت به تنهایی با توجه به حالت‌های واقعی برابر است با:

$$\begin{aligned} \dot{\theta} &= \frac{V \sin(\varphi - \theta)}{r} \\ \dot{r} &= V \cos(\varphi - \theta) \end{aligned} \quad (26-4)$$

در این صورت معیاری دیگر برای محاسبه نرخ مشاهده‌پذیری مسیر به شکل ذیل است.

$$\det(FIM_{pos}) = \frac{1}{4\sigma^4} \left\{ \begin{aligned} & \sum_{i=1}^N \left(\frac{\theta_i - \theta_{i-1}}{r_{i-1}^2 \dot{\theta}_{i-1}} \right)^2 - \left(\sum_{i=1}^N \frac{\sin(2\theta_i) - \sin(2\theta_{i-1})}{2r_{i-1}^2 \dot{\theta}_{i-1}} \right)^2 - \\ & \left(\sum_{i=1}^N \frac{\cos(2\theta_i) - \cos(2\theta_{i-1})}{2r_{i-1}^2 \dot{\theta}_{i-1}} \right)^2 \end{aligned} \right\} \quad (27-4)$$

در بسیاری مراجع از بیشینه کردن کران بالای ماتریس اطلاعات فیشر، به شرح پیشنهادی مرجع [۵۹] طبق رابطه (۲۸-۲) بهره‌گیری شده است.

$$U(FIM) = \sigma^{-2} \int_0^T \left(\frac{\dot{\theta}}{r^2} \right) d\tau \quad (28-4)$$

فصل ۵

تعیین مسیر بهینه ناظر

۱-۵ مرور اجمالی بر تعیین مسیر بهینه ردگیری سمت به تنهایی

در بسیاری از مسائل کاربردی، موقعیت و شرایط اولیه هدف مسئله ردگیری سمت به تنهایی نامعلوم است. همچنین تعقیب با کمترین مانور با توجه به محدودیت‌ها و موانع مسیر حرکت ناظر، از الزامات اساسی این مسئله کاربردی است. مانور بالا موجب تولید نویزهای صوتی و آشکارپذیری بیشتر ناظر می‌گردد. در دهه ۸۰ میلادی تأثیر مانور ناظر بر افزایش رویت‌پذیری هدف در مسئله ردگیری سمت به تنهایی مورد بحث قرار گرفته است. زمانی که رویت‌پذیری قطعی است با توجه به آمیختگی اندازه‌گیری سمت با خطا، دقت ردگیری سمت به تنهایی به شدت به مانور ناظر وابسته است. در مرجع [۵۸] نشان داده شده است که بی‌شینه نمودن رویت‌پذیری مسئله ردگیری سمت به تنهایی، از تعامل دو شرط متقابل که یکی کاهش فاصله ناظر تا هدف و دیگری حرکت متعامد ناظر بر خط دید هدف است، محقق می‌گردد. در برخی موارد، محققین از مسیرهای تقریبی حرکتی با مانور S شکل جهت تحقق الزام رویت‌پذیری استفاده نموده‌اند، لیکن این موضوع علاوه بر تولید نویز صوتی، موجب آشکارپذیری ناظر (شناور خودی) و هزینه طی مسیر اضافی است.

عمده مسائل اصلی کنترل مانور بهینه ناظر، برای موقعیت‌یابی هدف ساکن^۱ انجام شده است [۱۸-۱۳]. در مرجع [۶۰]، حرکت حامل بر دو مسیر مستقیم بررسی و تأثیر مسیر حرکت مقایسه شده است. با فرض کورس ثابت در گام اول مسیر، محاسبه کورس ناظر در گام دوم مسیر به منظور بی‌شینه کردن دقت محاسبه فاصله هدف انجام شده است.

مانور ناظر با قابلیت رویت‌پذیری توسط Payne سال ۱۹۸۹ در مرجع [۶۱] معرفی شده است که اغلب برای اهداف بدون مانور می‌باشد. توسعه دینامیک مرتبه N هدف اولین بار در کارهای Pillo و Jauffret در مرجع [۶۲] و آثار Fogel و Gavish سال ۱۹۸۸ در مرجع [۶۳] و همچنین Becker سال ۱۹۹۳

^۱ Localization

در مرجع [۶۴] آمده است. در مرجع [۵۹]، برای یک مسئله موقعیت، با تعریف تابع لیاپانوف محدودیت تقرب، مسئله بهینه‌سازی هامیلتونین-جاکوبی با افزونگی باند پایین آشکارپذیری ماتریس اطلاعات فیشر برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی ارائه شده است. در مرجع [۵۸]، با بهره‌گیری از روش‌های حساب تغییرات (روش‌های غیرمستقیم بهینه‌سازی)، حل بسته‌ای برای مانور بهینه (وابسته به پارامتر ورودی ضریب تقرب) در مسئله موقعیت‌یابی (هدف ساکن) مطالعه شده است. در مراجع اخیر الزام برقراری این دو شرط متقابل، مسیر حرکت ناظر در مسائل کاربردی را به صورت مارپیچی (S شکل) در مرجع [۵] تعریف نموده‌اند. اهمیت این روش علاوه بر سادگی محاسبات روی خط، عدم وابستگی محاسبات به نامعلوم بودن شرایط اولیه است. در این مراجع، روش ریاضی برای محاسبه سایر خصوصیات بهینه مانور مارپیچی از جمله سرعت چرخش ارائه نشده و عموماً ردگیری با پیشینه مانور حامل توصیه شده است. هزینه این روش، مسیر طولانی و نامطلوب مانور ناظر، امکان عدم رویت‌پذیری در برخی جهت‌های حرکتی از جمله مسیر فرار هدف و بهینه نبودن زمان پایانی مانور نسبت به کل مانور است. کمینه بودن مسیر حرکتی ناظر در جهت تقرب به هدف، علاوه بر بهبود شرط رویت‌پذیری در سناریوهای دور شونده هدف، باعث تخمین دقیق در زمان انتهایی مانور می‌گردد. به‌عنوان یک مثال جامع از روش حل غیرمستقیم، در مرجع [۵۸] با تشکیل یک مسئله مقدار مرزی هامیلتونی و با استفاده از نظریه حساب تغییرات، رابطه‌ای بین جهت حرکت ناظر و زاویه سمت هدف در مسیر بهینه ارائه شده است. دشواری حل، فرض شرایط مرزی نهایی و وابستگی روش حل به تخمین موقعیت اولیه هدف از محدودیت‌های این روش است. از طرف دیگر، روش‌هایی که زمان نهایی مانور را بررسی کرده‌اند، در ابتدای مسیر، تقرب ناظر به هدف و در انتهای مسیر، دور زدن هدف را توصیه می‌کنند [۶۵]. در برخی موارد مسیر بهینه با کاهش کواریانس خطا مدنظر بوده است [۶۶-۶۷]. همچنین در مرجع [۶۶]، مسیریابی ناظر در جهت کاهش کواریانس خطای تخمین انجام‌شده و نتایج با مرجع [۵۸] مقایسه شده است.

در این بخش، بهینه سازی مسیر یک ناظر (یک حساسه اندازه گیر سمت هدف) در ردگیری حرکت دوبعدی یک هدف متحرک مورد نظر است. چنانکه در بالا ذکر شد، اگر بردار سرعت ناظر ثابت باشد، مسئله رویت پذیر نبوده و شناسایی ممکن نیست. از طرفی دیگر، به دلیل غیرخطی و نامعلوم بودن مدل و پارامترهای اولیه سیستم، تعیین معیاری که به وسیله آن به صورت روی خط و به طور دقیق بتوان رویت پذیری سیستم را سنجید و یا بهبود داد اغلب ممکن نیست. در مسئله بهبود مسیر ناظر، محدودیت در مسیر حرکت و میدان دید ناظر تأثیرگذار است. کنترل بهینه ناظر در مسیری که باعث کاهش بیشتر کواریانس خطای تخمین باشد می تواند موجب افزایش رویت پذیری شود. البته این معیار وابسته به نوع تخمین گر است. عموماً در کارهای ارائه شده در مراجع، تابعی اسکالر از ماتریس اطلاعات فیشر پیشینه می گردد [۱۲] و در برخی مراجع کمینه باند کرامرائو که از معکوس ماتریس اطلاعات فیشر محاسبه می شود به عنوان معیار بهینگی استفاده می شود. یکسان بودن عملکرد این دو معیار بر تعیین مسیر بهینه ناظر نشان داده شده است [۵۸].

حل مسائل کنترل بهینه را می توان به روش های مستقیم^۱ و غیرمستقیم^۲ دسته بندی کرد [۶۸]. در روش های غیرمستقیم، اساس کار بر یافتن جواب مبتنی بر شرایط لازم بهینگی است که از روش های حساب تغییرات و اصل پونتر-یاگین به دست می آید. حساسیت روش های بهینه سازی حساب تغییرات، مبتنی بر تحقق شرط لازم (مشق مرتبه اول) در شرایط مرزی مسئله است. در مقابل روش های مستقیم، بهینه سازی مبتنی بر گسسته سازی مسئله کنترل بهینه و تبدیل آن به یک مسئله حل غیرخطی عددی^۳ است که برای حل آن از روش های بهینه سازی عددی استفاده می شود. مزیت اصلی روش های مستقیم، عدم نیاز به یافتن شرایط لازم مرتبه اول روش های غیرمستقیم هامیلتونی^۴ است.

¹ Direct

² Indirect

³ Nonlinear Programming Problem (NLPP)

⁴ Hamiltonian Boundary Value Problem (HBVP)

از جمله روش‌های مستقیم بهینه‌سازی جواب، استفاده از تقریب چندجمله‌ای‌های متعامد توابع لژاندر^۱، چبیشف^۲، هرمیت^۳، لاگور^۴ و دسته توابع سری فوریه می‌باشند. از جمله ویژگی‌هایی که فن‌های مبتنی بر چندجمله‌ای‌های لژاندر و چبیشف را برای حل مسئله کنترل بهینه، از بقیه روش‌های عددی متمایز می‌کند می‌توان به ساده بودن فرآیند گسسته‌سازی و دقت بالا اشاره کرد. در این روش‌ها پارامترهای متغیرهای حالت و کنترل، به‌طور هم‌زمان گسسته‌سازی می‌شوند. بنابراین معادلات دیفرانسیل به یک سری قیود جبری تبدیل و به مسئله حل غیرخطی عددی اضافه می‌گردند [۶۹]. موضوع مهم و تأثیرگذار بر تعیین مسیر بهینه، کران زمانی است که معیار رویت‌پذیری در آن بهینه می‌گردد. از این منظر، پژوهش‌های انجام شده شامل بهینگی در یک گام جلوتر و یا در زمان نهایی دسته‌بندی شده‌اند. عموماً بهره‌گیری از روش‌های بیشینه‌نمودن تابع معیار در یک گام جلوتر، حرکت به‌صورت مارپیچ ناظر حول هدف است. البته با روش‌های کلاسیک نظریه کنترل بهینه می‌توان به قوانین کنترلی مؤثرتری دست یافت، لیکن با توجه به غیرخطی و نامعلوم بودن پارامترهای مسئله ردگیری سمت به تنهایی، حل این توابع دشوار و در برخی موارد با خطای زیاد توأم می‌گردد.

با توجه به توضیحات داده‌شده، در این بخش به طراحی مسیر یک ناظر به روش کنترل بهینه برای حرکت در صفحه (برای اهداف سطحی شناوری) می‌پردازد. فرض شده است که ناظر قابلیت اندازه‌گیری فقط زاویه سمت یک هدف را دارد و با داشتن موقعیت ناظر در هر لحظه، موقعیت هدف تخمین زده می‌شود. طراحی مسیر ناظر با هدف رویت‌پذیری هرچه بیشتر موقعیت هدف صورت پذیرفته است.

در این بخش، مدل‌سازی و حل مسئله کنترل رویت‌پذیر بهینه با بهره‌گیری از ویژگی‌های بهینه‌سازی مسیر مانور تا زمان نهایی آن، مستقل از شرایط و فاصله اولیه هدف محاسبه می‌گردد. لذا پس از

¹ Legendre Polynomial

² Chebyshev Polynomial

³ Hermit Polynomial

⁴ Laguerre

مدل سازی مسئله کنترل بهینه مسیر ناظر، برای حل مسئله از روش مستقیم و چندجمله‌ای متعامد چبیشف استفاده می‌شود و قانون کنترل برای حرکت ناظر به دست می‌آید. سپس کارایی روش ارائه شده توسط شبیه سازی مونت کارلو با روش‌های دیگر بهینه سازی مسیر مقایسه می‌شود. معیار بهینگی تخمین هدف، افزونگی دترمینان باند پایین ماتریس اطلاعات فیشر انتخاب شده است. همگرایی سریع، محاسبات آسان و انعطاف در طرح‌ریزی سناریو از ویژگی‌های این روش است. بازه ردگیری از زمان $[0, \infty)$ به بازه متناهی $(-1, 1)$ تبدیل می‌گردد و کلیه قيود دیفرانسیلی و انتگرالی با تقریب مناسبی به توابع چندجمله‌ای متعامد نگاشت می‌شوند. سپس با روش‌های بهینه‌سازی معمول، قانون کنترل شامل رابطه مسیر حرکت ناظر با زاویه سمت هدف تعیین می‌گردد. با توجه به محدودیت‌های مسئله ردگیری سمت به تنهایی از جمله پارامترهای نامعلوم اولیه و انتهایی مانند فاصله تا هدف و شرایط مرزی انتهایی مانور ناظر، در روش پیشنهادی این بخش، موارد ذیل لحاظ شده است:

- ۱- استفاده از تابع هزینه باند پایین ماتریس اطلاعات فیشر جهت طراحی رویت‌گر به‌عنوان یک معیار رویت‌پذیری مستقل از پارامترهای تخمین.
- ۲- طراحی رویت‌گر بهینه مسئله ردگیری سمت به تنهایی با تعریف تابع هامیلتونین، به‌منظور بهره‌گیری از دقت بالای بهینه‌سازی روش‌های کلاسیک (دقت بالای روش‌های بهینه‌سازی غیرمستقیم).
- ۳- نگاشت مسئله رویت‌گر بهینه کلاسیک، به یک مسئله حل عددی NLPP با استفاده از چندجمله‌ای‌های متعامد چبیشف به‌منظور گسسته سازی مانور در طول زمان و بهینه‌سازی مسئله با بردارهای متعامد که این تحقیق به دلیل دشواری و محدودیت‌های روش‌های حل تحلیلی رویت‌گر بهینه در مسئله ردگیری سمت به تنهایی انجام شده است.
- ۴- عدم نیاز به معلوم بودن شرایط اولیه و مرزی در روش پیشنهادی که از الزامات و محدودیت‌های حل تحلیلی به روش‌های کلاسیک است.

۵- ارائه تابع کنترلی منحصربه‌فرد مسیر بهینه ناظر (برای فواصل مختلف) برای اهداف ساکن، سرعت ثابت و یا دارای مانور که در ابتدای مانور ناظر متناسب با محدودیت‌های حرکت آن محاسبه می‌شود و در اهداف متحرک متناسب با زاویه نسبی دید و مانور آن‌ها، مسیر بهینه به صورت روی خط تطبیق داده می‌شود.

۶- کاهش خطای روش پیشنهادی نسبت به سایر روش‌های بهینه‌سازی یک گام به جلو در ابتدا و انتهای مانور ناظر که باعث همگرایی سریع مسئله ردگیری سمت به تنهایی می‌شود.

جهت بررسی روش پیشنهادی، عملکرد آن با مهم‌ترین روش‌های بهینه‌سازی غیرمستقیم و مراجع ارائه شده اخیر بهینه‌سازی به روش مستقیم مقایسه می‌شود [۵۸].

۲-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر از ماتریس فیشر به روش عددی

با بیشینه نمودن دترمینان ماتریس فیشر معادلات (۲۷-۴) بر حسب زاویه مانور ناظر φ ، از روش‌های بهینه‌سازی عددی مانند روش شبه نیوتونی^۱ می‌توان N زاویه کورس ناظر را با فرض $t_i - t_{i-1} = \frac{T_f}{N}$ برای هر i در طول زمان مانور T_f به دست آورد. ورودی‌های این روش عددی تخمین فاصله اولیه، سرعت ناظر و کل زمان حرکت ناظر است. از روش‌های متداول طراحی مسیر ناظر به روش حل مستقیم عددی با استفاده از معادلات فیشر، می‌توان به مرجع [۵۸] و [۶۵] اشاره نمود.

۳-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر با استفاده از ماتریس فیشر به روش تحلیلی

در این بخش پاسخی تحلیلی برای مسیرهای ناظر با به کارگیری نظریه کنترل به دست می‌آید. ورودی‌های این روش، تخمین فاصله اولیه، سرعت ناظر و کل زمان حرکت ناظر است. می‌توان نشان داد که یک کران پائین برای معادله (۲۷-۴) به صورت زیر است [۵۹]:

¹ quasi newton method

$$Upper\ Bound(FIM) = \sigma^{-2} \int_0^T \left(\frac{\dot{\theta}}{r^2} \right) d\tau \quad (1-5)$$

مسیرهای بهینه ناظر، مسیرهایی هستند که این کران بالا را بیشینه می‌کنند. به این منظور مسئله کنترل بهینه تعریف می‌گردد. تابع هامیلتونین برای این مسئله به صورت زیر است [58]:

$$H_a = -\frac{\dot{\theta}}{r^2} + \lambda_1 V \sin(\varphi) + \lambda_2 V \cos(\varphi) \quad (2-5)$$

که در آن λ_1 و λ_2 متغیرهای کمکی و r تخمین فاصله هدف است. برای بهینه سازی تابع هامیلتونین نسبت به ضرایب لاگرانژ λ_1 و λ_2 داریم:

$$\dot{\lambda}_1 = -\frac{\partial H_a}{\partial y} = \frac{V \sin(\varphi) - 4V \cos(\theta) \sin(\varphi - \theta)}{r^4} \quad (3-5)$$

$$\dot{\lambda}_2 = -\frac{\partial H_a}{\partial x} = \frac{-V \cos(\varphi) - 4V \sin(\theta) \sin(\varphi - \theta)}{r^4}$$

با شرط نهایی $\lambda_1(T) = \lambda_2(T) = 0$. یک شرط دیگر برای بهینگی نیز به صورت زیر است:

$$\frac{\partial H_a}{\partial \varphi} = 0 = -\frac{\dot{r}}{r^3} - \lambda_1 \dot{x} + \lambda_2 \dot{y} \quad (4-5)$$

با حل معادلات (3-5) و (4-5) مسیر بهینه به شرح ذیل به دست آمده است.

$$\varphi = 3\theta_T - 2\theta + \cos^{-1}(0) \quad (5-5)$$

$$r = r_0 \left(\frac{\cos[3(\theta_T - \theta_0)]}{\cos[3(\theta_T - \theta)]} \right)^{1/3} \quad (6-5)$$

θ_T سمت انتهایی مانور است که با توجه به ضریب $\frac{VT_f}{r_0}$ تعیین می‌شود. مسیرهایی که کران پایین

دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر را بیشینه می‌کنند بسیار شبیه مسیرهایی هستند که خود دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر را بیشینه می‌کنند [58]. مسیرهایی بهینه، مصالحه‌ای بین افزایش نرخ تغییرات

سمت و کاهش فاصله هدف است. در تعیین مسیرهای بهینه به روش تحلیلی این قید وجود دارد که بایستی کورس نهایی بر زاویه سمت نهایی عمود باشد، با توجه به رابطه (۵-۵) در واقع شرط پایانی زاویه کورس هدف به صورت $\theta_T - \beta_T = \pi/2$ or $3\pi/2$ خواهد است. سناریوها با ضریب $\frac{VT}{r_0}$ بزرگ‌تر، بیشتر رویت‌پذیر بوده و دارای کیفیت تخمین بالاتری می‌باشند [۵۸]. البته دلیل آن هم مشخص است؛ چون در این سناریوها فاصله اولیه هدف از ناظر کمتر است. معیار کران پایین دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر یک معیار مناسب در تعیین مسیرهای بهینه ناظر به صورت تحلیلی است که باعث کاهش دقت تخمین‌گر نمی‌شود.

معایب روش تحلیلی موجود:

روش Hammel تقریباً مرجع تمامی مقالات ردگیری سمت به تنهایی است [۵۸]. علیرغم مرجع بودن این مقاله، تخمین فاصله اولیه در محاسبات آن، به تخمین مانور بهینه وابسته است. این روش در سناریوهای با خطای بالا در بردارهای اولیه ناکارآمد است چون بهینه‌سازی با فرض معلوم بودن فاصله اولیه انجام شده است. در حالی که در مسئله ردگیری ردگیری سمت به تنهایی به دست آوردن فاصله اولیه خودی و هدف به عنوان یک چالش مسائل کاربردی مطرح است.

۴-۵ تعیین مسیر بهینه ناظر با استفاده از کواریانس خطا به روش عددی

یکی دیگر از روش‌های رایج برای بهینه‌سازی مسیر ناظر، کمینه کردن جمع درایه های قطری کواریانس خطای تخمین، حاصل از فیلتر توسعه یافته کالمن مدنظر است. در این پژوهش مسیر ناظر به گونه‌ای تعیین شده است که ماتریس کواریانس خطای تخمین بردار حالت کمینه گردد. از روش‌های محاسبه مسیر ناظر مبتنی بر کمینه نمودن کواریانس خطای فیلتر می‌توان به مراجع [۶۶-۶۷] اشاره نمود. مطابق با فرمول‌های بازگشتی فیلتر توسعه یافته کالمن در بخش ۲-۳-۱، معادلات کواریانس خطای پیش‌بینی حالت، کواریانس خطای به‌روز شده و ماتریس بهره به صورت زیر است:

$$P_{k|k} = P_{k|k-1} - K_k S_k K_k^T = [I - K_k \hat{H}_k] P_{k|k-1} \quad (7-5)$$

$$S_k = \hat{H}_k P_{k|k-1} \hat{H}_k^T + R_k \quad (8-5)$$

$$K_k = P_{k|k-1} \hat{H}_k^T S_k^{-1} \quad (9-5)$$

در این روش برای به دست آوردن مسیر بهینه ناظر تابع معیار نیز به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$J_E = \text{trace}(P_{k|k}) \quad (10-5)$$

$$g_k \triangleq \text{trace}(K_k R_k K_k^T) \quad (11-5)$$

در این صورت داریم:

$$J_F(k) = \text{trace}\left([I - K_k H_k] P_{k|k-1} [I - K_k H_k]^T\right) + g_k \quad (12-5)$$

اگر $K_k = [k_1 \ k_2 \ k_3 \ k_4]^T$ و $H_k = [h_1 \ h_2 \ 0 \ 0]$ را فرض کنیم، آنگاه داریم:

$$J_E(k) = a \left[p_{11} h_1^2 + 2 p_{12} h_1 h_2 + p_{11} h_2^2 \right] - 2 b h_1 - 2 c h_2 + d + g_k \quad (13-5)$$

$$a = k_1^2 + k_2^2 + k_3^2 + k_4^2, \quad b = p_{11} k_1 + p_{12} k_2 + p_{13} k_3 + p_{14} k_4 \quad (14-5)$$

$$d = p_{11} + p_{22} + p_{33} + p_{44}, \quad c = p_{21} k_1 + p_{22} k_2 + p_{23} k_3 + p_{24} k_4$$

بنابراین، مسیر بهینه حرکت ناظر با کمینه کردن این تابع هزینه، بر اساس روش‌های جستجوی عددی^۱ و با در نظر گرفتن قیدها محاسبه می‌گردد. در این گونه روش‌ها، بهینه‌سازی مسیر برای یک گام جلوتر به روش عددی انجام می‌گیرد که چندان مطلوب مسائل کاربردی نیست. ایراد اساسی این روش عدم تضمین بهینه نتایج نهایی و حجم محاسبات بالا به جهت لزوم تکرار حل مسئله بهینه در هر گام است. در مرجع [۶۶] با ملاحظات دینامیک حرکت، رابطه خطی کسری (۱۵-۵) برای

^۱ Numerical Searching-Oriented Methods

50% ρ با بهره‌گیری از روش حل عددی شبه گوسی استفاده شده است، لیکن در این مرجع ابزار و رابطه جامعی برای طراحی در تمامی مسائل کاربردی ارائه نشده است.

$$J_E = \text{trace}(P_{k|k}) \left. \vphantom{J_E} \right\} \Rightarrow \begin{cases} \varphi^\circ - \theta_0 = a(\theta - \theta_0) + b + \frac{c}{\theta - \theta_0 + d} \\ a = 1.045, b = 1.47, c = 0.06794, d = -0.04875 \end{cases} \quad (15-5)$$

در ادامه این موضوع، با بهره‌گیری از تابع هزینه مستقل تخمین‌گر، روش جامعی ارائه می‌گردد.

5-5 انتخاب تابع هزینه بهینه‌سازی مسیر ناظر با استفاده از روش‌های موجود

اساس بحث بهینه‌سازی مسیر ردگیری سمت به تنهایی بر مبنای بیشینه ماتریس اطلاعات فیشر است که توسط مانور ناظر محقق می‌شود. قاعده مانور ناظر بر اساس هندسه حرکتی موردعلاقه و مطلوب ناظر و هدف، تعیین شده و باید موجب افزایش رویت‌پذیری هدف و کاهش ناحیه عدم جامعیت، به‌منظور بالا بردن دقت تخمین گردد. توابع هزینه متعددی برای بهینه‌سازی مسیر معرفی شده‌اند که عمدتاً به افزایش رویت‌پذیری مسیر ناظر مرتبط می‌گردند. از موارد مهم می‌توان به ماتریس اطلاعات متقابل کاهش باند کرامررائو، کاهش کواریانس خطای تخمین، افزایش دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر و یا افزایش باند پایین دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر اشاره نمود. هرچند استفاده از کمینه خطای کواریانس تخمین در برخی از مقالات به‌عنوان یک معیار، به‌طور مستقیم کاهش خطای تخمین را هدف قرار داده است. لیکن این معیار وابسته به تخمین‌گر بوده و تنها بهینه‌سازی در یک گام جلوتر را در نظر می‌گیرد.

در بخش بعد، در روش پیشنهادی این رساله، بیشینه باند پایین دترمینان ماتریس اطلاعات فیشر، به دلیل استقلال معیار از عملکرد تخمین استفاده می‌شود. لازم به ذکر است این معیار علاوه بر کاهش باند خطای باند کرامررائو، نیازی به محاسبات دشوار ماتریس معکوس ماتریس اطلاعات فیشر ندارد و مشابه معیار باند کرامررائو عمل می‌کند [59]. هرچند مشخصات یک تخمین‌گر در بهینه‌سازی‌های

الگوریتم تخمین مؤثر است، لیکن در این بخش مورد بحث نیست و شبیه سازی‌های این بخش جهت مقایسه روش‌ها، مطابق سایر مقالات انجام شده است.

۵-۶ بهینه‌سازی مستقیم مسئله ردگیری سمت به تنهایی به روش چبیشف

بنابر تعریف تابع معادلات دینامیکی هدف در بخش ۳-۲، تابع هزینه رویت‌پذیری هدف در بخش ۴-۴ و محدودیت‌های مسیر حرکت ناظر، با تعریف ورودی کنترل مسیر بهینه زمان پیوسته به شکل یک مسئله کنترل بهینه مسیر به صورت ذیل تعریف می‌گردد.

$$\text{Min } J_h = \text{Min} \left(-\sigma_\theta^2 \int_0^{T_f} \left(\frac{\dot{\theta}}{r^2} \right) d\tau \right) \quad (۱۶-۵)$$

$$\dot{x} = \dot{r} \cdot \sin\varphi$$

$$\dot{y} = \dot{r} \cdot \cos\varphi$$

$$S_i(x, u, t) \leq 0, \quad i = 0, 1, \dots, N$$

همان‌طور که در مقدمه این فصل به پژوهش‌های انجام شده در محاسبه مسیر بهینه مسئله ردگیری سمت به تنهایی اشاره شد، روش‌های عددی با فرض معلوم بودن شرایط اولیه (فاصله اولیه هدف) و برای مسئله موقعیت‌یابی اهداف ساکن ارائه شده‌اند. هدف این بخش، یافتن مسیر بهینه منحصر به فرد با فرض نامعلوم بودن شرایط اولیه است که نسبت به اهداف متحرک نیز کارآمد باشد. لذا ورودی کنترل مستقل از پارامترهای مجهول، زاویه نسبی مشاهده هدف و کورس ناظر در نظر گرفته شده‌اند.

با توجه به وجود عامل انتگرالی در تابع هزینه طراحی مسیر رویت‌پذیر بهینه، پیش‌بینی مسیرهای ممکن با پارامتر مجهول فاصله تا هدف (r) در کل زمان مانور جهت محاسبه کمینه رابطه (۱۶-۵) با ابزارهای حل مستقیم بسیار دشوار و زمان‌بر است. لذا برای حل این موضوع، روش بهینه‌سازی مستقیم چندجمله‌ای‌های متعامد برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی پیشنهاد می‌شود. بدین منظور از توابع پایه‌ای قطعه‌ای پیوسته چبیشف استفاده می‌گردد که البته می‌توان از توابع متعامد دیگر نیز استفاده نمود که با توجه به کاربرد بیشتر در مراجع این روش انتخاب شده است.

بهینه‌سازی تابع معیار در چند نقطه در طول مسیر مطابق با ابعاد انتخابی پایه‌های متعامد انجام می‌شود؛ بنابراین بهینه‌سازی در طول زمان مانور به روش مستقیم در زمان شروع مانور امکان‌پذیر شده است. انتخاب پارامترهای ورودی کنترل‌پذیر در پایداری این نوع بهینه‌سازی اهمیت دارد. ویژگی دیگر استفاده از چندجمله‌ای‌های متعامد، گسسته‌سازی هم‌زمان متغیرهای حالت و کنترل قیود موجود در مسئله ردگیری سمت به تنهایی به‌طور هم‌زمان است؛ بنابراین معادلات دیفرانسیل و انتگرال‌گیر به یک دسته از قیود جبری تبدیل و به مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی اضافه می‌شوند. ابتدا فرض می‌کنیم تابع $f(t)$ در فاصله $[-1,1]$ تعریف شده است. مقدار تقریب تابع بر اساس چندجمله‌ای‌های متعامد چبیشف $T_n(x)$ به صورت رابطه (۱۷-۵) است [۷۰].

$$f(x) = \sum_{r=0}^N a_r T_r(x)$$

$$a_r = \frac{2}{N} \sum_{j=0}^N f(x_j) T_r(x_j) \quad (17-5)$$

$$x_j = \cos\left(\frac{j\pi}{N}\right), \quad j = 0, 1, \dots, N.$$

مطابق تعریف توابع متعامد چبیشف داریم:

$$T_0 = 1/2, T_1 = x$$

$$T_{n+1} = 2xT_n(x) - T_{n-1}(x) \quad (18-5)$$

$$T_n = T_n / 2, \quad n = 1, 2, \dots$$

برای روابط انتگرالی مسئله بهینه‌سازی از تبدیلات ارائه شده در روابط (۱۹-۵) و در روابط مشتقی از روابط (۲۰-۵) استفاده می‌شود [۷۱].

$$\int_{-1}^1 f(x) dx = \sum_{s=0}^N b_{Ns} f_s, \quad s = 1, 2, \dots, N-1.$$

$$b_{Ns} = \frac{4}{N} \sum_{j=0}^{N/2} \frac{1}{1-4j^2} \cos \frac{2j\pi s}{N} \quad (19-5)$$

$$b_{N0} = b_{NN} = \frac{.5}{N^2 - 1}$$

$$f'(x_i) = \sum_{j=0}^N d_{ij} f(x_j), \quad i = 0, 1, \dots, N.$$

$$d_{ij} = \frac{4\varphi_j}{N} \sum_{n=0}^N \sum_{\substack{l=0 \\ (n+l) \text{ odd}}}^{n-1} \frac{\varphi_n n}{c_l} T_n(x_j) T_l(x_j), \quad (5-20)$$

$$i = 0, 1, \dots, N$$

$$\varphi_0 = \varphi_N = 1/2, \quad \varphi_j = 1 \text{ for } j = 1, 2, \dots, N-1.$$

$$\text{if } i \geq 1 \text{ } c_i = 1 \text{ else } c_i = 1,$$

بر این اساس، حل الگوریتم بهینه‌سازی ردگیری سمت به تنهایی به شکل ذیل طرح‌ریزی می‌گردد.

گام اول:

- انتخاب ورودی کنترل؛
- انتخاب زمان مانور (T_f)؛
- انتخاب مرتبه چندجمله‌ای چبیشف N ؛
- تغییر متغیر $\tau = \frac{T_f}{2}(1+t)$ از $[-1, 1]$ به $[0, T_f]$ ؛
- انتخاب ε_1 و ε_2 به‌عنوان کران‌های تابع معیار و کران‌های موردقبول.

گام دوم:

- تنظیم اولیه مسیر موردنظر در پایه‌های چندجمله‌ای که به‌منظور دستیابی به مسیر یکتای بهینه تعادل دو شرط مخالف (بیشینه رویت‌پذیری شامل حرکت متعامد بر مسیر در جهت افزایش تغییرات زاویه سمت هدف و تقرب و کاهش فاصله هدف)؛
- انتخاب زاویه سمت نسبی هدف به‌عنوان ورودی مانور ناظر جهت استقلال مسیر بهینه به دینامیک مسیر حرکت؛
- تقریب مشتق توابع چبیشف مطابق رابطه (5-21) برای معادلات دینامیکی حرکت (3-3).

لذا داریم:

$$\sum_{j=0}^N d_{ij} x(t_i) = V \sin(\varphi(t_i))$$

$$\sum_{j=0}^N d_{ij} y(t_i) = V \cos(\varphi(t_i)) \quad (21-5)$$

$$\varphi_i = \varphi(t_i) = \sum_{j=0}^N a_j T_j(t_i)$$

$$u_i = \varphi(t_i) - \theta(t_i)$$

N مرتبه چند جمله‌ای چبیشف، مقادیر a_j و d_{ij} به ترتیب از روابط (5-17) و (5-19) محاسبه می‌شوند.

- تابع انتگرال هزینه مسیر بهینه با استفاده از روابط (3-3) و (5-16) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\text{Min } J_N = F(x_i, c_i) h(X_k) = \tan^{-1}\left(\frac{x}{y}\right)$$

$$J_N = \sum_0^N b_{Ni} L[x(t_i), y(t_i), \varphi(t_i), t_i], \quad t_i \in [-1, 1]$$

$$L[x(t_i), y(t_i), \varphi(t_i), t_i] = \quad (22-5)$$

$$\frac{V \sin(\varphi(t_i))}{\sqrt[2]{(x(t_i)^2 + y(t_i)^2)^3}}$$

که b_{Ni} از رابطه (5-19) جایگزین می‌شود.

گام سوم: حل مسئله بهینه‌سازی با شرایط مرزی دلخواه.

ممکن است در طول مسیر مسئله ردگیری سمت به تنهایی محدودیت‌هایی برای پارامترهای ورودی و سینماتیکی ناظر مانند محدودیت در زاویه دید و یا عبور از موانع مدنظر باشد. این محدودیت‌ها نیز به صورت زیر لحاظ می‌شوند.

equality constrains

$$G(x_i, c_i, t_i) = 0, \quad i = 0, 1, \dots, N \quad (23-5)$$

constrains:

$$S(x_i, c_i, t_i) = 0, \quad i = 0, 1, \dots, N$$

گام چهارم: شرط توقف بهینه‌سازی.

$$\begin{aligned} |J_{N+1} - J_N| &< \varepsilon_1, \\ \left[\sum (G^2 + S^2) \right]^{1/2} &< \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (24-5)$$

اگر شرایط گام چهارم مهیا نشود، $k = k+1$ ، مراحل از گام سوم تکرار می‌گردد.

این بخش از بهینه‌سازی مسیر به صورت برون خط اجرا و قانون کنترل محاسبه می‌گردد. قانون کنترل بر اساس پارامترهای از پیش تعیین شده مانند بیشینه زمان مانور، بیشینه سرعت ناظر، شرایط مرزی و محدودیت‌های مسیر محاسبه می‌گردد. روند تخمین مسیر با تحقق قانون کنترل در شکل ۲-۵ آورده شده است. در قسمت بعد با استفاده از شیبه‌سازی، عملکرد روش بهینه‌سازی پیشنهادی با چندجمله‌ای چبیشف برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی مقایسه و کارآمدی آن ارائه می‌شود.



شکل ۲-۵: محاسبه قانون کنترل رویت‌گر مسئله ردگیری سمت به تنهایی

۵-۶-۱ بررسی کارایی روش پیشنهادی در طراحی سناریوهای بهینه در یک مسئله کاربردی در مسئله تعیین مسیر ناظر همواره م صالحه‌ای بین زمان و خطای نهایی رویت‌پذیری وجود دارد. در این رساله هدف یافتن مسیر بهینه یکتایی است که بدون وابستگی به نامعلوم بودن شرایط اولیه فاصله تا هدف در کوتاه‌ترین زمان ممکن خطای رویت‌پذیری کمینه شود.

عمدتاً در مقالات در روش‌های تحلیلی [۵۸] و عددی [۶۵]، [۶۶] از پارامتر بی‌بعدی به نام نسبت تقرب استفاده شده است که با توجه به بیشینه زمان لازم برای رسیدن ناظر به هدف در حرکت مستقیم تعریف می‌شود.

$$T_f = \rho \frac{\|x^t - x^o \quad y^t - y^o\|}{V_o} \quad (۲۵-۵)$$

در مراجع اشاره شده با کاهش کواریانس خطا و یا افزایش باند کرامر-رائو، متناسب با ضریب ρ به‌عنوان نسبت زمانی تقرب به هدف، مسیرهای مشابهی را به روش تحلیلی غیرمستقیم و یا عددی (مستقیم) ارائه نموده‌اند. در این رساله، بهینه‌سازی کل مسیر با رابطه (۵-۱) و یافتن مسیر مستقل از فاصله اولیه و یا ضریب تقرب در کمینه زمان ممکن مدنظر است.

۵-۶-۲ تعیین مسیر بهینه با روش پیشنهادی چندجمله‌ای‌های چبیشف در مسئله کاربردی دریایی

در این قسمت، کارآمدی روش پیشنهادی در مسئله کاربردی ردگیری سمت به تنهایی در ردگیری اهداف دریایی سطحی بررسی می‌شود. بدین منظور محاسبه مسیر رویت‌پذیر در بازه ۵۰۰ متر الی ۱۵۰۰ متر، با سرعت ثابت و بیشینه ناظر معادل ۱۰ گره دریایی در زمان تقرب ۱۰ تا ۱۰۰ درصد مسیر مستقیم تا رسیدن به هدف انجام پذیرفته است. همچنین بیشینه محدوده دید سونار ۹۰ درجه نسبت به خط دید هدف به‌عنوان شرایط محدودکننده مطابق رابطه (۵-۲۳) و نرخ نمونه‌برداری حساسه سونار در هر ثانیه ۱ بار است.

با بهره‌گیری الگوریتم مدل‌سازی چبیشف مرتبه ۴ و استفاده از تابع Fmincon نرم‌افزار مطلب جهت محاسبه کمینه تابع هزینه رابطه (۵-۱)، پاسخ مشابهی برای تمامی سناریوهای ارائه شده بدست آمد. در مجموع کمینه تابع هزینه بهینه، در مسیری با مانوری معادل ۱۰ درصد کل زمان تقرب مستقیم به هدف قابل‌دستیابی است. واضح است کمینه زمان تقرب در تخمین پارامترهای هدف علاوه بر رویت‌پذیری مسیر به باند خطای حساسه اندازه‌گیر نیز وابسته است.

مطابق نتایج جدول (۵-۱) مشاهده می‌شود مسیر بهینه با تابع کنترلی φ_{NJ} با تقریب مناسبی به فاصله هدف وابسته نیست. حساسیت کمینه تابع هزینه بهینه سازی رابطه (۵-۱) نسبت به پارامتر فاصله مطابق رابطه ذیل از درجه ۳- است که به پارامتر کنترلی مفروض وابسته نیست.

$$S_r^J = r/J \frac{\delta}{\delta r} \left(\frac{\dot{\theta}}{r^2} \right) = -3 \quad (۵-۲۶)$$

بنابراین مسیر بهینه می‌تواند مستقل از فاصله محاسبه شود. اهمیت این موضوع در محاسبه روی خط مسیر بهینه است؛ زیرا هرچند مسیر بهینه پیشنهادی مطابق جدول (۵-۱) تقریباً یکتا است، لیکن در برخی موارد با افزودن شرایط محدودکننده ناظر نیاز به محاسبه مجدد مسیر بهینه مطابق شرایط جدید مسیر است.

در مجموع برای تخمین یک هدف، با انتخاب زمان مناسب تقرب (متناسب با خطای حساسه ناظر) می‌توان مسیر بهینه مانور را مستقل از فاصله اولیه در ابتدای مانور محاسبه نمود. اهمیت روش پیشنهادی در انتخاب تابع هزینه مستقل از تخمین گر و ارائه یک روش بهینه سازی در کل زمان مانور با محاسبات کمینه (مطابق با ابعاد بردارهای متعامد) به منظور اعمال شرایط محدودکننده دلخواه است. برای نشان دادن این ادعا در بخش بعد عملکرد مهم‌ترین روش‌های ارائه‌شده در مقالات با روش پیشنهادی بررسی می‌گردد.

جدول ۵-۱: مقایسه کمینه تابع هزینه و مسیر بهینه برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی
 برای فواصل ۰/۵ الی ۱۵ کیلومتری فاصله هدف در ۱۰ درصد زمان تقرب با سرعت ۱۰ گره دریایی ناظر
 با روش بهینه‌سازی چبیشف مرتبه ۴

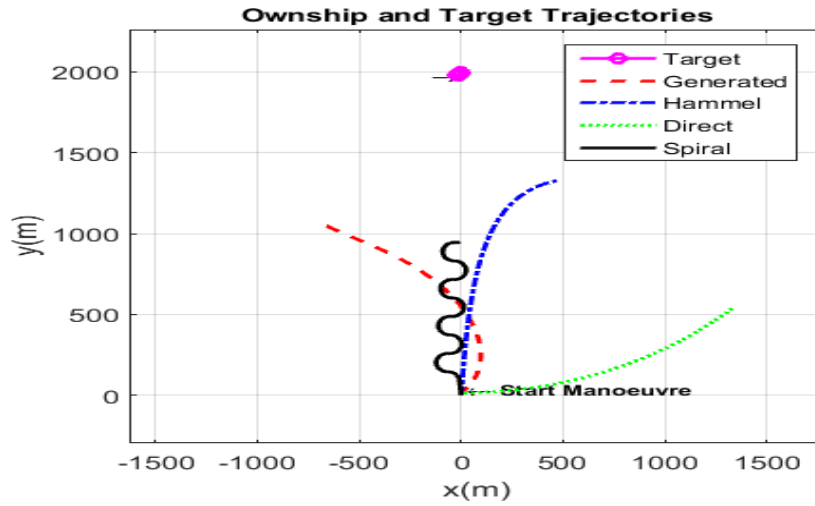
فاصله هدف کیلومتر	۰/۵	۱/۵	۳	۴/۵	۶
کمینه J_N $\rho = 10\%$	0.172×10^{-17}	-0.23×10^{-18}	-0.37×10^{-20}	-0.32×10^{-21}	-0.57×10^{-22}
ضرایب	-۷۰/۸۳ -۱۳/۰۰	-۷۲/۸۴ -۱۴/۰۶	-۷۳/۳۶ -۱۴/۳۲	-۷۳/۵۳ -۱۴/۴۱	-۷۳/۶۲ -۱۴/۴۵
چندجمله‌ای	۶۱/۵۴	۶۰/۹۱	۶۰/۷۶	۶۰/۷۹	۶۰/۶۸
مانور بهینه	۸۸/۹۵ ۴۵/۷۱	۸۹/۰۵ ۴۵/۱۴	۸۹/۰۹ ۴۵/۰۰	۸۹/۱۰ ۴۴/۹۵	۸۹/۱۰ ۴۴/۹۳

r_{Km}	۷/۵	۹	۱۰/۵	۱۲	۱۵
کمینه J_N $\rho = 10\%$	-0.15×10^{-22}	-0.50×10^{-23}	-0.20×10^{-23}	-0.90×10^{-24}	-0.23×10^{-24}
ضرایب	-۷۳/۶۷ -۱۴/۴۸	-۷۳/۷۰ -۱۵/۵۰	-۷۳/۷۳ -۱۴/۵۱	-۷۳/۷۵ -۱۴/۵۲	-۷۳/۷۷ -۱۴/۵۳
چندجمله‌ای	۶۰/۶۶	۶۰/۶۵	۶۰/۶۴	۶۰/۶۴	۶۰/۶۳
مانور بهینه	۸۹/۱۱ ۴۴/۹۱	۸۹/۱۱ ۴۴/۹۰	۸۹/۱۱ ۴۴/۸۹	۸۹/۱۱ ۴۴/۸۹	۸۹/۱۱ ۴۴/۸۸

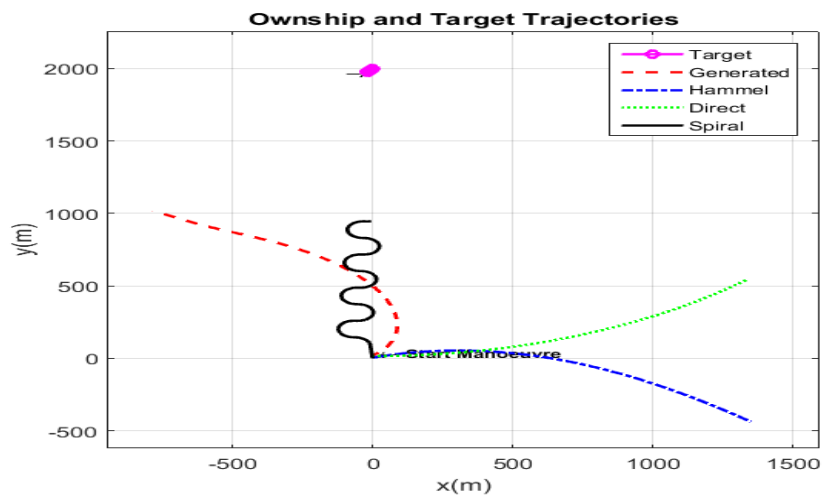
۵-۶-۳ مقایسه کارآمدی روش پیشنهادی به روش‌های ارائه‌شده در حالت هدف ساکن
 عموماً مقایسه ردگیری‌های مختلف بر مبنای شبیه‌سازی‌های مونت کارلو انجام می‌شود. در مراجع
 مختلف برای ارزیابی عملکردی مسئله ردگیری سمت به تنهایی از توابع مختلفی استفاده شده که در
 فصل ۲-۵ به آن اشاره شده است. در این بخش مقایسه روش پیشنهادی با برخی روش‌های معروف
 ارائه شده به روش شبیه‌سازی مونت کارلو انجام می‌گیرد. روش تحلیلی با تعریف تابع هامیلتونین و حل
 کلاسیک کنترل مسیر بهینه رویت‌پذیر توسط Hammel در بخش ۵-۳ ارائه شد. با توجه به دشواری
 حل مسائل کنترل بهینه غیرخطی، در این طراحی جهت امکان‌پذیری حل مسئله، مقادیر اولیه معلوم
 و سمت نسبی مشاهده هدف در زمان نهایی ۹۰ درجه فرض شده است. همچنین در بخش ۵-۴ روش

مسیریابی با کاهش کواریانس تخمین به روش محاسبه مستقیم اشاره شده است. علاوه بر روش‌های فوق، مسیر مارپیچ بهینه S (در شکل با عنوان Spiral) در مسیر مستقیم دید هدف برای ارزیابی روش پیشنهادی مورد مقایسه قرار می‌گیرد. همان‌طور که در بخش مقدمه عنوان شد، هدف این بخش، کاهش هزینه حرکتی در مانور S شکل و طراحی مسیر یکتای بهینه مانور ناظر، در حالت نامعلوم بودن شرایط اولیه تخمین پارامتر فاصله تا هدف است که انعطاف لازم جهت اعمال محدودیت‌های مانورهای تاکتیکی را داشته باشد. همچنین، روش پیشنهادی با اعمال تابع هزینه در طول مسیر، بایستی بهترین عملکرد را در زمان نهایی نسبت به روش‌های مرسوم دارا باشد. برای هم‌سان سازی با محدودیت‌های سایر مانورها، مسیر بهینه پیشنهادی با محدودیت زاویه نسبی دید هدف کمتر از ۹۰ درجه و شرایط نهایی مرزی ۹۰ درجه حل می‌شود. با توجه به اینکه رابطه بین کورس ناظر و هدف یک رابطه ثابت است، تنها در یک جهت شبیه‌سازی انجام شده و در این سناریو سمت هدف صفر درجه نسبت به شمال، سرعت ناظر ۱۰ گره دریایی (۵ متر بر ثانیه)، خطای حساسه ناظر گوسی و با انحراف معیار ۳ درجه فرض می‌شود. ابتدا مسیر بهینه با فرض شرایط اولیه معلوم، برای فاصله ۲ کیلومتر با مانور معادل ۳۰۰ ثانیه در شکل ۵-۳-الف و خطای تخمین آن در شکل ۵-۳-ج نشان داده شده است. همچنین، برای بررسی حساسیت روش‌ها به شرایط اولیه، نتایج حل در شرایط نامعلوم در قسمت شکل ۵-۳-ب و خطای تخمین آن در شکل ۵-۳-د ارائه شده است. در روش پیشنهادی در شکل ۵-۳-ج و شکل ۵-۳-د از ثانیه ۱۴۰ به بعد خطای رویت‌پذیری به کمتر از ۱۰۰ متر بهبود یافته است. با توجه به اینکه در این روش بهینه‌سازی در تمام مسیر جهت رسیدن به نتیجه نهایی بهینه مدنظر بوده، در ۵۰ درصد نهایی مسیر، باند خطای مطلوبی حاصل می‌شود. همچنین، عدم حساسیت به شرایط اولیه نامعلوم در شکل ۵-۳-ج و شکل ۵-۳-د مشاهده می‌شود. در روش کلاسیک (در شکل با عنوان Hammel)، کنترل مسیر بهینه در شرایط مرزی (انتهای مسیر) به دقت مناسبی همگرا می‌شود، لیکن زمان همگرایی با شرایط معلوم در ۹۰ درصد زمان ردگیری شکل ۵-۳-ج و حساسیت بالا به معلوم بودن

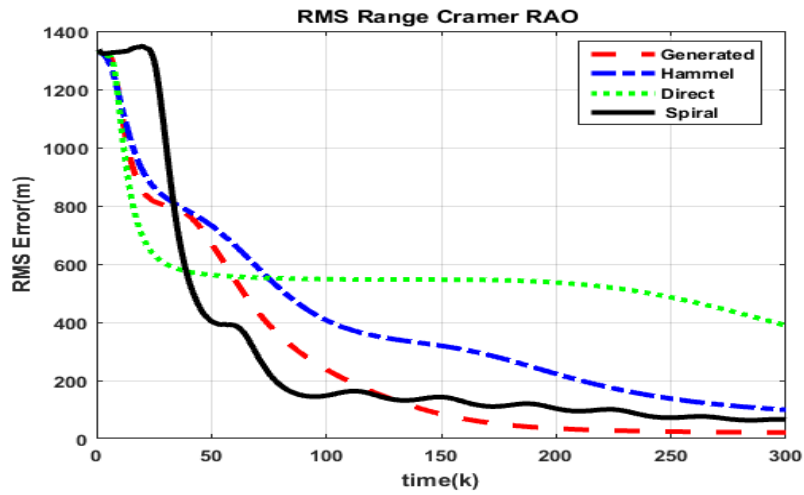
شرایط اولیه و عدم همگرایی در شکل ۵-۳-د نشان ضعف این روش در طراحی مسیر بهینه مسئله ردگیری سمت به تنهایی است. با توجه به اینکه روش مستقیم (در شکل با عنوان Direct) همواره برای یک گام جلوتر، مسیر بهینه محاسبه می‌گردد، در مجموع در زمان نهایی نتیجه مطلوب حاصل نشده است. مانور S که عمدتاً در مسائل کاربردی استفاده شده است، با طی تلفات مسیر اضافی توأم بوده و البته به‌دقت مطلوب در بسیاری شرایط منجر نمی‌شود. به‌منظور بررسی رویت‌گر بهینه در کاهش خطای تخمین فاصله هدف، از تخمین‌گر فیلتر توسعه یافته کالمن مطابق روابط (۵-۱۵) استفاده شده است. نتایج خطای تخمین رویت‌گرهای بهینه مثال قبل در شکل ۵-۴ آمده است. خطای روش پیشنهادی در انتهای مانور از سایر روش‌ها کمتر است ضمن اینکه مقایسه میزان خطا در شکل ۵-۴ از میزان کاهش خطای کرامر-رائو در شکل ۵-۳-ج و شکل ۵-۳-د تبعیت می‌کند. برای بررسی جامع نتایج در فواصل خیلی نزدیک ۰/۵ الی ۱۵ کیلومتر، طراحی مسیر بهینه به روش‌های ذکر شده صورت گرفته و خطای تخمین و توابع معیار در زمان نهایی به شرح جدول ۵-۲ محاسبه می‌شوند. نتایج خطای باند کرامر-رائو نشان می‌دهد مسیر بهینه طراحی شده با روش پیشنهادی نسبت به روش‌های دیگر در تمامی حالات کمینه بوده است. کمینه بودن این خطا به‌طور مستقیم در RMS خطای تخمین فاصله مؤثر است. بدیهی است در صورت بهره‌گیری از تخمین‌گرهای مناسب، کاهش خطا تا باند کرامر-رائو امکان بهبود دارد. همچنین کمینه بودن متوسط خطا در طول زمان ردگیری، خاصه در برد بالا در روش پیشنهادی بهینه است؛ چراکه در این روش طراحی مسیر بهینه در کل مسیر مدنظر بوده است. هرچند در روش مستقیم دربردهای کوتاه، متوسط زمانی مناسب است، لیکن خطای زمان نهایی از روش پیشنهادی بیشتر است. لازم به ذکر است با توجه به حساسیت روش تحلیلی و مستقیم، پارامتر فاصله اولیه در این دو حالت معلوم فرض شده است.



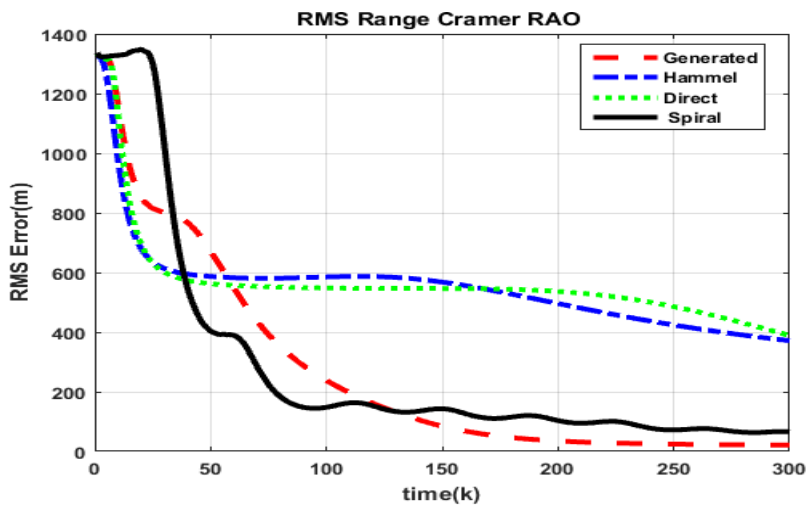
۵-۳-الف: مانور بهینه با فرض شرایط معلوم



۵-۳-ب: مانور بهینه با فرض شرایط نامعلوم

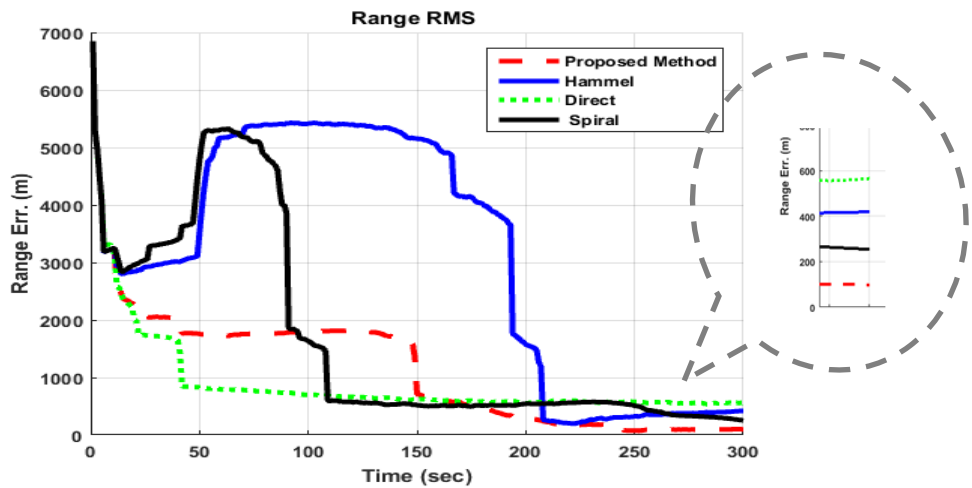


ج-۳-۵: خطای رویت‌پذیری با فرض شرایط اولیه معلوم هدف



د-۳-۵: خطای رویت‌پذیری با فرض شرایط اولیه نامعلوم هدف

شکل ۳-۵: مقایسه عملکرد مانور پیشنهادی نسبت به معلوم بودن شرایط اولیه



شکل ۴-۵: مقایسه خطای تخمین فاصله مانور پیشنهادی با تخمین گر فیلتر توسعه یافته کالمن

جدول ۲-۵: مقایسه خطای مسیر بهینه

فاصله هدف / زمان مانور	۵۰۰ متر / ۸۰ ثانیه			۲ کیلومتر / ۳۰۰ ثانیه			۷ کیلومتر / ۶۰۰ ثانیه		
	CRLB	RTAMS	RMS	CRLB	RTAMS	RMS	CRLB	RTAMS	RMS
خطای معیار (متر)									
روش پیشنهادی	۶/۴	۱۸۷۸	۲۵۹	۱۸	۳۲۴	۹۴	۱۴۶	۱۱۶۴	۷۸۶
Hammel	۸/۹	۲۳۱۸	۴۸۲	۲۴	۱۶۷۴	۳۸۴	۶۵۵	۳۲۴۸	۲۸۱۱
Direct	۱۱۰	۹۴۱	۷۰۷	۳۸۸	۴۰۳	۳۹۳	۷۸۳	۳۶۳۳	۳۷۰۳
Spiral	۷/۸	۲۶۱۲	۵۷۲	۶۵	۵۵۶۹	۳۲۱۰	۲۸۰	۱۹۶۱	۲۲۷۰

فاصله هدف / زمان مانور	۷ کیلومتر / ۶۰۰ ثانیه			۱۰ کیلومتر / ۸۰۰ ثانیه			۱۵ کیلومتر / ۱۰۰۰ ثانیه		
	CRLB	RTAMS	RMS	CRLB	RTAMS	RMS	CRLB	RTAMS	RMS
خطای معیار (متر)									
روش پیشنهادی	۱۴۶	۱۱۶۴	۷۸۶	۱۴۵	۱۵۲۷	۲۳۶	۲۴۰	۳۰۸۷	۷۸۰
Hammel	۶۵۵	۳۲۴۸	۲۸۱۱	۲۸۲	۵۴۴۶	۵۹۷۸	۳۹۴	۹۸۰۰	۱۰۳۰۰
Direct	۷۸۳	۳۶۳۳	۳۷۰۳	۷۶۰	۵۴۵۳	۷۳۱۷	۵۴۶	۱۱۰۹۸	۱۲۳۰۲
Spiral	۲۸۰	۱۹۶۱	۲۲۷۰	۵۶۰	۱۶۶۱	۳۶۷۳	۱۱۳۵	۸۲۳۶	۷۹۱۸

۵-۶-۴ بررسی کارآمدی روش پیشنهادی در ردگیری اهداف متحرک

هدف اصلی این رساله، ارائه یک روش مستقل از پارامترهای مجهول ردگیری اهداف متحرک جهت کنترل مسیر بهینه ناظر است. با توجه به اینکه تنها پارامتر کنترل پذیر، سمت حرکت ناظر نسبت به دید هدف است؛ پارامتر سمت نسبی ناظر به عنوان پارامتر ورودی در نظر گرفته و رابطه (۵-۲۱) را با رابطه ذیل بازنویسی و گام‌های طراحی مجدداً اجرا می‌شوند.

$$u_i = \varphi(t_i) - \theta(t_i) \quad (۵-۲۷)$$

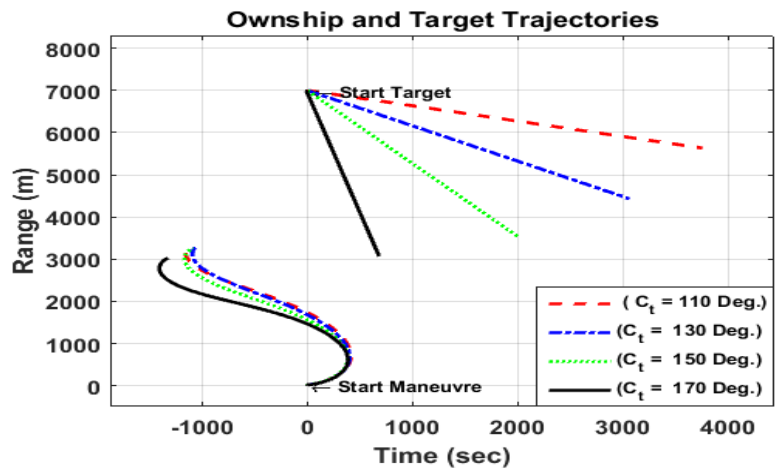
برای عمومیت بخشی به حالات ممکن، در دو حالت اهداف دور شونده و نزدیک شونده شبیه سازی مونت کارلو اجرا شده است. کارآمدی روش پیشنهادی در ردگیری شناورهای سطحی با فرض نامعلوم بودن شرایط اولیه هدف، مطابق سناریوهای مندرج در جداول ۵-۳ و ۵-۴ بررسی شده است. منطبق بر سناریوهای جدول ۵-۳ در تعقیب اهداف برد بلند نزدیک شونده نتایج طراحی مانور بهینه، خطای تخمین فاصله هدف، خطای تخمین سرعت هدف و خطای کورس هدف در شکل ۵-۵ آمده است. متناسب با افزایش نرخ رویت پذیری مسیر هدف با کورس حرکتی نزدیک شونده خطای فاصله کاهش یافته است و از ثانیه ۴۰۰ به مقدار واقعی همگرا شده است. به طور مشابه نتایج تخمین هدف برد کوتاه دور شونده جدول ۵-۴ در شکل ۵-۶ آمده است. تقرب اهداف در این حالت سریع تر بوده و موجب همگرایی تخمین در ثانیه ۱۵۰ شده است.

جدول ۵-۳: سناریوی هدف نزدیک شونده برد بلند

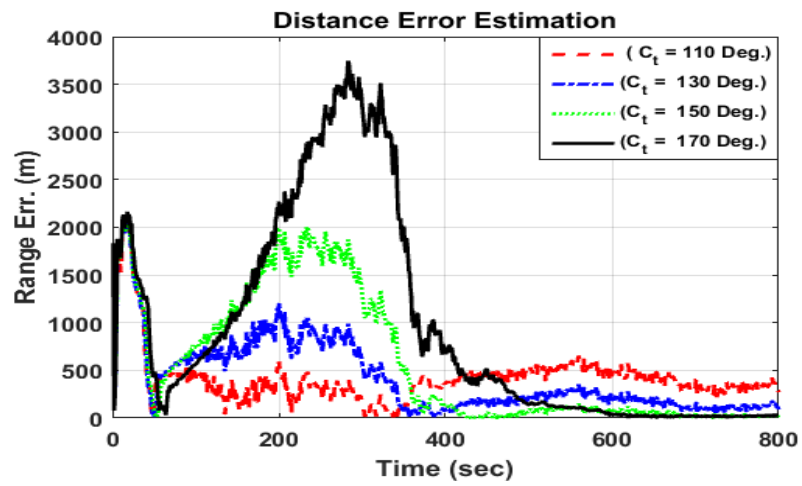
سناریو	سرعت ناظر متر بر ثانیه	خطای حساسه درجه	سرعت هدف متر بر ثانیه	فاصله هدف کیلومتر	کورس هدف درجه	زمان مانور ثانیه
۱	۵	۳	۵	۷	۱۱۰	۸۰۰
۲	۵	۳	۵	۷	۱۳۰	۸۰۰
۳	۵	۳	۵	۷	۱۵۰	۸۰۰
۴	۵	۳	۵	۷	۱۷۰	۸۰۰

جدول ۵-۴: سناریوی هدف دور شونده برد کوتاه

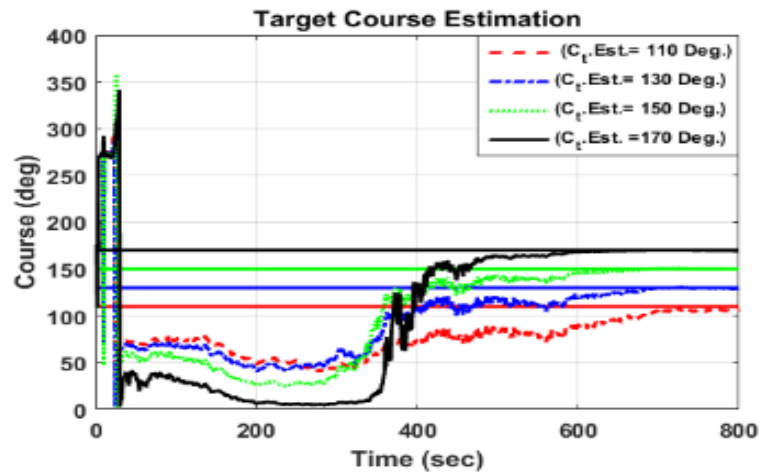
سناریو	سرعت ناظر متر بر ثانیه	خطای حساسه درجه	سرعت هدف متر بر ثانیه	فاصله هدف کیلومتر	کورس هدف درجه	زمان مانور ثانیه
۱	۵	۳	۵	۱/۵	۱۵	۳۰۰
۲	۵	۳	۵	۱/۵	۳۰	۳۰۰
۳	۵	۳	۵	۱/۵	۵۰	۳۰۰
۴	۵	۳	۵	۱/۵	۷۰	۳۰۰



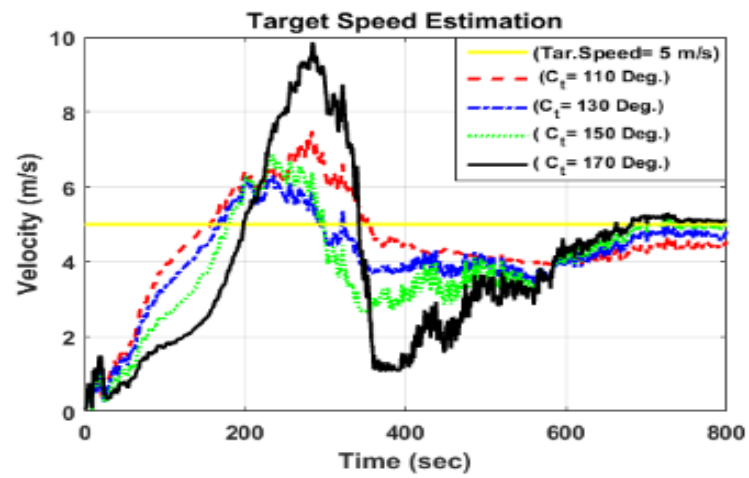
شکل ۵-۵-الف: سناریوهای حرکتی اهداف جدول ۳-۵



شکل ۵-۵-ب: خطای تخمین فاصله اهداف سناریوی جدول ۳-۵

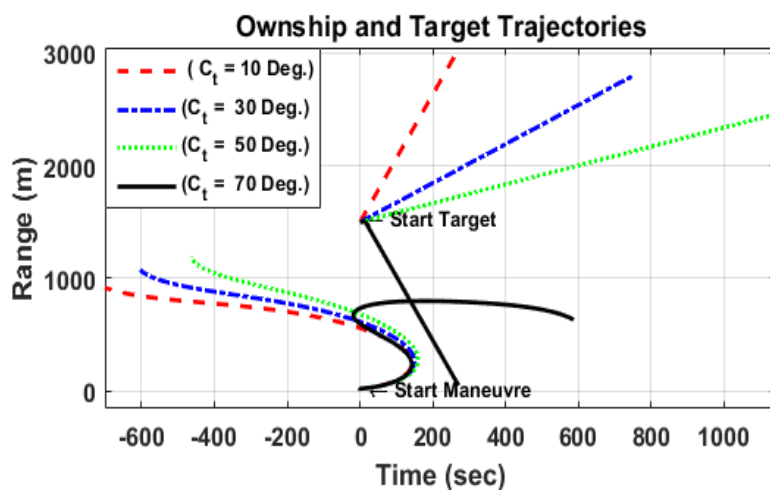


شکل ۵-۵-ج: خطای تخمین کورس اهداف مطابق سناریوی جدول ۳-۵

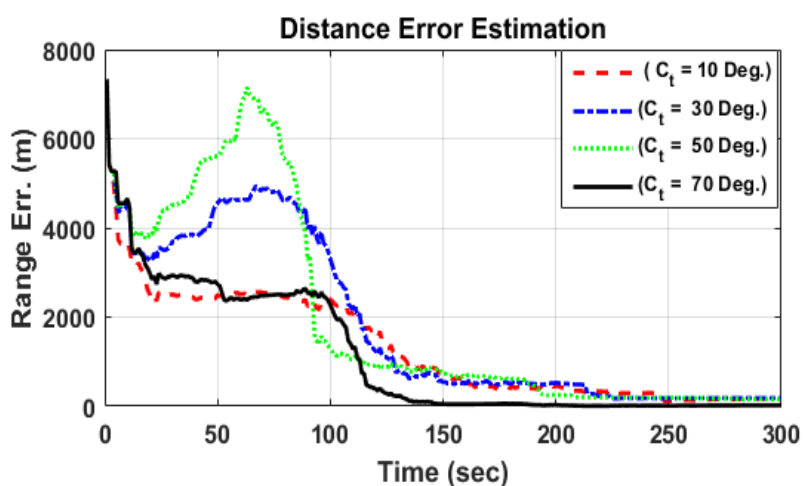


شکل ۵-۵-د: خطای تخمین سرعت اهداف مطابق سناریوی جدول ۳-۵

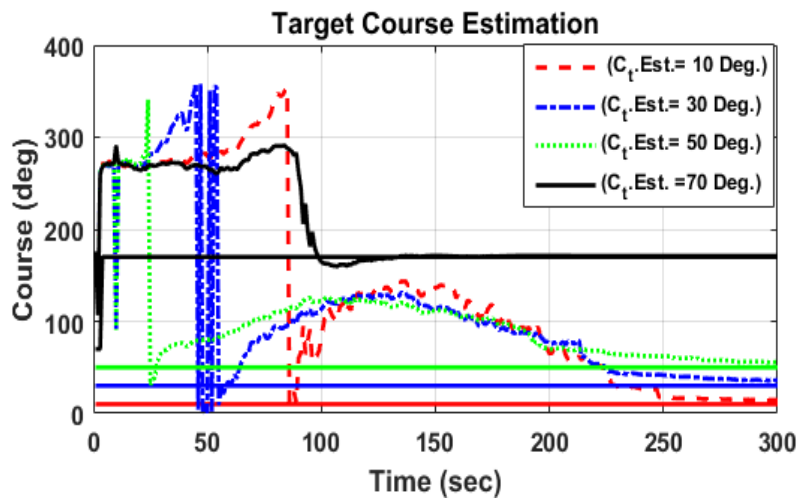
شکل ۵-۵: تخمین اهداف برد کوتاه دور شونده مطابق سناریوی جدول ۳-۵



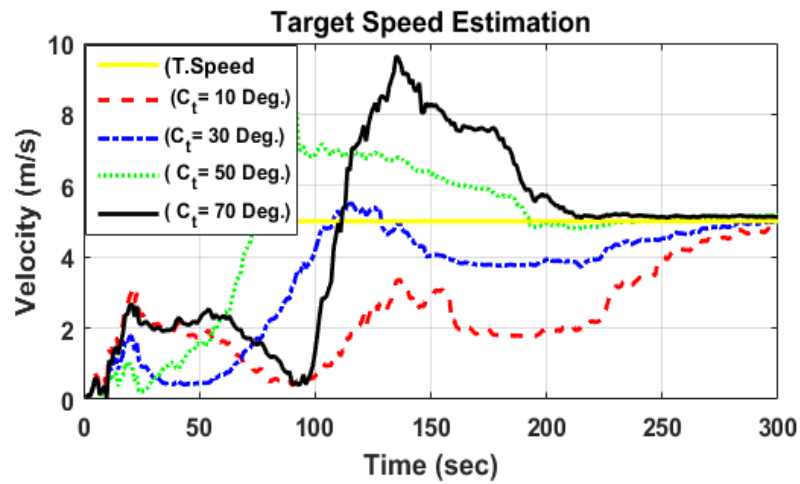
شکل ۵-۶- الف: سناریوهای حرکتی اهداف جدول ۴-۵



شکل ۵-۶: ب- خطای تخمین فاصله اهداف سناریوی جدول ۴-۵



شکل ۵-۶-ج: خطای تخمین کورس اهداف مطابق سناریوی جدول ۴-۵



شکل ۵-۶-د: خطای تخمین سرعت اهداف مطابق سناریوی جدول ۴-۵

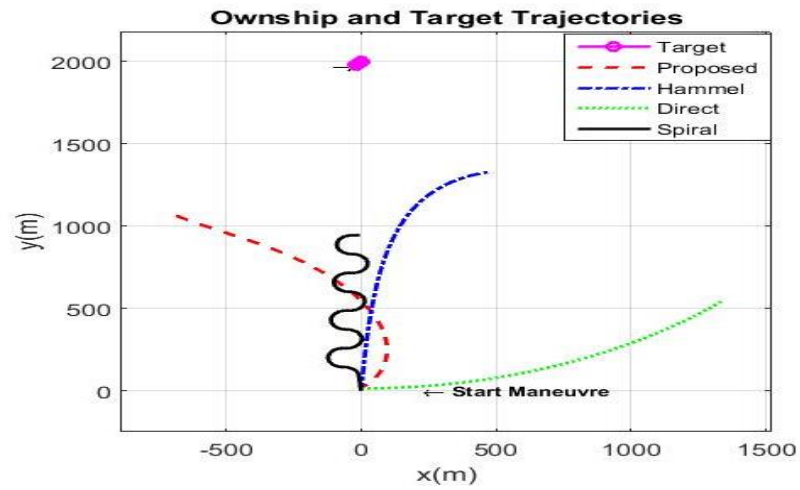
شکل ۵-۶: تخمین اهداف برد بلند نزدیک شونده مطابق سناریوی جدول ۴-۵

۵-۶-۵ طراحی مانور بهینه در اهداف دارای مانور

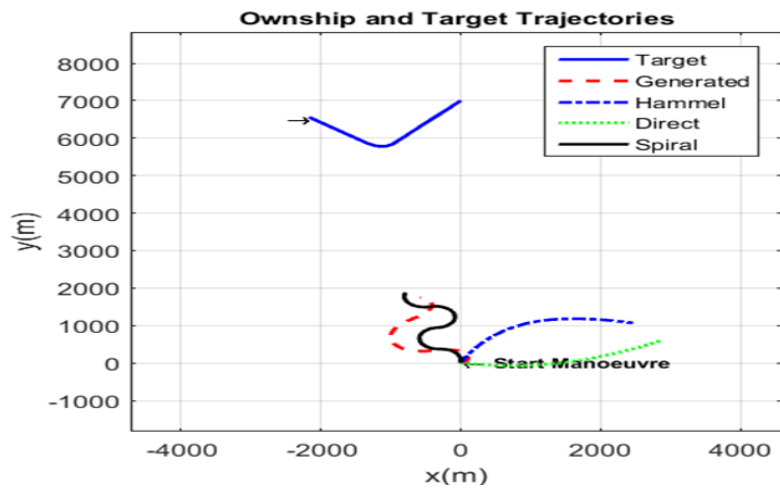
در این بخش به اختصار، عملکرد روش پیشنهادی در حالت اهداف با مانور نسبت به سایر روش‌های بهینه، با یک مثال بررسی می‌شود. طراحی مسیر مانور ناظر برای یک هدف در فاصله ۷ کیلومتر با چرخش ۹۰ درجه‌ای در ثانیه ۳۰۰، مطابق شکل ۵-۷-الف و ۵-۷-ب انجام شده است. مطابق پیش‌بینی بخش قبل، در روش پیشنهادی، بعد از ثانیه ۳۰۰ متناسب با تغییرات زاویه دید هدف مسیر ناظر در شکل ۵-۷-ج و ۵-۷-د تغییرات کمی داشته است. در روش مستقیم، مانور هدف رویت‌پذیری را افزایش داده، لیکن میزان آن از سایر روش‌ها کمتر است. مقایسه خطای تخمین فاصله در شکل‌های ۵-۷-ه و ۵-۷-و نشان می‌دهد مانور باعث افزایش خطای تخمین فاصله هدف شده است.

این موضوع به دلیل خطای کواریانس تخمین‌گر در زمان مانور حاصل شده است که بایستی با بهینه‌سازی تخمین‌گر بهبود یابد که البته موردنظر این بخش رساله نیست.

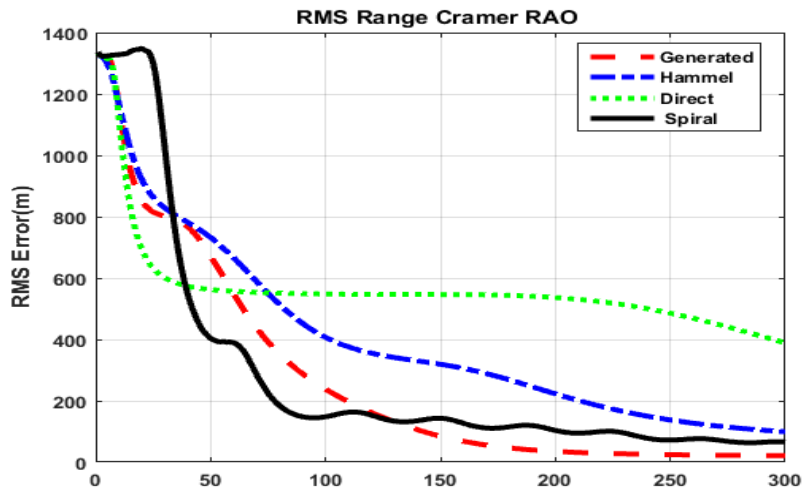
لازم به ذکر است دامنه بالای نوسانات لحظه‌ای در اشکال بدلیل فشردگی محور زمان است.



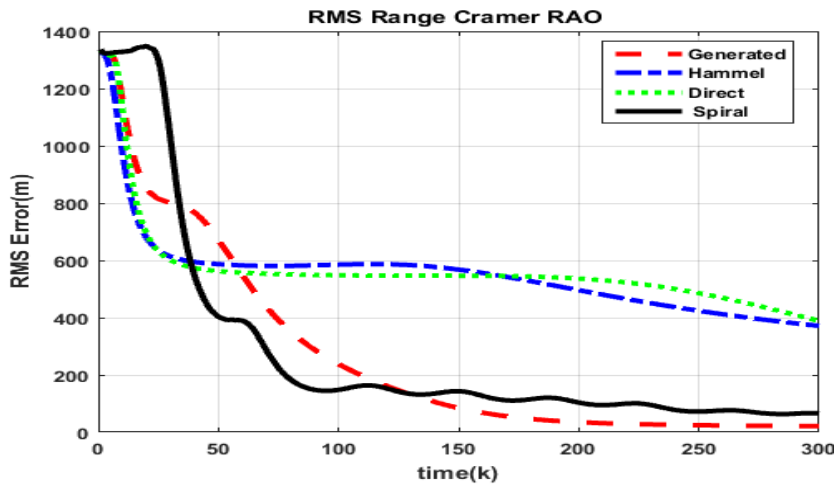
۷-۵ الف: مقایسه مسیر مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف بدون مانور



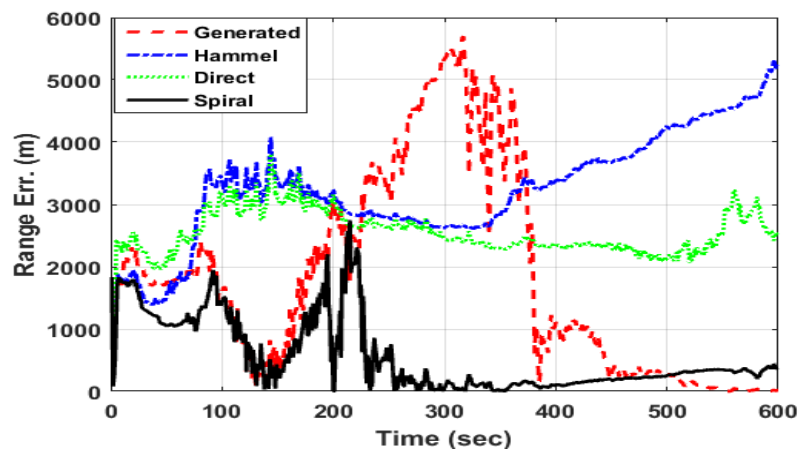
۷-۵ ب: مقایسه مسیر مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف دارای مانور



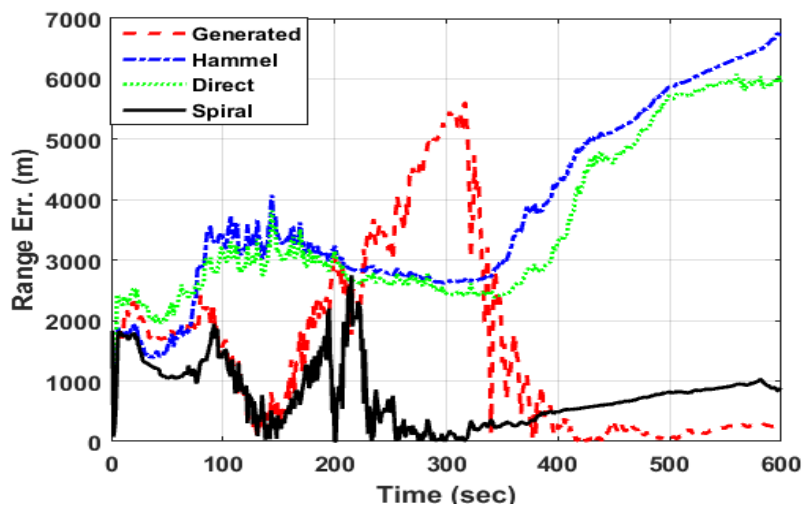
۵-۷-ج: مقایسه نرخ مشاهده پذیری مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف بدون مانور



۵-۷-د: نرخ مشاهده پذیری مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف دارای مانور



۷-۵-و: مقایسه نرخ کاهش خطای تخمین فاصله مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف بدون مانور



۷-۵-و: مقایسه نرخ کاهش خطای تخمین فاصله مانور پیشنهادی با سایر روش‌های بهینه برای هدف دارای مانور

شکل ۷-۵: آنالیز رفتار مانور بهینه پیشنهادی از منظر افزایش رویت‌پذیری و کاهش خطای تخمین

۵-۷ جمع بندی فصل پنجم

در این فصل با روش شبیه سازی مونت کارلو نشان داده شد که روش پیشنهادی بهینه سازی با چند جمله ای های چبیشف برای طراحی مسیر بهینه ناظر مسئله ردگیری سمت به تنهایی با یک تابع کنترل منحصر به فرد و مستقل از پارامترهای نامعلوم اولیه قابل محاسبه است. کارآمدی روش پیشنهادی برای اهداف ساکن و متحرک با مانور ارزیابی شد. بهره گیری از دقت بالای روش های بهینه سازی کلاسیک (روش های غیرمستقیم) در مدل سازی اولیه به همراه بهره گیری از روش های حل مستقیم به دلیل پایداری بالا به پارامترهای نامعلوم و افزایش سرعت حل با استفاده از چند جمله ای متعامد (جهت رفع پیچیدگی های حل تحلیلی تابع هامیلتونین) مشخصه اصلی این روش است. از دیگر مزایای طراحی مسیر با تعقیب و تقرب دلخواه، در ابتدای شروع مانور است. علاوه بر آن همگرایی بالا، سرعت و حجم محاسبات پایین (نسبت به سایر روش های حل مستقیم) و همچنین استقلال محاسبه مسیر بهینه از پارامترهای نامعلوم اولیه و مرزی در مسائل کاربردی ردگیری سمت به تنهایی نشان داده شد. هر چند در حالت اندازه گیری بدون خطا، زمان همگرایی قابل محاسبه است، لیکن با وجود خطای حساسه اندازه گیر، کمینه زمان در این پژوهش از شبیه سازی محاسبه شده است. تحقیقات آتی در این حوزه شامل محاسبه زمان بهینه جهت همگرایی مورد نظر متناسب با خطای حساسه اندازه گیر است تا به صورت روی خط همگرایی مسئله ردگیری سمت به تنهایی تضمین گردد.

فصل ۶

فیلتر بهینه ردگیری سمت به

تنهایی

ردگیری سمت به تنهایی در حالت کاهش رویت پذیری، از جواب واقعی واگرا و یا دارای خطای بایاس خواهد بود. در این حالت به دلیل یکتا نبودن جواب، انحراف کواریانس فیلتر شرط کافی برای خطای تخمین نیست. در برخی موارد در ادامه ردگیری اگر رویت پذیری مجدداً افزایش یابد، ممکن است به دلیل میرایی کواریانس تخمین و کاهش دامنه فیلتر حتی با افزایش کواریانس تخمین، همگرایی به جواب واقعی امکان پذیر نباشد و فیلتر دچار زوال گردد. وقتی کواریانس تخمین به شکل $P_{k|k}$ به سمت جواب غیرواقعی میرا گردد، نمی تواند واگرایی یا بایاس فیلتر از جواب واقعی را نشان دهد. الگوریتم فیلتر کالمن توسعه یافته با خطی سازی سامانه های غیرخطی و تقریب مرتبه اول بسط تیلور، دینامیک حالت هدف را تخمین می زند. عموماً در روش های فیلتر کالمن، نویز سیستم و اندازه گیری با توزیع نرمال و میانگین صفر فرض می شود. کارآمدی، سازگاری و البته برخی الزامات پایداری فیلتر، وابسته به تنظیم کواریانس نویز دینامیک سیستم و کواریانس نویز اندازه گیری است [۷۲] که عمدتاً در مراجع مختلف با استفاده از مانده نمونه برداری تخمین زده می شوند [۷]. نکته بااهمیت این است که در مسائل کاربردی عموماً محدودیت در مسیر حرکت ناظر موجب کاهش رویت پذیری و درنهایت واگرایی فیلترهای ردگیری سمت به تنهایی می گردد. در این فصل الزامات همگرایی مسئله ردگیری سمت به تنهایی به شرح ذیل محقق می گردد:

۱- تحقق رویت پذیری مسئله تا فیلتر به جواب یکتا همگرا گردد که در این خصوص الزاماً مانور ناظر بایستی بهینه گردد [۸].

۲- تخمین پارامترهای نامعلوم اولیه هدف که در مسائل کاربردی معمولاً نامعلوم است و بایستی در ابتدای مانور تخمین زده شود. عموماً برای تخمین شرایط اولیه استفاده از فیلتر ذره ای مرسوم است. در این فصل، به منظور تخمین سریع شرایط اولیه از فیلترهای چند مدله کالمن بی بو بهره گیری شده است و با فیلترهای کالمن توسعه یافته و فیلترهای چند مدله توسعه یافته و همچنین فیلترهای ذره ای مقایسه می شود.

۳ - سازگار بودن فیلتر که به معنای تنظیم مناسب کواریانس نویز دینامیک حرکت و کواریانس نویز اندازه‌گیری حساسه است. در مراجع مختلف، استفاده از فیلترهای تطبیقی جهت به‌روزرسانی کواریانس نویز فیلتر به‌منظور حذف بایاس نویز تخمین (به دلیل مشتق‌گیری از نویز گوسی در خطی سازی مدل) رایج است. در مرجع [۷۳] یک مدل فیلترهای تطبیقی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی، به روش بازگشتی ارائه شده است. در این روش درایه‌های ماتریس‌های کواریانس نویز اندازه‌گیری R و نویز حالت Q در یک فیلتر توسعه یافته کالمن، باقاعده گرادیان نزولی^۱، تابع هزینه کواریانس مانده نمونه‌برداری را تطبیق می‌دهد. در شبیه‌سازی‌های این فصل، جهت سازگاری فیلترها، روش ارائه شده مرجع [۷۳] را در فیلترهای چند مدله تعاملی توسعه می‌دهیم.

۴- تنظیم کواریانس تخمین با تشخیص واگرایی و یا بایاس فیلتر- که معمولاً در فیلترهای ردگیر با بررسی تغییرات کواریانس تخمین حالت و یا کواریانس مانده‌ها انجام می‌پذیرد؛ لیکن در مسئله ردگیری سمت به تنهایی همواره کارساز نیست، چراکه در صورت کاهش رویت‌پذیری، کواریانس تخمین حالت فیلتر به جواب‌های نادرست همگرا و سپس میرا می‌گردد. در این حالت فیلتر از جواب اصلی واگرا شده و یا برای مدت طولانی دارای بایاس خواهد بود. در مسئله ردگیری سمت به تنهایی، روش‌های ارائه شده، جهت تطبیق کواریانس نویز و اندازه‌گیری، ارائه شده‌اند و جهت باز تنظیم کواریانس تخمین کارآمد نمی‌باشند.

موضوع اصلی این بخش پس از معرفی معیار جدیدی جهت تشخیص روی خط پایداری فیلتر، ارائه الگوریتم بهینه به‌منظور تطبیق و تنظیم مناسب کواریانس تخمین فیلتر است. ابتدا با بهره‌گیری از رفتار باندکرامر-رئو و ماتریس مشاهدات هدف در فیلترهای بدون بایاس، تابع معیاری برای تشخیص

¹ Steepest Descent

همگرایی فیلتر معرفی می‌گردد. انحراف رفتار تابع پیشنهادی از فیلتر استاندارد، نرخ افزایش رویت‌پذیری و یا پایداری فیلتر را نشان می‌دهد. برای بازنشانی کواریانس متناسب با نرخ واگرایی فیلتر از ضریب محوشدگی^۱ در فیلترهای تطبیقی قویاً توسعه‌یافته^۲ استفاده می‌گردد [۷۶-۷۵]. این انتخاب به‌منظور حفظ سازگاری فیلتر در بازنشانی کواریانس پیش‌بینی فیلتر، استفاده شده است. بهینه‌سازی انجام‌شده به روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو در سناریوهای مختلف تعقیب، ارزیابی می‌گردد. به‌طور اختصار فیلتر پیشنهادی مسئله ردگیری سمت به تنهایی در شرایط کاهش رویت‌پذیری، به شرح نوآوری‌های ذیل، بهینه شده است:

الف: پیشنهاد و ارزیابی معیار جدید برای تشخیص پایداری و بایاس مسئله ردگیری سمت به تنهایی.

ب: توسعه فیلتر تطبیقی نوین حالت و اندازه‌گیری، به روش گرادیان نزولی در فیلتر چند مدله تعاملی.

ج: توسعه فیلتر ردگیری قویاً توسعه یافته در مسئله ردگیری سمت به تنهایی برای بازنشانی کواریانس تخمین با کمک معیار تشخیص واگرایی پیشنهادی.

با بهره‌گیری از باند کرامر رانو تخمین‌گرهای بدون بایاس، تابع شاخصی برای تشخیص واگرایی ردگیری سمت به تنهایی معرفی و به روش شبیه‌سازی ارزیابی می‌گردد. سپس با بهره‌گیری از معیار تشخیص واگرایی پیشنهادی الگوریتم بهینه‌سازی در شرایط واگرایی مسئله ردگیری سمت به تنهایی ارائه‌شده و در سناریوهای مختلف به روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو ارزیابی می‌گردد.

۱-۶ معرفی معیاری جدید برای تشخیص نرخ واگرایی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی

مسائل ردگیری سمت به تنهایی در حالت کلی غیرخطی و به شکل رابطه (۱-۶) است.

^۱fading factor

^۲Extended Strong Tracking Filter

$$\begin{aligned}\xi &= f(\xi, w) \\ z &= h(\xi, v)\end{aligned}\quad (1-6)$$

که در آن ξ و z بردارهای حالت و اندازه‌گیری، w نویز بردار حالت هدف، v نویز اندازه‌گیری، f و h توابع حالت و اندازه‌گیری مدل هدف می‌باشند که بنا بر نوع دستگاه مختصات در مدل‌سازی مسئله، هر کدام ممکن است غیرخطی و نامعلوم باشند. کواریانس خطا- که معیار همگرایی و یا واگرایی فیلترهای عمومی ردگیری اهداف (خاصه در رادارها) است؛ در مسئله ردگیری ردگیری سمت به تنهایی کارآمد نیست؛ چون در زمان کاهش رویت‌پذیری و عدم یکتایی پاسخ مسئله، نمی‌تواند مبین انحراف از جواب فیلتر باشد. تاکنون معیار مشخصی برای تشخیص روی خط واگرایی در مسائلی همچون ردگیری سمت به تنهایی ارائه نشده است.

در این بخش از رساله تلاش شده است با بهره‌گیری از باند کرامر-رائو و همبستگی آن با کواریانس خطای تخمین، معیاری برای تشخیص واگرایی پیشنهاد شود.

در حالت تخمین بدون بایاس رابطه اساسی باند پایین خطا (باند کرامر-رائو) و کواریانس خطای تخمین به شکل رابطه (۴-۱۱) است که در تخمین استاندارد این رابطه به تساوی تبدیل می‌گردد. بدین منظور برای تشخیص همگرایی فیلتر با بهره‌گیری از رابطه (۴-۱۱)، تابع مثبت معین (۶-۲) به‌عنوان تابع معیار همگرایی پیشنهاد می‌گردد.

قطعاً این رابطه وقتی که یک تخمین‌گر، بدون بایاس و یا یکنوا کاهنده باشد، می‌تواند به‌عنوان معیار تشخیص کاهش خطای فیلتر استفاده شود.

$$V_k = (\mathbf{P}_{k|k} - \mathbf{J}_k^{-1}) \gg 0 \quad (2-6)$$

در فیلترهای بازگشتی کواریانس تخمین به تدریج به سمت صفر میل می‌کند، همچنین افزایش رویت‌پذیری با افزایش ماتریس اطلاعات فیشر و کاهش باند کرامر-رائو (\mathbf{J}^{-1}) همراه می‌گردد البته اگر

مسئله رویت‌پذیر و ماتریس فیشر نامنفرد و دارای معکوس باشد. در لذا تحقق کران پایین نرخ تغییرات تابع شاخص V_k به‌عنوان شرط همگرایی فیلتر ردگیری سمت به تنهایی در فیلتر چند مدله تعاملی در رابطه (۲-۱۷) به‌صورت رابطه (۶-۳) معرفی شده و در ادامه عملکرد آن ارزیابی می‌گردد.

$$\Delta V_k = (V_k^j - V_{k-1}^j) \leq 0 \quad (۶-۳)$$

برای بررسی عملکرد تابع مذکور در شرایط مختلف، شبیه‌سازی یک هدف سطحی دوبعدی دریایی، با کواریانس نویز اندازه‌گیری زاویه سمت معادل ۱/۵ درجه و فرض نویز دینامیک هدف معادل ۱۰۰ متر در سه سناریوی متفاوت با روش فیلتر توسعه یافته کالمن بررسی می‌شود.

سرعت ناظر و هدف در همه سناریوها معادل ۵ گره دریایی، کورس حرکتی ۲۲۰ درجه نسبت به شمال جغرافیایی و زمان ردگیری ۱۲۰۰ ثانیه فرض می‌شود.

مانور ناظر مطابق الگوریتم پیشنهادی فصل ۵ در این فصل استفاده می‌شود. نتایج شبیه‌سازی انجام‌شده در شکل ۶-۱ ارائه شده است.

الف- سناریوی اول: حرکت دور شونده (زاویه دید هدف ۲۰۰ درجه) فاصله اولیه هدف ۵ کیلومتر.

این مانور به دلیل رویت‌پذیری پایین، دور شدن هدف از ناظر انتخاب شده است (عدم کاهش منحنی باند کرامرئو به کمتر از ۵۰۰ متر بعد از ثانیه ۶۰۰). لذا مسئله ردگیری سمت به تنهایی حدود ۱۵۰۰ تا ۲۰۰۰ متر مطابق منحنی Rms شکل ۶-۱-الف بایاس دارد. این امر در منحنی تابع ΔV_k در شکل ۶-۱-ب با نوسانات بالای حول صفر مثبت از ثانیه ۳۰۰ تا ۱۲۰۰ قابل پیش‌بینی شده است.

ب- سناریوی دوم: حرکت نزدیک شونده (زاویه سمت هدف ۲۰ درجه) فاصله اولیه هدف ۷ کیلومتر.

این مانور به دلیل تقرب هدف رویت‌پذیری بالایی دارد (کاهش تدریجی منحنی باند کرامرئو تا مقدار صفر). لذا مسئله ردگیری سمت به تنهایی مطابق منحنی RMS شکل ۶-۱-ج به تدریج به خطای صفر

همگرا شده است. این امر در منحنی تابع ΔV_k در شکل ۶-۱-۵ با نوسانات بالا در جهت منفی در ثانیه ۷۵۰ تا ۹۵۰ و در ادامه با کاهش نوسانات در مجاورت صفر منفی قابل پیش‌بینی شده است.

ج- سناریوی سوم: تقرب با نرخ پایین در مسیر نسبتاً موازی (زاویه سمت ۱۲۰ درجه) فاصله اولیه هدف ۹ کیلومتر.

در این سناریو افزایش اولیه رویت‌پذیری مطابق منحنی باند کرامررئو تا ۲۰۰ متر در ابتدای مسیر و کاهش آن در ثانیه ۴۰۰ تا ۲۵۰ متر و کاهش نامحسوس و ثبات آن تا انتهای مسیر تا ۲۰۰ متر محقق شده است. هرچند کواریانس فیلتر بر باند کرامررئو تقریباً منطبق است، لیکن RMS ردگیری در شکل (۶-۱-۵) پس از گذر از خطای صفر در ثانیه ۴۰۰ با نرخ ثابتی تا ۱۰۰۰ متر از مقدار واقعی واگرا شده است. پس از کاهش خطا تا ثانیه ۵۰۰ تا انتهای مسیر واگرایی منحنی RMS تا ۱۵۰۰ متر ادامه می‌یابد. تابع ΔV_k شکل ۶-۱-۵ و با نوسانات بالای منفی در ثانیه ۴۰۰ تا ۵۰۰ نشان از بهبود همگرایی در تخمین دارد، حال آنکه نوسانات صفر مثبت در ثانیه‌های ۶۰۰ تا ۱۲۰۰ گویای ادامه واگرایی منحنی RMS تا انتهای مسیر بوده است.

با توجه به بررسی‌های انجام شده برای تشخیص واگرایی خطا، بایاس و همگرا شدن مسئله ردگیری سمت به تنهایی مطابق معیار پیشنهادی، نتایج ذیل حاصل می‌گردد.

نتیجه‌گیری اول:

نرخ بالای تغییرات منفی تابع معیار V_k در زمان‌های اولیه با پاسخ زمانی سریع (دارای فرا جهش بالا) می‌تواند مبین همگرایی سریع در زمان‌های اولیه باشد. در این لحظه بردار تخمین در لحظات نخست می‌تواند به سمت شرایط اولیه همگرا شود. این موضوع در بازنشانی فیلترهای ذره‌ای و یا تنظیم فیلترهای تکی از فیلترهای غیرخطی چندگانه مفید است. در صورتی که زمان پاسخ بحرانی شود، امکان همگرایی جواب در لحظات اولیه تخمین کمتر می‌گردد.

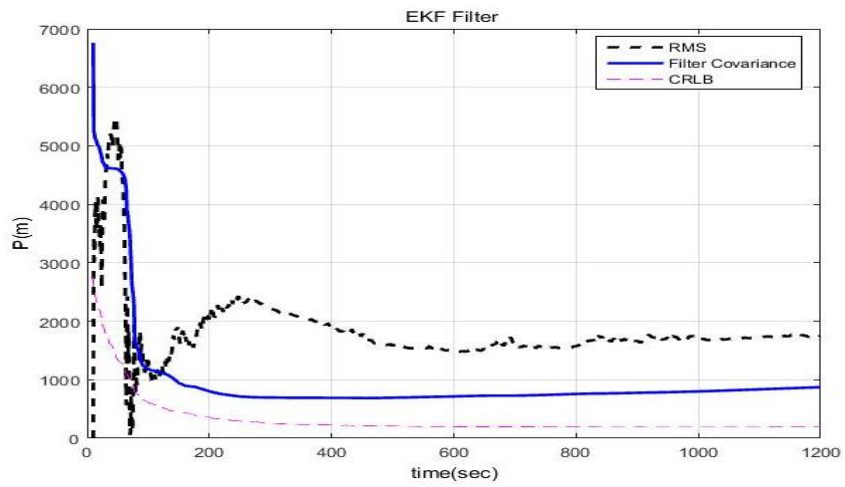
اگر پاسخ زمانی نرخ تغییرات تابع معیار V_k در محور صفر نوسانی شود، نشان از رویت‌پذیری کم مسیر است و امکان قرار گرفتن در یک جواب نامعتبر وجود دارد، لذا ممکن است در ادامه مسیر هیچ‌گاه تخمین به جواب واقعی همگرا نگردد. در صورتی که تغییرات تابع معیار V_k مثبت شود، بدیهی است که فیلتر واگرا شده است.

نتیجه‌گیری دوم:

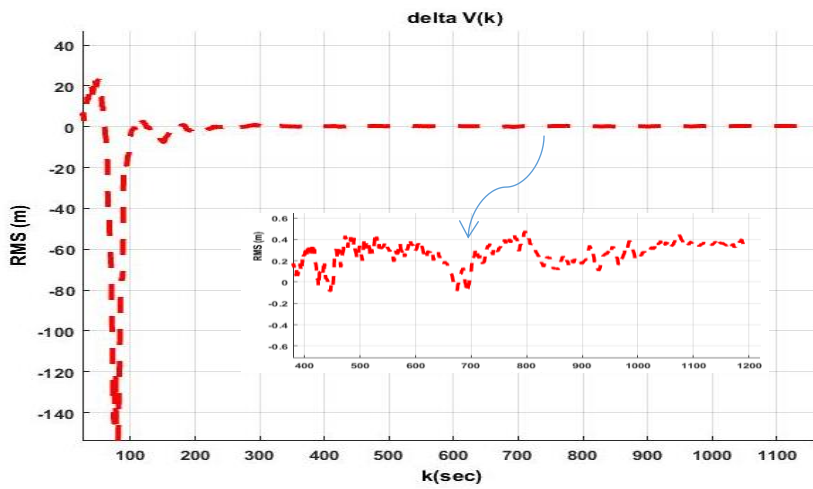
اگر نرخ تغییرات تابع V_k حول صفر مثبت نوسان شدید کند، فیلتر دارای بایاس خواهد بود و در صورت تداوم باقی خواهد ماند و هیچ‌گاه به جواب واقعی همگرا نمی‌شود.

در صورتی که در یک بازه زمانی نرخ تغییرات تابع V_k مثبت باشد، فیلتر واگرا خواهد شد و در صورتی که در نزدیک محور منفی صفر نوسان نماید، تمامی شرایط پایداری مجانبی را دارد و فیلتر به تدریج به جواب همگرا می‌شود.

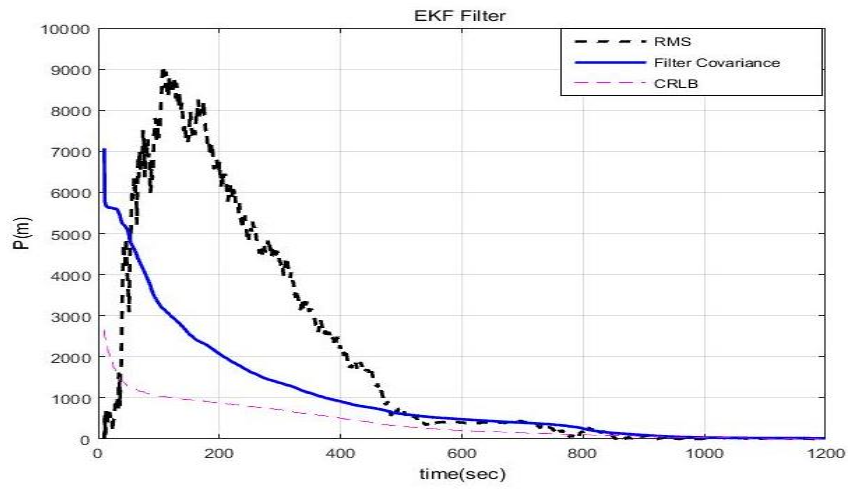
بنابراین تابع پیشنهادی می‌تواند با تقریب مناسبی در حالت روی خط برای تشخیص نرخ واگرایی، بایاس و همگرایی مسئله ردگیری سمت به تنهایی استفاده شود. در ادامه با بهره‌گیری از پیش‌بینی میزان واگرایی تابع پیشنهادی، فیلتر چند مدله تعاملی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی به یک فیلتر تطبیقی بهینه توسعه داده می‌شود.



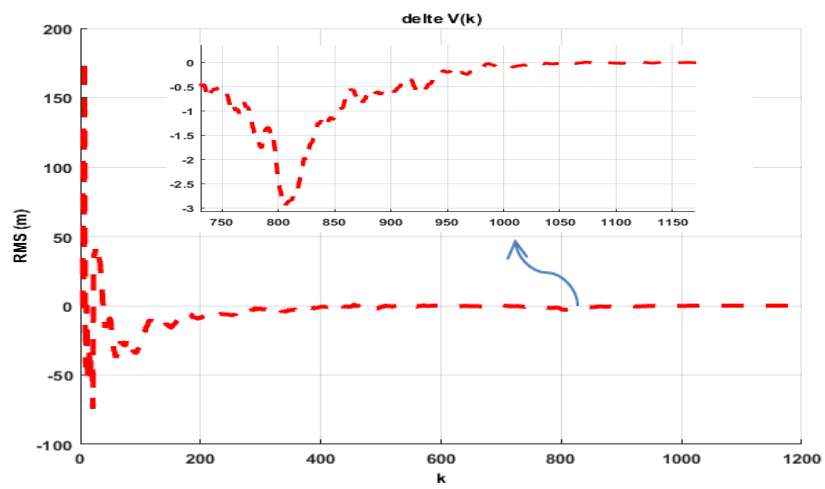
شکل ۱-۶-الف: خطا، کواریانس تخمین و معیار رویت پذیری سناریوی اول (هدف دور شونده)



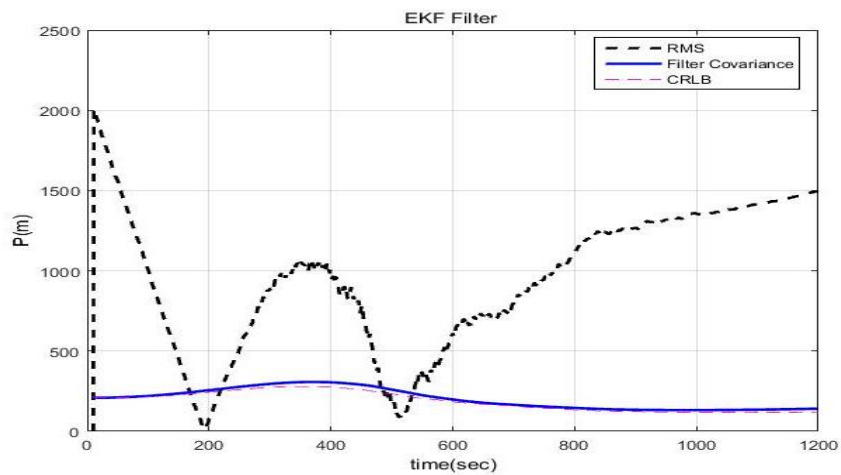
شکل ۱-۶-ب: معیار همگرایی سناریوی اول (هدف دور شونده)



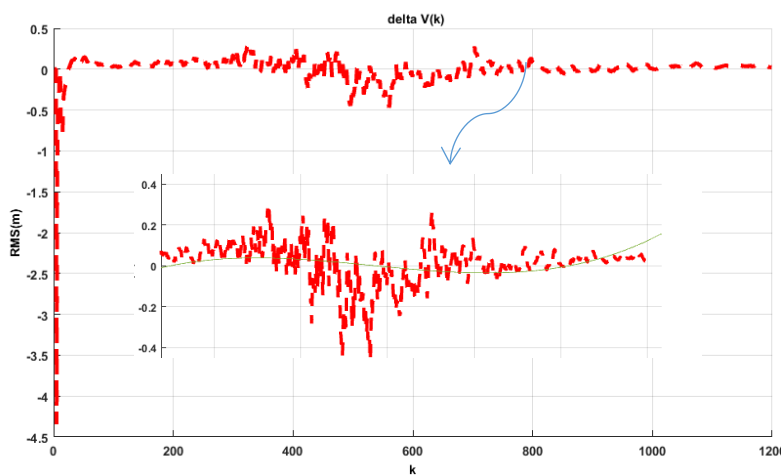
۶-۱-ج: خطا، کواریانس تخمین و معیار رویت پذیری سناریوی دوم (هدف نزدیک شونده)



شکل ۶-۱-د: معیار همگرایی سناریوی دوم (هدف نزدیک شونده)



۱-۶-ج: خطا، کوارینانس تخمین و معیار رویت‌پذیری سناریوی سوم (حرکت هدف تقریباً موازی ناظر)



شکل ۱-۶-د: معیار همگرایی سناریوی سوم (حرکت هدف تقریباً موازی ناظر)

شکل ۱-۶: عملکرد تابع پیشنهادی در تشخیص وضعیت پایداری خطای فیلتر توسعه یافته کالمن

۲-۶ پیشنهاد بهینه‌سازی الگوریتم مسئله ردگیری سمت به تنهایی

۱-۲-۶ بازنشانی کواریانس تخمین با معیار تشخیص واگرایی

در این بخش با بهره‌گیری از نرخ واگرایی تابع معرفی شده، تلاش می‌شود در شرایط واگرایی و یا بایاس فیلتر، عملکرد تخمین‌گر کنترل گردد و افزایش کواریانس تخمین و همچنین نویز نمونه‌برداری باعث انحراف به جواب غیرواقعی نشود. بنابراین در زمانی که واگرایی فیلتر به کمک تابع معیار V_k پیش‌بینی شود، بازنشانی و یا باز تنظیم میزان انحراف کواریانس تخمین، متناسب با نرخ رویت‌پذیری می‌تواند برای کنترل انحراف فیلتر از جواب و تحقق شرط پایداری تخمین مفید باشد [۷۲]. لذا در شرایط واگرایی نرخ تغییرات تابع V_k^j اصلاح کواریانس فیلتر $P_{k-1|k-1}^j$ به شکل رابطه ذیل پیشنهاد می‌شود.

$$Correction_k^j = V_k^j - V_{k-1}^j \quad (۳-۶)$$

$$P_{k-1|k-1}^{1j} = P_{k-1|k-1}^{0j} - \gamma^j * Correction_k^j \quad (۴-۶)$$

γ^j ضریب تنظیم که با توجه به دامنه باند کرامر-رائو (نرخ رویت‌پذیری) انتخاب می‌شود. از طرفی، بازنشانی کواریانس ممکن است در برخی موارد موجب منفی شدن کواریانس اندازه‌گیری و یا تخمین گردد همچنین ممکن است به دلیل انتخاب کوچک‌تر از حد واقعی کواریانس تخمین و به تبع آن کم شدن دامنه فیلتر موجب زوال و بی‌اثر شدن فیلتر شود و امکان بهبود تخمین بعد از بهبود شرایط رویت‌پذیری محقق نگردد. لذا برای کنترل شرایط ناهمگون و حفظ سازگاری فیلتر توسعه یافته کالمن رابطه (۲-۱۱) با ضریب محو‌سازی λ_k^j بازنویسی می‌شود.

$$P_{k|k-1} = \lambda_k^j F_k^j . P_{k|k-1}^{1j} [F_k^j]^T + Q_k^j \quad (۵-۶)$$

برای تنظیم λ_k^j از روش تطبیقی فیلتر ردگیری قویا توسعه یافته مرجع [۷۴] استفاده می‌شود.

$$\lambda_k^j = \begin{cases} \alpha . c_k^j & c_k^j \geq 1 \\ 1 & c_k^j < 1 \end{cases} \quad (۶-۶)$$

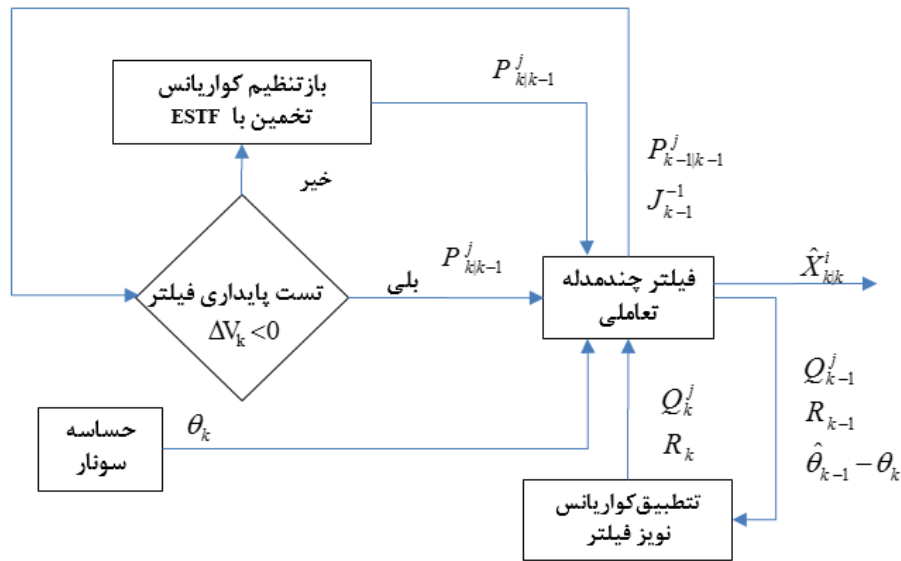
$$c_k^j = \frac{tr[N_k^j]}{tr[\alpha M_k^j]}$$

$$N_k^j = V_k^j - \kappa R_k^j - H_k^j Q_k^j H_k^j$$

$$M_k^j = H_k^j F_k^j P_{k|k-1}^{1j} [F_k^j]^T [H_k^j]^T \lambda_k^j$$

$$V_k^j = \begin{cases} v_{k-1}^j [v_{k-1}^j]^T, & k=0 \\ \frac{[\rho V_{k-1}^j + v_{k-1}^j [v_{k-1}^j]^T]}{1+\rho}, & k \geq 1 \end{cases}$$

اهمیت این روش، تطبیق کواریانس تخمین با ضریب متناسب با نسبت انحراف مانده‌ها و کواریانس فیلتر است. در شکل ۶-۲ فلوجارت تخمین بهینه پیشنهادی ارائه شده است. بدین منظور هم‌زمان با تطبیق کواریانس نویز و اندازه‌گیری با الگوریتم گرادیان نزولی مرجع [۷۳]، بازنشانی کواریانس تخمین در صورت واگرایی آن از باند خطای مجاز فیلتر انجام شده است. بنابراین علاوه بر حفظ سازگاری فیلتر همگرایی آن نیز کنترل می‌گردد. لازم به ذکر است روش پیشنهادی به دلیل ماهیت تابع تشخیص واگرایی که از همبستگی داده‌های اندازه‌گیری و کواریانس فیلتر بهره‌گیری می‌نماید؛ جهت کنترل تخمین‌گر در شرایط کاهش رویت‌پذیری، مؤثر عمل می‌نماید. البته محاسبه تابع معیار واگرایی وابسته به محاسبه روی خط ماتریس اطلاعات فیشر است که بایستی از ابتدای تخمین با تشخیص شرایط اولیه هدف و در ادامه تخمین به‌طور صحیح انجام پذیرد. همچنین خطی سازی تابع اندازه‌گیری هدف در رابطه (۲-۹) در محاسبه روش بازگشتی ماتریس اطلاعات فیشر رابطه (۴-۱۶) اهمیت دارد. لذا در این بخش جهت کاهش خطای تنظیم اولیه هدف از فیلترهای چندگانه و پارامتری کردن برد ردگیری هدف، بهره‌گیری می‌شود. همچنین جهت کنترل شرایط خطی سازی فیلتر توسعه یافته کالمن از فیلتر غیرخطی کالمن بی‌بو بخش ۲-۲ که از توزیع ذره‌ای تابع اندازه‌گیری حول نقاط جواب بهره‌گیری می‌نماید استفاده می‌گردد [۲۳].



شکل ۶-۲: الگوریتم پیشنهادی بهینه مسئله ردگیری سمت به تنهایی

۳-۶ ارزیابی الگوریتم پیشنهادی در مسئله کاربردی دریایی

به منظور بررسی عملکرد روش پیشنهادی، شبیه سازی مانورهای بخش قبل مجدداً با روش های بهینه رایج در مراجع اخیر مقایسه می شود. بدین منظور روش پیشنهادی با فیلترهای چند مدله بی بو ارزیابی می گردد. همچنین جهت حذف ناسازگاری فیلترهای مورد مقایسه و تطبیق صحیح ماتریس کواریانس نويز حالت و اندازه گیری در هر گام از شبیه سازی از مرجع [۷۳] استفاده می گردد. این مقایسه به دلیل بررسی تأثیر روش پیشنهادی با یک فیلتر بهینه سازگار چند مدله انتخاب شده است. نتایج مقایسه چهار فیلتر ذیل مطابق سه سناریوی مانور بخش ۶-۱ در شکل ۶-۳ آمده است.

۱- الگوریتم پیشنهادی.

۲- الگوریتم فیلتر تطبیقی چند مدله تعاملی کالمن بی بو (Adaptive IMM UKF).

۳- الگوریتم فیلتر چند مدله تعاملی کالمن بی بو (IMM UKF).

۴- الگوریتم فیلتر توسعه یافته کالمن (EKF).

ملاحظه می گردد برای مقایسه میزان بهبود روش پیشنهادی، مجدداً از فیلتر توسعه یافته کالمن استفاده شده است. پارامتر $\lambda_k^j = 1$ ، $\kappa = 1$ و $\alpha = 0.8$ و سایر پارامترها شامل نويز اندازه گیری و

نويز حالت هدف مشابه سناریوهای بخش ۶-۱ است.

الف- سناریوی اول: حرکت دور شونده (زاویه سمت هدف ۲۰۰ درجه) فاصله هدف ۵ کیلومتر.

مطابق نتایج شکل ۶-۳-الف، خطای تخمین فیلتر پیشنهادی پس از تشخیص واگرایی در دقایق اولیه (قبل از ثانیه ۱۰۰) کنترل شده و باعث همگرایی فیلتر و کاهش خطای کمتر از ۱۰۰ متر از ثانیه ۴۰۰ تا انتهای مانور شده است. ملاحظه می‌شود در این مانور کاهش رویت‌پذیری (دور شدن هدف)، نتوانسته است موجب واگرایی فیلتر شود. سایر فیلترهای چند مدله تعاملی نتوانسته‌اند موفق عمل نمایند و تنها مقدار کمی بهبود از ثانیه‌های ۲۰۰ تا ۶۰۰ نسبت به فیلتر توسعه یافته کالمن داشته‌اند. همگرایی سریع اولیه به شرایط اولیه در فیلترهای چند مدله تعاملی بهتر از فیلتر توسعه یافته کالمن در دقایق اولیه بوده است. تخمین سایر پارامترهای ردگیری شامل کورس حرکتی ۲۲۰ درجه هدف و سرعت پنج گره دریایی در فیلتر پیشنهادی زودتر به جواب صحیح همگرا شده است.

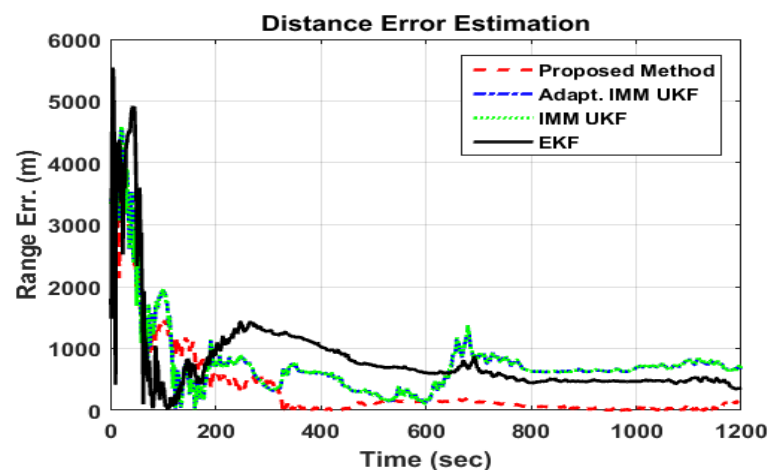
ب- سناریوی دوم: حرکت نزدیک شونده (زاویه سمت حرکت ۲۰ درجه) فاصله هدف ۷ کیلومتر.

در شکل ۶-۳-ب، واگرایی فیلترها در ثانیه‌های اولیه ردگیری ناشی از فاصله زیاد هدف (کاهش نرخ رویت‌پذیری هدف) در تمامی فیلترها مشاهده می‌شود. لیکن روش پیشنهادی پس از تشخیص توانسته است دامنه ناپایداری و رشد خطای تخمین فاصله را نسبت به سایر فیلترها کاهش دهد. در ادامه با رشد رویت‌پذیری هدف، خطا به مقدار زیادی کاهش یافته است.

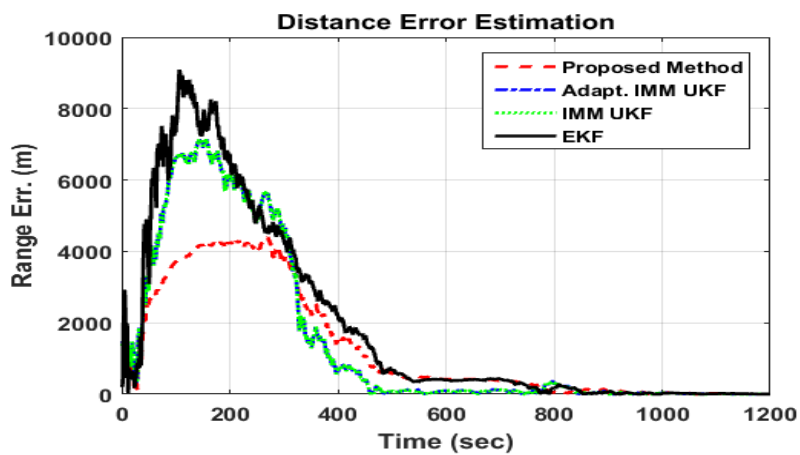
ج- سناریوی سوم: مسیر نسبتاً موازی نزدیک شونده (زاویه سمت ۱۲۰ درجه) فاصله هدف ۹ کیلومتر.

در این سناریو مشاهده‌پذیری ابتدا افزایش می‌یابد (مطابق باند خطا در منحنی تابع باند کرامررائو شکل ۶-۱-ج تا محدوده ۲۰۰ متر) لذا منحنی خطای تخمین فاصله همه فیلترها در شکل ۶-۳-ج کاهش یافته است. کاهش مشاهده‌پذیری در ثانیه ۲۵۰ تا ۴۰۰ و افزایش نامحسوس تا انتهای مسیر (تا محدوده باند خطای ۲۰۰ متر) موجب واگرایی همه فیلترهای چند مدله تعاملی شده است تا اینکه تا انتهای مسیر با بایاس خطای ۲۰۰۰ متر همراه شده است. فیلتر فیلتر توسعه یافته کالمن تا ثانیه ۴۰۰

توانسته است به خطای منا سب همگرا گردد، اما در ادامه مسیر منحنی خطای فاصله تا ۲۰۰۰ متر واگرایی داشته است. فیلتر پیشنهادی در این سناریو با تشخیص نرخ کاهش رویت پذیری تا ثانیه ۱۰۰۰ واگرایی خطای را در محدوده ۱۰۰۰ متر تثبیت نموده است و در ادامه نیز تا محدوده باند خطای ۲۰۰ متر منطبق بر باند خطای باند کرامررائو در منحنی شکل ۶-۱-ج همگرا شده است و نسبت به سایر فیلترهای رایج مسئله ردگیری سمت به تنهایی عملکرد بهتری داشته است. برای اطمینان از عملکرد فیلتر پیشنهادی در بخش بعد، بررسی جامع تری با روش شبیه سازی مونت کارلو در سناریوهای مختلف مسئله ردگیری سمت به تنهایی اهداف دریایی انجام می گیرد.

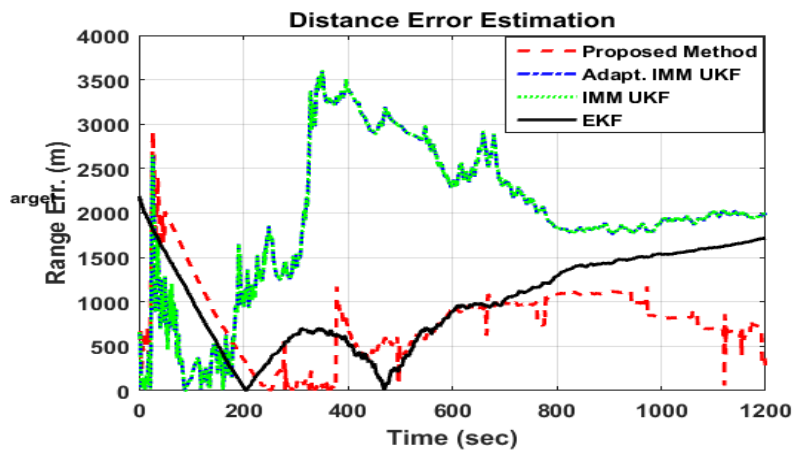


شکل ۶-۳-الف



شکل ۳-۶-ب

شکل ۳-۶-ب



شکل ۳-۶-ج

شکل ۳-۶: مقایسه عملکرد فیلتر پیشنهادی با فیلترهای رایج مسئله ردگیری سمت به تنهایی

شکل ۳-۶-ج

شکل ۳-۶: مقایسه عملکرد فیلتر پیشنهادی با فیلترهای رایج مسئله ردگیری سمت به تنهایی

۴-۶ بررسی کارآمدی الگوریتم پیشنهادی در ردگیری اهداف با سرعت ثابت به روش مونت کارلو

عموماً مقایسه ردگیری‌های مختلف بر مبنای شبیه‌سازی‌های مونت کارلو انجام می‌شود. در مراجع مختلف برای ارزیابی عملکرد مسئله ردگیری سمت به تنهایی از معیارهای مختلفی استفاده شده است. در این بخش از معیارهای ارزیابی عملکرد تخمین معرفی شده در فصل ۲ شامل باند کرامررائو، RMS، RTAMS و معیار کارآمدی η برای مقایسه عملکرد فیلترهای مختلف در حالت شبیه‌سازی استفاده شده و کارآمدی روش پیشنهادی در مسئله کاربری ردگیری سمت به تنهایی در ردگیری اهداف دریایی سطحی ارزیابی می‌گردد. بدین منظور محاسبه مسیر رویت‌پذیر در بازه برد ۲ تا ۱۰ کیلومتر، با سرعت ثابت هدف و ناظر معادل ۱۰ گره دریایی در زمان ۶۰۰ ثانیه با بیشینه محدوده دید سونار تا ۹۰ درجه نسبت به خط دید هدف و نرخ نمونه‌برداری حساسه سونار یک ثانیه فرض شده است. سایر پارامترهای نویز هدف شبیه‌سازی شده و حساسه مانند مثال اول در نظر گرفته شده است. نتایج شبیه‌سازی در جدول ۶-۱ نشان می‌دهد الگوریتم پیشنهادی در تمامی فواصل سناریوهای مختلف عملکرد بهتر و یا برابر با سایر فیلترهای بهینه داشته است. برای بررسی جامع‌تر در این قسمت پنج فیلتر به ترتیب ذیل شبیه‌سازی شده است.

۱- الگوریتم پیشنهادی

۲- الگوریتم فیلتر تطبیقی ذره‌ای چند مدله تعاملی کالمن بی بو (PAIMM_UKF)

۳- الگوریتم فیلتر تطبیقی چند مدله تعاملی کالمن بی بو (AIMM_UK)

۴- الگوریتم فیلتر چند مدله تعاملی کالمن بی بو (IMM_UKF)

۵- الگوریتم فیلتر توسعه یافته کالمن

بررسی نتایج جدول ۶-۱ نشان می‌دهد فیلترهای بهینه شماره ۳ و ۴ در مانورهای نزدیک شونده کارآمدی مناسبی دارند و در مانورهای دور شونده به تدریج کارآمدی آن‌ها تا ۸۰٪ کاهش یافته است. استفاده از فیلترهای ذره‌ای چندمدلی هرچند حجم محاسبات را افزایش می‌دهد، لیکن توانسته است در برخی موارد در شرایط کاهش رویت‌پذیری تا ۱۴٪ کارآمدی فیلترهای چند مدله تعاملی را بهبود

دهد. در مقابل ملاحظه می‌شود معیار کارآمدی فیلتر در روش پیشنهادی در بدترین حالت رویت‌پذیری در اغلب موارد نسبت به سایر فیلترهای ارائه‌شده تا ۲۰٪ بهبود داشته است (جدول ۶-۱-۱ فاصله هدف ۱۰ کیلومتر). این معیار رابطه مستقیمی در کنترل خطای تخمین در محدوده کمینه باند خطای کرامر-رائو (خطای فیلتر استاندارد) دارد.

در فیلتر فیلتر توسعه یافته کالمن با کاهش رویت‌پذیری، خطای لحظه‌ای RMS و متوسط RTAMS، در غالب سناریوها بالا است و در شرایط کاهش رویت‌پذیری به خطای بالاتر از ۱۰۰ متر باند کرامر-رائو، خطای ردگیری تا ۱۰ برابر افزایش داشته است؛ لذا این فیلتر برای مسئله ردگیری سمت به تنهایی مناسب نیست (جدول ۶-۱-۳ فاصله هدف ۲ کیلومتر). با توجه به اینکه بعضاً در مسائل کاربردی نویز حساسه قابل‌اندازه‌گیری است، فیلترهای ردگیری سمت به تنهایی مسئله موردنظر این مقاله سازگار می‌باشند و عملکرد فیلترهای معمول تطبیقی (جهت کواریانس نویز و حالت) بهبود چندانی نسبت به سایر فیلترها نداشته است. همان‌طور که قبلاً پیش‌بینی شده بود فیلتر پیشنهادی در شرایط رویت‌پذیری بالا و باند خطای پایین کرامر-رائو همانند سایر فیلترهای بهینه عمل می‌کند، لیکن با کاهش رویت‌پذیری مسئله (جدول ۶-۱ با رنگ قرمز) ضمن بهبود عملکرد، خطای تخمین را تا ۵۰ درصد کاهش داده است. نتایج حاصله نشان‌دهنده بهبود عملکرد تخمین و اطمینان لازم جهت بهره‌گیری از آن در مسئله ردگیری سمت به تنهایی است.

جدول ۶-۱: مقایسه عملکرد تخمین گر پیشنهادی با سایر فیلترهای رایج ردگیری سمت به تنهایی
جدول ۶-۱-۱: فاصله تا هدف: ۲ الی ۱۰ کیلومتر - کورس هدف: ۲۰۰ درجه

فاصله تا هدف	۲ کیلومتر				۴ کیلومتر			
	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS	RMS
معیار خطای تخمین (متر)								
فیلتر پیشنهادی	۱۰۰	۱۰/۶	۵/۳	۵/۸	۱۰۰	۵۳	۱۸	۲۰۵
PAIMM_UKF	۱۰۰	۱۰/۳	۲۶/۱	۱۶/۶	۱۰۰	۵۱	۱۲	۲۰۱
AIMM_UKF	۱۰۰	۱۰/۱	۵/۷	۷/۱	۱۰۰	۴۹	۱۷	۲۰۲
IMM_UKF	۱۰۰	۹/۶	۵/۸	۷/۱	۱۰۰	۵۱	۱۸	۲۰۲
فیلتر توسعه یافته کالمن	۶۰	۹	۱۶/۳	۱۲	۱۰۰	۵۰	۵۰	۲۰۴
فاصله تا هدف	۸ کیلومتر				۱۰ کیلومتر			
	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS	RMS
معیار خطای تخمین (متر)								
فیلتر پیشنهادی	۱۰۰	۵۱۸	۲۳۶	۱۵۹۳	۱۰۰	۵۱۸	۴۸۶	۱۳۰۶
PAIMM_UKF	۵۵	۸۴۹	۸۶۵	۲۳۵۳	۷۰	۶۱۰	۸۶۵	۲۷۱۴
AIMM_UKF	۱۰۰	۵۶۰۰	۴۸۸	۲۶۶۷	۱۰۰	۵۶۰	۴۸۸	۲۲۹۱
IMM_UKF	۱۰۰	۴۰۹	۴۵۵	۲۵۵۴	۱۰۰	۵۵۸	۸۸۰	۲۱۲۰
فیلتر توسعه یافته کالمن	۸۶	۹۸۳	۶۸۳	۲۳۴۲	۸۶	۱۰۲۵	۸۷۹	۲۷۴۱

جدول ۶-۱-۲: فاصله تا هدف: ۲ الی ۱۰ کیلومتر - کورس هدف: ۲۰ درجه

فاصله تا هدف	۲ کیلومتر				۴ کیلومتر			
	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS	RMS
معیار خطای تخمین (متر)								
فیلتر پیشنهادی	۱۰۰	۸۶	۷۰	۲۲۵	۱۰۰	۱۸۲	۹۹	۳۰۱
PAIMM_UKF	۱۰۰	۹۲	۱۲۷	۲۳۰	۲۰	۱۸۸	۹۱۷	۷۰۲
AIMM_UKF	۱۰۰	۷۵	۷۰	۲۴۴	۱۹	۱۷۷	۹۴۷	۸۷۵
IMM_UKF	۱۰۰	۷۶	۷۰	۲۵۰	۱۸	۱۷۸	۹۹۳	۹۰۷
فیلتر توسعه یافته کالمن	۲۶	۱۷۹	۶۶۷	۸۱۸	۸	۱۵۳	۱۷۵۲	۱۹۸۷
فاصله تا هدف	۸ کیلومتر				۱۰ کیلومتر			
	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS	RMS
معیار خطای تخمین (متر)								
فیلتر پیشنهادی	۱۰۰	۱۹۷	۵۱	۷۶۱	۴۱	۲۳۱	۵۶۱	۳۷۶
PAIMM_UKF	۲۷	۱۹۴	۷۰۲	۱۷۳۶	۱۸	۲۲۸	۱۲۱۳	۲۱۹۰
AIMM_UKF	۱۳	۱۷۴	۱۳۳۱	۲۱۴۴	۹	۱۹۸	۲۱۶۰	۲۹۱۲
IMM_UKF	۱۲	۱۷۵	۱۳۶۸	۲۲۳۴	۹	۲۰۰	۲۲۱۷	۲۹۲۳
فیلتر توسعه یافته کالمن	۲۴	۱۶۴	۶۸۰	۱۶۵۸	۱۶	۱۹۵	۱۲۱۹	۲۰۷۷

جدول ۶-۱-۳: فاصله تا هدف: ۲ الی ۱۰ کیلومتر - کورس هدف: ۱۲۰ درجه

فاصله تا هدف	۲ کیلومتر				۴ کیلومتر			
	معیار خطای تخمین (متر)	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS
فیلتر پیشنهادی	۷۰	۴۶۵	۶۶۲	۵۸۲	۱۰۰	۶۶۰	۴۳۲	۳۸۶
PAIMM_UKF	۱۰۰	۵۷۴	۳۹۶	۴۱۳	۱۰۰	۷۰۱	۵۶۴	۵۵۱
AIMM_UKF	۴۷	۴۱۴	۸۷۶	۸۱۸	۶۶	۶۳۱	۹۵۸	۹۸۱
IMM_UKF	۴۷	۴۱۴	۸۸۶	۸۱۶	۶۵	۶۳۲	۹۶۲	۹۸۳
فیلتر توسعه یافته کالمن	۲۸	۴۰۲	۵۹۳	۱۲۳۹	۳۸	۶۴۵	۱۶۸	۱۶۸۲
فاصله تا هدف	۸ کیلومتر				۱۰ کیلومتر			
معیار خطای تخمین (متر)	η %	CRLB	RTAMS	RMS	η %	CRLB	RTAMS	RMS
فیلتر پیشنهادی	۷۵	۸۲۴	۱۰۹۹	۱۰۲۰	۴۲	۸۸۵	۲۰۹۲	۱۸۴۱
PAIMM_UKF	۴۸	۹۰۲	۱۸۵۲	۱۸۲۹	۳۶	۹۷۰	۲۶۶۴	۲۵۳۹
AIMM_UKF	۳۱	۸۲۹	۲۶۰۶	۲۴۰۸	۲۲	۸۶۹	۳۸۴۹	۳۴۱۴
IMM_UKF	۳۱	۸۳۰	۲۶۲۶	۲۴۱۹	۲۲	۸۷۱	۳۸۴۷	۳۴۲۴
فیلتر توسعه یافته کالمن	۲۸	۱۱۷۰	۴۱۶۱	۴۰۰۱	۲۶	۱۴۰۳	۵۲۴۲	۴۸۷۷

۵-۶ جمع بندی فصل ششم

در این فصل نشان داده شد با توجه به اینکه در شرایط کاهش مشاهده پذیری لزوماً انحراف کواریانس خطا، مبین واگرایی از جواب واقعی فیلتر نیست، نرخ تقرب کواریانس خطا به سمت باند کرامر-رائو، می تواند به مانند یک شاخص مناسب جهت تشخیص ناپایداری ردگیری سمت به تنهایی مورد استفاده قرار بگیرد. مطابق ارزیابی انجام شده، این ایده جهت تشخیص واگرایی از جواب واقعی مسئله ردگیری سمت به تنهایی، در ردگیری یک مسئله کاربردی دریایی مفید است. همچنین با توجه به اینکه کران دار بودن کواریانس خطا از شروط لازم در پایداری فیلترهای خانواده کالمن است، پس از تشخیص ناپایداری، بازنشانی کواریانس تخمین با باند پایین کرامر-رائو می تواند از انحراف تخمین گر (متأثر از نویز نمونه برداری) جلوگیری کند. در ادامه جهت جلوگیری از زوال فیلتر پس از بهبود شرایط رویت پذیری، استفاده از روش تطبیقی فیلتر ردگیری قویا توسعه یافته هموار می گردد.

فصل ۷

جمع‌بندی نتایج و پیشنهادها

۱-۷ جمع‌بندی نتایج رساله

در این رساله ردگیری سمت به‌تنهایی با حساسه غیرفعال برای یک هدف دریایی سطحی، مورد مطالعه قرار گرفت و تحقیقات موجود در طراحی مسیر بهینه رویت‌گر ردگیری سمت به‌تنهایی بررسی شد. تنوع محدودیت‌های مسیر حرکت ناظر، بی‌زین و نامعلوم بودن شرایط اولیه و مانور هدف در مسئله ردگیری سمت به‌تنهایی، استفاده از روش‌های تحلیلی مرسوم کنترل بهینه را محدود نموده است. به‌طوری‌که در مراجع موجود تاکنون، روش جامعی برای مسائل کاربردی ارائه نشده است. همچنین عدم توفیق در تحلیل حساسیت فاصله و تغییرات سمت هدف، باعث شده تاکنون مسیر منحصر به فردی برای مانور بهینه ناظر استخراج نشده و روش‌های مقالات عمدتاً با فرض معلوم بودن فاصله اولیه هدف و استفاده از یک حساسه کمکی پیشنهاد شده است. در این رساله موفقیت در ارائه روش حل جامع، راحت و مطمئن برای مدل‌سازی و طراحی مانور بهینه جهت افزونگی رویت‌پذیری فاصله هدف با روش افزایش میزان همبستگی داده‌های سمت و دینامیک حرکت هدف حاصل شد، به‌طوری‌که در روش پیشنهادی مسئله ردگیری سمت به‌تنهایی با استفاده از حل مستقیم با کمک چند جمله‌ای‌های متعامد چیبیشف، هرگونه سناریوی درگیری به‌آسانی مدل‌سازی شده و مسیر بهینه پیشنهاد می‌گردد. پس از بررسی انواع سناریوها در رنج مؤثر حساسه سونار یک شناور به روش شبیه‌سازی مونت کارلو، تابع منحصر به فرد کنترل مانور رویت‌گر؛ مستقل از فاصله اولیه هدف و به صورت یک چند جمله‌ای از ورودی پارامتر اندازه‌گیری سمت، ارائه و ارزیابی شد و عملکرد بهینه آن، نسبت به روش‌های مراجع اصلی ردگیری سمت به‌تنهایی نشان داده شد. در این رساله بررسی جامعی بر انواع روش‌های مدل‌سازی مسئله ردگیری سمت به‌تنهایی، تخمین‌گرهای بهینه، معیارهای بهینه‌سازی مسئله ردگیری سمت به‌تنهایی، معیارهای مقایسه عملکرد فیلترهای تخمین، فیلترهای چندمدلی بازگشتی و حافظه‌دار کردن مدل‌سازی با مرتبه‌های بالای فرآیند مارکوف به‌عنوان ابزارهای بهینه تئوری تخمین ارائه شده و در شبیه‌سازی‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین محاسبه روی خط

معیارهای ارزیابی فیلتر، توسعه روش تطبیقی گرادیان نزولی در فیلترهای چندمدله و پیشنهاد فیلتر ذره‌ای چندمدله تعاملی در مسئله ردگیری سمت به تنهایی، از دستاوردهای جانبی رساله بوده است. چالش محدودیت‌های مانور، همواره مسئله ردگیری سمت به تنهایی را در جهت واگرایی و خطای بایاس تهدید می‌نماید و به دلیل نقصان حساسه فاصله‌یاب، این مهم در مسائل کاربردی قابل دستیابی نیست. به همین دلیل در بخش پایانی رساله یک تابع معیار تشخیص واگرایی فیلتر تخمین معرفی شده است که در بسیاری موارد واگرایی آن را پیش‌بینی می‌نماید، با بهره‌گیری از این تابع معیار در بازنشانی کواریانس تخمین و تطبیق آن با نرخ رویت‌ناپذیری تا ۵۰ درصد نتایج تخمین بهبود داده شد.

۲-۷ پیشنهادها

با توجه به کاربردها و ابعاد وسیع ردیابی با حساسه‌های سمت به تنهایی در گذشته، حال و آینده تحقیقات در ابعاد مختلف مسئله ردگیری سمت به تنهایی همچنان ادامه دارد. تمرکز این رساله بر طراحی مانور بهینه ردگیری سمت به تنهایی دوبعدی در اهداف سطحی دریایی بوده است. موضوعات ذیل برای تحقیقات بعدی پیشنهاد می‌گردد.

- ۱- توسعه رویت‌گر پیشنهادی برای ردگیری سمت به تنهایی سه‌بعدی اهداف با مانور بالا.
- ۲- توسعه تابع معیار پیشنهادی در تطبیق هم‌زمان کواریانس نویز اندازه‌گیری و نویز بردار حالت.
- ۳- محاسبه زمان مانور هدف و تطبیق بهینه مانور ناظر.
- ۴- توسعه حافظه فیلترهای بازگشتی ردگیری سمت به تنهایی با تطبیق مارکوف مرتبه n ماتریس انتقال تقابل در فیلترهای چند مدله.
- ۵- تحلیل فرکانسی قانون کنترل و تطبیق مانور بهینه با ملاحظات دینامیکی اهداف.

مراجع

- [1] R. J. A. Little and D. B. Rubin, *Statistical Analysis With Missing Data*, vol. 333. John Wiley & Sons, 2014.
- [2] J. Y. Yu, M. J. Coates, M. G. Rabbat, and S. Blouin, "A Distributed Particle Filter for Bearings-Only Tracking on Spherical Surfaces," *IEEE Signal Process. Lett.*, vol. 23, no. 3, pp. 326–330, 2016.
- [3] P. I. Reji and V. S. Dharun, "Recursive Multistage Estimator for Bearings only Passive Target Tracking in ESM EW Systems," *Indian J. Sci. Technol.*, vol. 8, no. 26, pp. 1–7, 2015.
- [4] K. Dogancay, "UAV Path Planning for Passive Emitter Localization," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 48, no. 2, pp. 1150–1166, 2012.
- [5] B. Omkar Lakshmi Jagan, S. Koteswara Rao, A. Jawahar, and S. B. Karishma, "Passive Target Tracking Using Intercept Sonar Measurements," *Indian J. Sci. Technol.*, vol. 9, no. 12, pp. 10–13, 2016.
- [6] Y. Bar-Shalom *et al.*, *Estimation with Applications to Tracking and Navigation*, vol. 9, no. 1216. John Wiley & Sons, 2004.
- [7] B. Ristic, S. Arulampalam, and N. Gordon, *Beyond the Kalman Filter: Particle Filter for Tracking Application*. 2004.
- [8] X. Chen, R. Tharmarasa, and T. Kirubarajan, *Multitarget Multisensor Tracking*, vol. 2. Elsevier Masson SAS, 2014.
- [9] R. P. Mahler, *Advances in Statistical Multisource-Multitarget Information Fusion*. Artech House, 2014.
- [10] A. J. Haug, *Bayesian Estimation and Tracking: a practical guide.*, vol. 25, no. 9. John Wiley & Sons, 2014.
- [11] A. N. Bishop, B. Fidan, B. D. O. Anderson, K. Doğançay, and P. N. Pathirana,

- “Optimality Analysis of Sensor-Target Localization Geometries,” *Automatica*, vol. 46, no. 3, pp. 479–492, 2010.
- [12] Le Cadre and C. Jauffret, “Discrete-time Observability and Estimability Analysis for Bearings-Only Target Motion Analysis,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 33, no. 1, pp. 178–201, 1997.
- [13] K. Gerlach, “Comments on Discrete-Time Observability and Estimability for Bearing-Only Target Motion Analysis,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, no. 13, pp. 1361–1367, 1998.
- [14] and C. H. D. Gauss, Carl Friedrich, *Theory of the Motion of the Heavenly Bodies About the Sun in Conic sections*. New York: Courier Corporation, 2004.
- [15] R. A. Fisher, “On an Absolute Criterion for Filtering Frequency Curves,” *Messenger Math.*, vol. 41, 1912.
- [16] K. Youssef, N. N. Jarenwattananon, and L.-S. Bouchard, “Feature-Preserving Noise Removal,” *IEEE Trans. Med. Imaging*, vol. 34, no. 9, pp. 1822–1829, 2015.
- [17] R. E. Kalman, “A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems,” *Trans. ASME-Journal Basic Eng.*, vol. 82, no. Series D, pp. 35–45, 1960.
- [18] M. S. California S. U. A. F. Grewall and A. P. Andrews, “Kalman Filtering : Theory and Practice Using MATLAB,” vol. 5, no. Second edition. p. 397, 2001.
- [19] M. S. Arulampalam, S. Maskell, N. Gordon, and T. Clapp, “A tutorial on particle filters for online nonlinear/non-Gaussian Bayesian tracking,” *IEEE Trans. Signal Process.*, vol. 50, no. 2, pp. 174–188, 2002.
- [20] T. Kirubarajan, Y. Bar-Shalom, and D. Lerro, “Bearings-only tracking of maneuvering targets using a batch-recursive estimator,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 37, no. 3, pp. 770–780, 2001.
- [21] J. P. Le Cadre and O. Trémois, “Bearings-only tracking for maneuvering sources,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 34, no. 1, pp. 179–193, 1998.
- [22] S. J. Julier and J. K. Uhlmann, “New extension of the Kalman filter to nonlinear systems,” in *Signal processing, sensor fusion, and target recognition VI*, 1997, vol. 3068, pp. 182–194.

- [23] et al Liu, Kai-zhou, "Navigation System of a Class of Underwater Vehicle Based on Adaptive Unscented Kalman Fiter Algorithm," *J. Cent. South Univ.* 21.2, pp. 550–557, 2014.
- [24] B. O. L. Jagan, S. K. Rao, A. Jawahar, and S. K. B. Karishma, "Unscented Kalman Filter with Application to Bearings-only Passive Target Tracking," *Indian J. Sci. Technol.*, vol. 9, no. 19, 2016.
- [25] S. Arulampalam, "A Comparison of Recursive Style Angle-Only Target Motion Analysis Algorithms," vol. 37, 2000.
- [26] H. Wu, S. Chen, B. Yang, and K. Chen, "Robust Derivative-Free Cubature Kalman Filter for Bearings-Only Tracking," *J. Guid. Control. Dyn.*, pp. 1866–1871, 2016.
- [27] A. Logothetis and V. Krishnamurthy, "Expectation Maximization Algorithms for MAP Estimation of Jump Markov Linear Systems," *IEEE Trans. Signal Process.*, vol. 47, no. 8, pp. 2139–2156, 1999.
- [28] P. Sarkar, "Sequential Monte Carlo Methods in Practice," *Technometrics*, vol. 45, no. 1, pp. 106–106, Feb. 2003.
- [29] N. J. Gordon and D. J. Salmond, "Novel Approach to Nonlinear/Non-Gaussian Bayesian State Estimation," *IEE Proc. F Radar Signal Process.*, vol. 140, no. 2, p. 107, 1993.
- [30] A. B. MacCormick, John, "A Probabilistic Exclusion Principle for Tracking Multiple Objects," *nternational J. Comput. Vis.*, pp. 57–71, 2000.
- [31] B. Cao, C. W. Ma, and Z. T. Liu, "Improved Particle Filter Based on Fine Resampling Algorithm," *J. China Univ. Posts Telecommun.*, vol. 19, no. 2, pp. 100–106, 2012.
- [32] P. Del Moral, "Measure-Valued Processes and Interacting Particle Systems. Application to Nonlinear Filtering Problems," *Ann. Appl. Probab.*, vol. 8, no. 2, pp. 438–495, 1998.
- [33] J. S. Liu and R. Chen, "Sequential Monte Carlo Methods for Dynamic Systems," *J. Am. Stat. Assoc.*, vol. 93, no. 443, pp. 1032–1044, Sep. 1998.
- [34] C. A. Doucet, Arnaud, Simon Godsill, "On Equential Monte Carlo Sampling

- Methods for Bayesian Filtering,” *Stat.Comput.*, vol. 10, no. 3, pp. 197–208, 2000.
- [35] N. Gordon, S. Maskell, and T. Kirubarajan, “Efficient Particle Filters for Joint Tracking and Classification,” 2002.
- [36] D. J. Jwo, F. C. Chung, and K. L. Yu, “GPS/INS Integration Accuracy Enhancement Using the Interacting Multiple Model Nonlinear Filters,” *J. Appl. Res. Technol.*, vol. 11, no. 4, pp. 496–509, 2013.
- [37] B. Ristic and S. A. N. Gordon, *Beyond the Kalman Filter: Particle Filters for Tracking Application*, no. 1. 2004.
- [38] B. Xu, Z. Wu, and Z. Wang, “On the Cramer–Rao Lower Bound for Biased Bearings-Only On the Crame Maneuvering Target Tracking,” vol. 87, no. 0165, pp. 3175–3189, 2007.
- [39] K. Radhakrishnan, A. Unnikrishnan, and K. G. G. Balakrishnan, “Bearing only Tracking of Maneuvering Targets using a Single Coordinated Turn Model,” *Int. J. Comput. Appl.*, vol. 1, no. 1, pp. 25–33, 2010.
- [40] J. Lan, X. Rong Li, V. P. Jilkov, and C. Mu, “Second-Order Markov Chain Based Multiple-Model Algorithm for Maneuvering Target Tracking,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 49, no. 1, pp. 3–19, 2013.
- [41] S. Frühwirth-Schnatter, *Finite Mixture and Markov Switching Models*. Springer Science & Business Media, 2006.
- [42] S. S. Ponda, R. M. Kolacinski, and E. Frazzoli, “Trajectory Optimization for Target Localization Using Small Unmanned Aerial Vehicles,” no. August, 2009.
- [43] S. C. Nardone and M. L. Graham, “A Closed-Form Solution to Bearings-Only Target Motion Analysis,” *IEEE J. Ocean. Eng.*, vol. 22, no.1, pp. 168–178, 1997.
- [44] X. R. Li, V. P. Jilkov, “Survey of Maneuvering Target Tracking. Part I: Dynamic Models,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol.39, no.4, pp.1333–1364, 2003.
- [45] X. R. Li and V. P. Jilkov, “Survey of Maneuvering Target Tracking. Part V: Multiple -Model Methods,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 41, no. 4, pp. 1255–1321, 2005.

- [46] T. R. Kronhamn, "Bearings-Only Target Motion Analysis Based on a Multihypothesis Kalman Filter and Adaptive Ownship Motion Control," *IEEE Proceedings-Radar, Sonar Navig.*, vol. 145, no. 4, pp. 247–252, 1998.
- [47] D. Mušicki, "Bearings Only Single-Sensor Target Tracking using Gaussian Mixture," *Automatica*, vol. 45, no. 9, pp. 2088–2092, 2009.
- [48] Y. Ephraim, "Optimal Adaptive Estimation: Structure and Parameter Adaption Statistical-Model-Based Speech Enhancement Systems," *Proc. IEEE*, vol. 80, no. 10, pp. 1526–1555, 1992.
- [49] X. Z. Rong Li, "Multiple-Model Estimation with Variable Structure. V. Likely-Model Set Algorithm," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 36, no. 2, 2000.
- [50] Z. x. Rong Li, X.Zhang Y., "Multiple-Model Estimation with Variable Structure Part IV: Design and Evaluation of Model-Croup Switching Algorithm," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 35, no. 1, 1999.
- [51] X. Li and Y. Z. Zwi, X, "Multiple-Model Estimation with Variable Structure. III. Model-Group Switching Algorithm," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 35, no. 1, pp. 225–241, 1999.
- [52] S. S. Blackman and S. H. Roszkowski, "Application of IMM Filtering to Passive Ranging," *Int. Soc. Opt. Photonics*, vol. 3809, no. July, pp. 270–281, 1999.
- [53] P. Tichavsky, C. H. Muravchik, and A. Nehorai, "Posterior Cramer-Rao Bounds for Discrete-Time Nonlinear Filterin," *IEEE Trans. Signal Process.*, vol. 46, no. 5, pp. 1386–1396, 1998.
- [54] P. E. Moraal and J. W. Grizzle, "Observer Design for Nonlinear Systems with Discrete-Time Measurements," *IEEE Trans. Automat. Contr.*, vol. 40, no. 3, pp. 395–404, 1995.
- [55] J. M. Passerieux, D. V Cappel, "Optimal Observer Maneuver for Bearings-Only Tracking," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 34, no. 3, 777–788, 1998.
- [56] M. Gavish, E. Fogel, and O. Conditions, "Effect of Bias on Bearing-Only Target Location," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 26, no. 1, pp. 22–26, 1990.
- [57] J. P. Helferty and D. R. Mudgett, "Optimal Observer Trajectories for Bearings

- Only Tracking by Minimizing the Trace of the Cramer-Rao Lower Bound,” in *Proc. 32nd IEEE Conf. Decis. Control*, 1993, pp. 936–939.
- [58] S. E. Hammel, P. T. Liu, E. J. Hilliard, and K. F. Gong, “Optimal Observer Motion for Localization with Bearing Measurements,” *Comput. Math. with Appl.*, vol. 18, no. 1–3, pp. 171–180, 1989.
- [59] P. T. Liu, “An Optimum Approach in Target Tracking with Bearing Measurements,” *J. Optim. Theory Appl.*, vol. 56, no. 2, pp. 205–214, 1988.
- [60] J. a. Fawcett, A. T. C. L. Bound, “Effect of Course Maneuvers on Bearings-Only Range Estimation,” *IEEE Trans. Acoust.*, vol. 36, no. 8, pp. 1193–1199, 1988.
- [61] A. N. Payne, “Observability Problem for Bearings-Only Tracking,” *Int. J. Control*, vol. 49, no. 3, pp. 761–768, 1989.
- [62] C. Jauffret and D. Pillon, “New Observability Criterion in Target Motion Analysis,” in *Underwater Acoustic Data Processing*, Springer, 1989.
- [63] E. Fogel, G. Motti, and I. Introduction, “Nth-Order Dynamics Target Observability From Angle Measurements,” vol. 24, no. 3, pp. 305–308, 1988.
- [64] K. Becker, “Simple Linear Theory Approach to TMA Observability,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 29, no. 2, pp. 575–578, 1993.
- [65] Y. Oshman, P. Davidson, and I. Introduction, “Optimization of Observer Trajectories for Bearings-Only Target Localization,” *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. 35, no. 3, pp. 892–902, 1999.
- [۶۶] امیر حسین نایبی، ناصر پریر، "تعیین مسیر رویت گر در موقعیت یابی تنها با زاویه سمت با در نظر گرفتن محدودیت میدان دید"، *مجله کنترل جلد ۸، بهار ۱۳۹۳*.
- [67] H. Yu, “A Novel Bearing-Only Target Tracking Algorithm to Track a Maneuvering Target,” in *2010 3rd IEEE International Conference on Computer Science and Information Technology, ICCSIT 2010*, 2010, vol. 7, pp. 633–639.
- [68] J. T. Betts, “Survey of Numerical Methods for Trajectory Optimization,” *J. Guid. Control. Dyn.*, vol. 21, no. 2, pp. 193–207, 1998.
- [69] F. Mezzadri and E. Galligani, “A Chebyshev technique for the solution of optimal

control problems with nonlinear programming methods,” *Math. Comput. Simul.*, 2015.

- [70] E. M. E. Elbarbary, “Chebyshev Finite Difference Approximation for the Boundary Value Problems,” vol. 139, pp. 513–523, 2003.
- [71] P. Taylor, “International Journal of Computer A Chebyshev Finite Difference Method For Solving A Class Of Optimal Control Problems,” no. February 2013, pp. 37–41, 2010.
- [72] K. Reif, S. Gunther, E. Yaz, and R. Unbehauen, “Stochastic Stability of the Discrete-Time Extended Kalman Filter,” *IEEE Trans. Automat. Contr.*, vol. 44, no. 4, pp. 714–728, 1999.

[۷۳] مقداد محمدی، حسین قلی زاده نرم، "تطبیق کوواریانس های نویز فیلتر کالمن توسعه یافته در ردیابی هدف از روی سمت به روش بازگشتی"، *مجله کنترل جلد ۱۰، صفحه ۵۵، تابستان ۱۳۹۵*.

- [74] Q. Ge, T. Shao, and S. Chen, “Carrier Tracking Estimation Analysis by Using the Extended Strong Tracking Filtering,” *IEEE Trans. Ind. Electron.*, 2017.
- [75] H. Liu, W. Wu, “Strong Tracking Spherical Simplex-Radial Cubature Kalman Filter for Maneuvering Target Tracking,” *Sensors*, vol.17, no. 4, p. 741, 2017.

Abstract: In this thesis, Bearings-Only Tracking problem for moving surface target tracking is studied using a passive sensor. Main aspects of this practical problem are the un-observability of the target states, non-linearity of the measurement process, uncertainty of the target parameters, and correlation between the side angle measurement and the tracking dynamics for estimating the target distance. The innovations of this dissertation is to design an optimal observer for a nonlinear Bayesian problem, independent of the filters parameters and unknown parameters of the filter, with variety constraints of observer moving path via Chebyshev polynomials-based problem modeling. Other achievement of this work is use of the interactive multiple model filters for solving the estimation problem and providing an appropriate indices for detection, as well as guaranteeing and matching of the online convergence of the estimator in case of visibility reduction.

From research point of view related to the BOT problem, An optimal maneuvering of the observer is investigated and evaluated. In addition for introducing the performance measures of the nonlinear filter, the presented solutions using Monte Carlo simulation are provided and compared with the well-known relevant works.

Key Words: Bearings Only Tracking, Observer maneuvering, Optimal observer, Chebyshev polynomials, Multiple model filters.



Shahrood University of Technology
Faculty of Electrical Robotics Engineering

Ph.D. Thesis in Control Engineering

Optimal Path Estimation of a Passive Tracking Problem
Using Dependent Nonlinear Observations

BY: Mahdi Ardeshiri

Supervisor

Dr Alireza Alfi

February 2019