

یک آماره آزمون بر اساس توزیع ویشارت برای آشکارسازی نظارت نشده تغییرات در تصاویر رادار پلاریمتری چندمنظر

محسن قنبری^{۱*}، وحید اکبری^۲، علی اکبر آبکار^۳، محمودرضا صاحبی^۴

۱-دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده عمران-نقشه‌برداری، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی، ۲- پژوهشگر پسادکتری، دپارتمان فیزیک و تکنولوژی، دانشگاه ترمسو، ۳ و ۴-استادیار، دانشکده عمران-نقشه‌برداری، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

(دریافت: ۹۳/۰۹/۰۴، پذیرش: ۹۳/۱۲/۲۴)

چکیده

در این مقاله، یک روش نظارت نشده برای آشکارسازی تغییرات از طریق تصاویر چندزمانه رادار پلاریمتری ارائه گردیده است. یک فاصله ماتریسی به نام ویشارت تصحیح یافته به‌عنوان یک آماره آزمون مورد استفاده قرار گرفته تا میزان شباهت داده‌های رادار پلاریمتری چندمنظر مربوط به دو تصویر مورد ارزیابی قرار گیرد و یک روش حد آستانه‌گذاری بر اساس واریانس به تصویر آماره آزمون اعمال گردیده تا به نقشه نهایی بهینه تغییرات دست یابیم. نتایج الگوریتم روی داده‌های پلاریمتری شبیه‌سازی شده و همچنین داده‌های ماهواره‌ای رادار پلاریمتری باند C که دقت الگوریتم را تایید می‌کند، ارائه گردیده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که با داشتن اطلاعات پلاریمتری از داده پلاریمتری کامل، دقت آشکارسازی ۲۰/۳ درصد نسبت به داده ماتریس کواریانس بدون اطلاعات همبستگی بین باندهای پلاریمتری، بهبود خواهد داشت.

واژگان کلیدی

آشکارسازی نظارت‌نشده تغییرات، رادار پلاریمتری، آماره‌های آزمون

رادار با دهانه ترکیبی^۱ چند پلاریزاسیونی قابلیت تمیز بیشتری از اهداف روی سطح زمین در مقایسه با رادار با دهانه ترکیبی تک-پلاریزاسیون ارائه می‌دهد.

در مبحث آشکارسازی نظارت نشده^۲ تغییرات، تا کنون پژوهش‌های فراوانی صورت گرفته است [۶]، [۷]. در آشکارسازی نظارت نشده تغییرات، بعد از مرحله پیش-پردازش تصاویر چندزمانه رادار با دهانه ترکیبی (شامل تصحیح رادیومتری^۳ و هندسی، کاهش اثر نویز اسپیکل و ثبت هندسی^۴ تصاویر نسبت به هم)، تصاویر رادار پلاریمتری، پیکسل به پیکسل توسط یک آماره آزمون^۵ دلخواه مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. در [۳]، نویسندگان آزمون نسبت احتمال^۶ را به عنوان یک آماره آزمون به منظور ارزیابی یکسان بودن دو ماتریس کواریانس نمونه دارای توزیع ویشارت در دو تصویر استفاده کرده‌اند.

۱. مقدمه

با در اختیار داشتن تصاویر چندزمانه به عنوان یک منبع اطلاعاتی مهم، سنسجش از دور امکان آشکارسازی و پایش فرایندهای صورت گرفته روی سطح زمین را در اختیار قرار می‌دهد. از جمله این کاربردها می‌توان به آشکارسازی و پایش فعالیت‌های آتشفشانی، مدیریت بحران، پایش تغییرات یخ‌های قطبی، پایش گسترش مناطق شهری و ... اشاره کرد [۱]، [۲]. غیروابسته بودن تصاویر رادار با دهانه ترکیبی به شرایط اتمسفر و نور خورشید از یک سو و دسترسی به تصاویر چندزمانه دارای چند پلاریزاسیون از سوی دیگر، پتانسیل بالایی برای کاربردهای آشکارسازی تغییرات به ما ارائه می‌دهد. مطالعات بسیاری، توانایی و قابلیت بالای تصاویر رادار با دهانه ترکیبی را در آشکارسازی تغییرات و تجزیه و تحلیل تصاویر چندزمانه راداری نشان داده‌اند [۳]-[۵]؛ علاوه بر این

¹ Synthetic Aperture Radar (SAR)

² Unsupervised

³ Radiometric correction

⁴ Co-registration

⁵ Test statistic

⁶ Likelihood ratio test

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} S_{HH} & S_{HV} \\ S_{VH} & S_{VV} \end{bmatrix} \quad (1)$$

بیان می‌شود، که در آن S_{RT} نشان‌دهنده ضریب پراکنش مختلط با پلاریزاسون دریافتی $R \in \{H, V\}$ و پلاریزاسیون ارسالی $T \in \{H, V\}$ می‌باشد. تئوری معکوس‌پذیری^{۱۱} (با داشتن یک محیط انتشار دوجانبه برای موج) ایجاب می‌کند که ماتریس پراکنش متقارن باشد، یعنی $S_{HV} = S_{VH}$. بر اساس این فرض، با داشتن ماتریس‌های پایه مختلف، ماتریس پراکنش را می‌توان به صورت بردار پراکنش نوشت؛ جایی که با استفاده از مجموعه ماتریس‌های پایه لکسیکوگرافیک^{۱۲} به صورت:

$$\{\Psi_L\} = \left\{ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \sqrt{2} \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right\} \quad (2)$$

در رابطه:

$$\mathbf{k} = \frac{1}{2} \text{tr}(\mathbf{S}\Psi) \quad (3)$$

به رابطه (۴) برای بردار پراکنش بر پایه لکزیکوگرافیک خواهیم رسید. در رابطه (۳)، $\text{tr}(\cdot)$ نشان‌دهنده مجموع عناصر قطر اصلی و \mathbf{S} و Ψ به ترتیب نشان‌دهنده ماتریس‌های پراکنش و پایه می‌باشد.

$$\Omega = \begin{bmatrix} S_{HH} \\ \sqrt{2}S_{HV} \\ S_{VV} \end{bmatrix} \quad (4)$$

با ضرب بردار پراکنش Ω در ماتریس ترانهاده مزدوجش و با یک مانگین‌گیری از یک همسایگی از چندین پیکسل ماتریس کواریانس چندمنظر به‌دست می‌آید:

$$\mathbf{C} = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \Omega_l \Omega_l^H \quad (5)$$

که در آن L تعداد منظر استفاده شده در میانگین‌گیری و H نشان‌دهنده عمل‌گر ترانهاده مزدوج می‌باشد. این میانگین‌گیری از پیکسل‌های تصاویر تک‌منظر مختلط SLC^{۱۳}، برای کاهش تغییرات آماری ناشی از نویز اسپیکل^{۱۴} موجود در تصاویر راداری می‌باشد.

۲-۱. فاصله ویشارت تصحیح‌یافته

با مدل ضربی [۱۳] به عنوان مدلی برای بیان ویژگی‌های آماری

آنفینسن^۷ و همکاران فاصله ماتریسی ویشارت تصحیح‌یافته^۸ را بر اساس توزیع ویشارت مختلط به-عنوان یک معیار ارزیابی برابری دو ماتریس همدوسی استخراج کردند و در یک الگوریتم خوشه‌بندی در تصاویر رادار پلاریمتری استفاده کردند [۸]. یکی از نوآوری‌های این مقاله، استفاده از این آماره به منظور آزمون برابری دو ماتریس کواریانس چندمنظرشده^۹ در دو تصویر آشکارسازی تغییرات می‌باشد. پس از اعمال آماره آزمون ویشارت تصحیح‌یافته به داده‌های ماتریس کواریانس نمونه در دو تصویر رادار پلاریمتری، برای هر پیکسل در دو تصویر یک عدد اسکالر مربوط به مقدار آماره آزمون خواهیم داشت؛ به این ترتیب برای کل تصویر رادار پلاریمتری به یک تصویر آماره آزمون می‌رسیم. به‌منظور دستیابی به نقشه نهایی تغییر/عدم تغییر یک فرایند حد‌آستانه‌گذاری نظارت نشده باید به تصویر آماره آزمون اعمال شود. تا کنون الگوریتم‌های حد‌آستانه‌گذاری زیادی در مقالات معرفی و مورد استفاده قرار گرفته است [۹]. به طور خاص در مبحث آشکارسازی نظارت نشده تغییرات، این الگوریتم‌ها در واقع یک طبقه‌بندی دو کلاسی را روی تصویر آماره آزمون انجام می‌دهند، تغییر در مقابل عدم تغییر، یکی از شناخته شده‌ترین و دقیق‌ترین الگوریتم‌های حد‌آستانه‌گذاری، که تا کنون در مقالات علمی فراوانی به‌کار گرفته شده الگوریتم حد‌آستانه‌گذاری بر مبنای واریانس آتسو^{۱۰} می‌باشد [۱۰]، [۱۱]. در این الگوریتم، حد‌آستانه بهینه به گونه‌ای انتخاب می‌شود که یک تابع معیار را که واریانس داده‌های بین-کلاسی کلاس‌های تغییر و عدم تغییر را محاسبه می‌کند، بیشینه نماید. بدین ترتیب با بکارگیری این الگوریتم طی یک فرایند کاملاً نظارت نشده، با اعمال حد‌آستانه بهینه بدست آمده، به نقشه تغییرات می‌رسیم.

در بخش دوم مقاله، تئوری مساله و الگوریتم پیشنهادی به طور مفصل شرح داده خواهد شد؛ بخش سوم حاوی دو آزمایش که در هر کدام داده‌های مورد استفاده و نتایج پیاده‌سازی الگوریتم پیشنهادی آمده، می‌باشد و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش چهارم مقاله آورده شده است.

۲. تئوری

فرایند پراکنش امواج را از سطح یک هدف در رادار پلاریمتری به‌وسیله ماتریس پراکنش بیان می‌شود. این ماتریس که بیان‌گر دامنه و فاز سیگنال برگشتی در چهار ترکیب از پلاریزاسیون‌های خطی افقی (H) و عمودی (V) به عنوان پلاریزاسیون‌های موج ارسالی و بازگشتی می‌باشد، به‌صورت [۱۲]:

¹¹ Reciprocity Theorem

¹² Lexicographic

¹³ Single Look Complex

¹⁴ Speckle

⁷ Stian Normann Anfinsen

⁸ Revised Wishart

⁹ multilooked

¹⁰ Otsu

سهولت به کارگیری یک فاصله ماتریسی در آشکارسازی تغییرات در تصاویر رادار پلاریمتری، فاصله ماتریسی مورد نظر باید همه شرایط یک "متری" ^{۱۶} را دارا باشد [۸]. این شرایط شامل:

$$d(A, B) \geq 0 \quad \text{غیرمنفی بودن فاصله} \quad \text{۱۷}$$

$$d(A, B) = d(B, A) \quad \text{متقارن بودن فاصله} \quad \text{۱۸}$$

$$d(A, B) = 0 \Leftrightarrow A = B \quad \text{ویژگی عدم تمایز} \quad \text{۱۹}$$

ویژگی نامساوی مثلثی ^{۲۰}: $d(A, C) \leq d(A, B) + d(B, C)$ که در آن A, B, C سه ماتریس تصادفی معین مثبت هرمیتی می باشند.

اگر یک فاصله ماتریسی سه شرط اول را دارا بوده و در شرط چهارم صدق نکند یک نیمه متری ^{۲۱} نامیده می شود. در مقالات انجام شده تا کنون فواصل ماتریسی زیادی معرفی و مورد استفاده قرار گرفته اند در حالی که همه ویژگی های یک متری را داشته باشند که از جمله شناخته شده ترین فواصل می توان به فاصله اقلیدوسی، فاصله فروبیونوس، فاصله منهتن و ... اشاره کرد. اما این فواصل ماتریسی به صورت مستقیم به توزیع ویشارت و مشخصات آماری داده های رادار پلاریمتری مربوط نمی شوند و از این جهت شرایط لازم را برای به کارگیری در آشکارسازی تغییرات در تصاویر رادار پلاریمتری دارا نمی باشند. آنچه در این مطالعه مدنظر است به کارگیری یک فاصله ماتریسی متری و یا نیمه متری مستخرج از توزیع ویشارت می باشد. فاصله ویشارت، رابطه (۱۳)، به دلیل عدم دارا بودن ویژگی های تقارن و همچنین نامساوی مثلثی نمی تواند در آشکارسازی تغییرات مورد استفاده قرار بگیرد. کانردسن ^{۲۲} و همکاران در سال ۲۰۰۳، یک راه حل برای آشکارسازی تغییرات با استفاده از یک آماره آزمون برگرفته شده از توزیع ویشارت به عنوان تابع توزیع ماتریس های کواریانس نمونه در دو تصویر ارائه دادند [۳]. در این روش با در نظر گرفتن یک فرایند یکسان میانگین گیری از چند منظر در دو تصویر پلاریمتری، $L_A = L_B = L$ و با فرض اینکه دو ماتریس کواریانس نمونه از توزیع ویشارت تبعیت کنند، یعنی $A \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_A)$ و $B \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_B)$ و برای متغیر مجموع A و B که بر اساس $A+B \sim s\mathcal{W}(d, 2L, \Sigma_A + \Sigma_B = \Sigma)$ ویژگی توزیع ویشارت به دست می آید:

می توان نوشت:

$$\begin{cases} H_0 : \Sigma_A = \Sigma_B \\ H_1 : \Sigma_A \neq \Sigma_B \end{cases} \quad (14)$$

داده های SAR، بردار ضرایب پراکنش به صورت ضرب دو متغیر آماری مستقل Z ، پارامتر بافت و Y ، پارامتر نویز اسپیکل بیان می شود:

$$\Omega = \sqrt{Z} Y \quad (9)$$

از میان این دو پارامتر، تابع ثابت نشان دهنده تغییرات (واریانس) بازپراکنش سیگنال راداری از سطح زمین نسبت به دامنه می باشد. ثابت بودن متغیر Z حاکی از آن است که تغییرات بافتی برای همه باندهای پلاریزاسیون برابر می باشد. بردار Y که نویز اسپیکل موجود در داده های SAR را مدل می کند از تابع توزیع نرمال چندمتغیره مختلط تبعیت می کند [۱۳]:

$$p_Y(Y) = \frac{1}{\pi^d |\Sigma|} \exp(-Y^H \Sigma^{-1} Y) \quad (10)$$

در این تابع توزیع، Σ ماتریس کواریانس و d ابعاد پلاریمتری می باشد. در رابطه بالا $||$ بیانگر درمینان ماتریس می باشد. توابع توزیع مختلفی در مقالات علمی، به منظور مدل سازی آماری پارامتر بافت با توجه به همگن بودن سطح هدف در نظر گرفته شده است [۱۴]. با فرض هموزن بودن سطح زمین و در نتیجه اعمال یک عدد ثابت به عنوان متغیر تصادفی بافت، می توان نتیجه گرفت که ماتریس کواریانس چندمنظر C در (Y) ، از تابع توزیع ویشارت اسکال ^{۱۵} شده تبعیت می کند، $C \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma)$ [۱۴]:

$$p_{d, L, \Sigma}(C) = \frac{L^d |C|^{L-d}}{K(L, d) |\Sigma|^L} \exp(-L \operatorname{tr}(\Sigma^{-1} C)) \quad (11)$$

که در آن:

$$K(L, d) = \pi^{\frac{d(d-1)}{2}} \prod_{i=1}^d \Gamma(L-i+1) \quad (12)$$

تابع گامای چند متغیره مختلط بوده و $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما استاندارد را نشان می دهد. فاصله ماتریسی ویشارت بر اساس توزیع ویشارت، رابطه (۱۱)، به صورت زیر به دست می آید [۱۳]:

$$d(A, B) = \ln |A| + \operatorname{tr}(B^{-1} A) \quad (13)$$

که در آن A و B دو ماتریس کواریانس نمونه مربوط به دو تصویر در دو تاریخ مختلف می باشد. این فاصله ماتریسی به عنوان یک فاصله جدایی در طبقه بندی و خوشه بندی داده های رادار پلاریمتری استفاده گردیده که در این صورت ماتریس A نشان دهنده ماتریس کواریانس نمونه مربوط به یک پیکسل خاص در تصویر رادار پلاریمتری و ماتریس B مرکز یک کلاس خاص می باشد. به منظور

¹⁵ Scaled Wishart

¹⁶ metric

¹⁷ Non-negativity

¹⁸ Symmetry

¹⁹ Indiscernibility

²⁰ Trianglity inequality

²¹ semimetric

²² Conradsen

پلاریمتری مورد استفاده قرار گرفته است.

برای به دست آوردن فاصله ویشارت تصحیح یافته، فرض کنید آزمون رابطه (۱۶) را با معلوم فرض کردن Σ_B داشته باشیم، بدین ترتیب آماره آزمون نسبت احتمال به صورت:

$$Q_2 = \frac{p_{d,L,\hat{\Sigma}_B}(A)p_{d,L,\hat{\Sigma}_B}(B)}{p_{d,L,\hat{\Sigma}_A}(A)p_{d,L,\hat{\Sigma}_B}(B)} = \frac{|A|^L}{|B|^L} \exp\{-L(\text{tr}(B^{-1}A) - d)\} \quad (19)$$

درمی آید، که با محاسبه $-\frac{\ln Q_2}{L}$ به فاصله ویشارت تصحیح یافته خواهیم رسید:

$$d_{RW}(A, B) = -\frac{\ln Q_2}{L} = \ln \frac{|B|}{|A|} + \text{tr}(B^{-1}A) - d \quad (20)$$

این فاصله از ویژگی تقارن تبعیت نمی کند. برای متقارن سازی این فاصله داریم [۸]

$$d_{SRW}(A, B) = \frac{1}{2}(d_{RW}(A, B) + d_{RW}(B, A)) = \frac{1}{2}\text{tr}(A^{-1}B + B^{-1}A) - d \quad (21)$$

این فاصله ماتریسی، با عنوان فاصله ویشارت تصحیح یافته (SRW)^{۲۴}، با داشتن کلیه شرایط یک متری علاوه بر شرط صدق در نامساوی مثلثی یک شبه متری به حساب می آید. با این وجود به دلیل نگاشتن ماتریس های کواریانس مقادیر عدم تغییر و تغییر در دو تصویر به ترتیب به مقادیری نزدیک به صفر و مقادیری مثبت و دور از صفر در تمایز دو کلاس تغییر و عدم تغییر از هم در آشکارسازی تغییرات در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است.

این مورد لازم به ذکر است که با داشتن ماتریس کواریانس کامل $d=3$ می باشد. حال برای داده های مربوط به باندهای HH، HV و VV به تنهایی بوده و فاصله SRW به صورت زیر به دست می آید:

$$d_{SRW} = \frac{1}{2} \left(\frac{B}{A} + \frac{A}{B} \right) - 1 = \frac{B^2 + A^2}{2AB} - 1 \quad (22)$$

با جابجا کردن المان های سطرها و سپس ستون های دوم و سوم در ماتریس کواریانس C، رابطه (۷)، به مورد تقارن آزمون^{۲۵} دست خواهیم یافت [۳]:

$$A = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{13} & 0 \\ C_{31} & C_{33} & 0 \\ 0 & 0 & C_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & 0 \\ 0 & A_2 \end{bmatrix} \quad (23)$$

که در آن ابعاد A_1 ، $d_1 \times d_1$ (در اینجا 2×2) بوده و ابعاد A_2 ، $d_2 \times d_2$ (در اینجا 1×1) می باشد. ماتریس A دارای توزیع ویشارت نبوده ولی می توان نوشت: $A_1 \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_{A_1})$ ، $A_2 \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_{A_2})$ ، $B_1 \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_{B_1})$ و $B_2 \sim s\mathcal{W}(d, L, \Sigma_{B_2})$ با فرض مستقل بودن A_1, A_2, B_1, B_2 از هم و با داشتن دو فرض:

تحت فرض H_0 توابع توزیع A و B یکسان و فرض عدم تغییر در فرایند آشکارسازی تغییرات صحت خواهد داشت. با در نظر گرفتن توزیع پیوسته $f(x, \theta)$ برای داده ها که در آن θ پارامترهای تابع توزیع باشد، تحت فرض H_0 باید $\theta \in W_0$ باشد که W_0 یک زیر مجموعه از مجموعه Λ ، کل مقادیر ممکن برای θ است می توان از نسبت احتمال زیر برای انتخاب از بین دو فرض H_0 و H_1 بهره گرفت:

$$Q = \frac{\max_{\theta \in W_0} F(\theta)}{\max_{\theta \in \Lambda} F(\theta)} \quad (15)$$

که در آن F تابع احتمال می باشد. در این نسبت احتمال فرض داشتن مقادیر نزدیک به صفر رد خواهد شد. در صورت کسر بالا، از آن جایبکه با داشتن فرض H_0 مقدار $\hat{\Sigma}_A = \hat{\Sigma}_B = \hat{\Sigma}$ بر اساس برآوردگر بیشینه احتمال، برابر با $\frac{A+B}{2}$ به دست می آید. در غیر این صورت برآورد بیشینه احتمال $\hat{\Sigma}_A$ و $\hat{\Sigma}_B$ به ترتیب برابر با مقادیر A و B خواهد بود؛ بر این اساس:

$$Q = \frac{p_{d,L,\hat{\Sigma}}(A)p_{d,L,\hat{\Sigma}}(B)}{p_{d,L,\hat{\Sigma}_A}(A)p_{d,L,\hat{\Sigma}_B}(B)} \quad (16)$$

با جای گذاری تابع توزیع ویشارت و ساده سازی نتایج نسبت احتمال به صورت زیر به دست می آید (برای توضیحات بیشتر به [۳] مراجعه شود):

$$Q = \frac{2^{2Ld} |A|^L |B|^L}{|A+B|^{2L}} \quad (17)$$

لازم به ذکر است که راه حل ارائه شده در [۳] با فرض دارا بودن L_A و L_B نابرابر می باشد حال آنکه، همان طور که قبلا نیز ذکر شد در این مقاله با در نظر گرفتن میانگین گیری از پیکسل های همسایه یکسان در دو تصویر فرض $L_A = L_B = L$ استوار خواهد بود. عبارت بالا با یک تبدیل به صورت یک اندازه فاصله ماتریسی درمی آید:

$$d(A, B) = -\frac{\ln Q}{L} = \ln \left(\frac{|A+B|^2}{|A||B|} \right) - 2d \ln d \quad (18)$$

از فاصله بالا بدون در نظر گرفتن عبارت ثابت $2d \ln d$ ، با عنوان فاصله بارتلت یاد می شود [۳]، [۱۵]. این نام گذاری از آن جهت است که بارتلت قبل از این، نسبت میانگین های حسابی و هندسی واریانس نمونه را برای برابری دو توزیع ارائه داد [۱۶]. این فاصله تمام شرایط یک متری را به غیر از ویژگی نامساوی مثلثی را دارا بوده و از این جهت یک نیمه متری به حساب می آید. آزمون بارتلت^{۲۳} به عنوان آزمون عدم شباهت بین دو ماتریس کواریانس در مطالعات مربوط به طبقه بندی [۱۵] و آشکارسازی تغییرات [۱۷] در تصاویر رادار

²⁴ Symmetric Revised Wishart

²⁵ Azimuthal symmetry

²³ Bartlett distance

$$p(t) = \frac{f(t)}{n} \quad (25)$$

بیانگر مقادیر نرمالیزه شده هیستوگرام بوده که در روابط بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر روش آتسو در فرایند محاسبات خود تنها از مقادیر هیستوگرام تصویر استفاده کرده و از این رو از جمله روش‌های حد آستانه‌گذاری برمبنای هیستوگرام به حساب می‌آید [۱۰]. در رابطه (۲۵)، n تعداد کل پیکسل‌های تصویری می‌باشد. فرض کنید τ به عنوان حد آستانه در نظر گرفته شود، در این صورت مقادیر درجه خاکستری به دو کلاس زیر تقسیم‌بندی می‌شوند:

$$I_0 = \{0, 1, \dots, \tau\}, \quad I_1 = \{\tau + 1, \tau + 2, \dots, L - 1\} \quad (26)$$

برای این دو کلاس مقادیر $\omega_0, \omega_1, \mu_0, \mu_1$ که به ترتیب نشان‌دهنده احتمال رخداد کلاس‌های عدم تغییر و تغییر و میانگین کلاس‌های مذکور می‌باشد، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\omega_0 = \sum_{i=0}^{\tau} p(i), \quad \omega_1 = \sum_{i=\tau+1}^{L-1} p(i) \quad (27)$$

$$\mu_0 = \frac{\sum_{i=0}^{\tau} i p(i) | I_0}{\omega_0} = \frac{1}{\omega_0} \sum_{i=0}^{\tau} i p(i), \quad (28)$$

$$\mu_1 = \frac{1}{\omega_1} \sum_{i=\tau+1}^{L-1} i p(i)$$

با توجه به اینکه مقادیر $p(i)$ ، مقادیر نرمالیزه شده هیستوگرام تصویر می‌باشند، می‌توان نوشت: $\omega_0 + \omega_1 = 1$. با محاسبه این مقادیر و مقدار میانگین کل از رابطه:

$$\mu_T = \sum_{i=0}^{L-1} i p(i) \quad (29)$$

می‌توان مقادیر واریانس درون کلاسی، σ_W^2 ، و بین کلاسی، σ_B^2 ، را به صورت زیر به دست آورد:

$$\sigma_W^2 = \omega_0 \sigma_0^2 + \omega_1 \sigma_1^2, \quad (30)$$

$$\sigma_B^2 = \omega_0 (\mu_0 - \mu_T)^2 + \omega_1 (\mu_1 - \mu_T)^2 = \omega_0 \omega_1 (\mu_1 - \mu_0)^2$$

که در آن:

$$\sigma_0^2 = \sum_{i=0}^{\tau} (i - \mu_0)^2 p(i) | I_0 = \frac{1}{\omega_0} \sum_{i=0}^{\tau} (i - \mu_0)^2 p(i), \quad (31)$$

$$\mu_1 = \frac{1}{\omega_1} \sum_{i=\tau+1}^{L-1} (i - \mu_1)^2 p(i)$$

مقادیر واریانس هر کلاس می‌باشد.

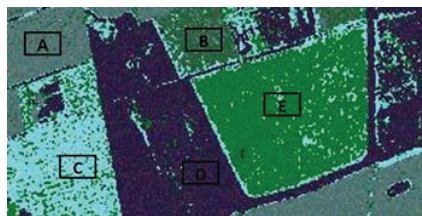
$$\begin{cases} H_0 : \Sigma_{A_1} = \Sigma_{B_1} (= \Sigma_1) \text{ و } \Sigma_{A_2} = \Sigma_{B_2} (= \Sigma_2) \\ H_1 : \text{حالات دیگر} \end{cases} \quad (24)$$

و انجام دادن محاسباتی همانند بخش ۲-۴ در [۳]، فاصله ماتریسی ویشارت تصحیح یافته متقارن شده برای این حالت نیز از رابطه‌ای مشابه رابطه (۲۱) به دست می‌آید که در آن $d^2 = d_1^2 + d_2^2$.

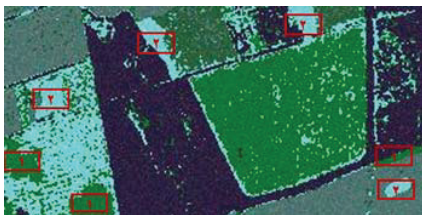
به طور خاص با در نظر گرفتن هر کدام از حالات تک بانندی، تقارن آزیموتی و پلاریمتری کامل برای ماتریس کواریانس نمونه، فاصله SRW به منظور معیار عدم شباهت دو ماتریس کواریانس نمونه در دو تصویر رادار پلاریمتری چندمنظر بر هم منطبق شده $A = \{A(i, j); 1 \leq i \leq r, 1 \leq j \leq c\}$ و $B = \{B(i, j); 1 \leq i \leq r, 1 \leq j \leq c\}$ در دو زمان t_0 و t_1 ($t_1 > t_0$)، با تعداد سطرها و ستون‌های به ترتیب برابر با r و c برای دو تصویر، به کار گرفته شده است. بدین ترتیب به منظور بررسی اینکه آیا در محل (i, j) از تصویر تغییر رخ داده است یا نه لازم است داده‌های پلاریمتری $A(i, j)$ و $B(i, j)$ از طریق به کارگیری آماره آزمون SRW با هم مورد مقایسه قرار گیرند. پس از اعمال آماره آزمون و بدست آوردن تصویر مربوط به آن باید یک الگوریتم دقیق حد آستانه‌گذاری روی تصویر اجرا شود تا به نقشه تغییراتی قابل اعتماد برسیم. تئوری این الگوریتم حد آستانه‌گذاری در بخش بعد شرح داده خواهد شد.

۲-۲. روش حد آستانه‌گذاری بر مبنای واریانس

فرض کنید مقادیر تصویر خروجی فاصله SRW، به مقادیر گسسته $ts_q: 0, 1, \dots, L-1$ درجه خاکستری نگاشته شوند. در این صورت یک تصویر با L درجه خاکستری خواهیم داشت. این گسسته‌سازی اولین گام برای پیاده‌سازی الگوریتم حد آستانه‌گذاری استفاده شده در این مقاله است که در سال ۱۹۷۹ توسط آتسو ارائه گردید و تا هم‌اکنون در مطالعات و مقالات علمی بسیاری به کار گرفته شده است [۱۰]. این الگوریتم یک معیار خاص را که رابطه مستقیم با واریانس درون کلاسی و رابطه عکس با واریانس بین کلاسی دارد، به ازای کل درجات خاکستری بهینه کرده و از این طریق حد آستانه بهینه، را انتخاب می‌کند. به بدست آوردن این حد آستانه بهینه، تصویر گسسته‌سازی شده SRW، به دو بخش تغییر و عدم تغییر تبدیل می‌شود که در آن اگر $ts_q > \tau^*$ پیکسل مورد نظر، برچسب تغییر و در غیر این صورت، برچسب عدم تغییر را به خود خواهد گرفت. بدین ترتیب نتیجه نهایی این الگوریتم یک تصویر باینری تغییر/عدم تغییر خواهد بود. برای بیان نحوه فرمولاسیون این روش فرض کنید $f(t)$ مقدار مربوط به تعداد دفعات درجه خاکستری t در تصویر ts_q باشد، به این ترتیب مقادیر $p(t)$:



(الف)



(ب)



(ج)

شکل ۱. داده رادار پلاریمتری شبیه‌سازی شده بر اساس تابع توزیع ویشارت. (الف) تصویر زمان؛ این تصویر دارای پنج کلاس پوشش زمینی شامل جنگل و محصولات کشاورزی مختلف است که بر اساس توزیع ویشارت شبیه سازی شده‌اند. (ب) تصویر زمان؛ در این تصویر چندین نوع تغییرات در پوشش زمینی نسبت به تصویر زمان t_0 اعمال گردیده است. (ج) نقشه ارزیابی؛ در این تصویر رنگ سفید، نشان دهنده پیکسل‌های تغییر و رنگ سیاه پیکسل‌های عدم تغییر را نشان می‌دهد.

مورد ارزیابی قرار بگیرد. نتایج و تحلیل‌های مربوط به این دو آزمایش در این بخش ارائه شده است.

۳-۱. نتایج بر روی داده‌های شبیه‌سازی شده

در این بخش ما روش آشکارسازی تغییرات ارائه شده در این مقاله را روی یک داده شبیه‌سازی شده اعمال کردیم. این داده شبیه‌سازی شده شامل دو تصویر رادار پلاریمتری با ابعاد 150×300 پیکسل متشکل از پنج کلاس است که از توزیع ویشارت تبعیت می‌کنند. برای کلاس‌های این دو تصویر تعداد منظرها برابر با $L=12$ بوده و Σ مربوط به توزیع هر کلاس از نمونه‌هایی از داده‌های واقعی محاسبه شده است. این دو تصویر که بیانگر تصاویر مربوط به زمان‌های t_0 و t_1 می‌باشد بر اساس یک زیرتصویر از یک تصویر طبقه‌بندی شده از یک منطقه کشاورزی در شهر فولوم^{۲۷} در کشور دانمارک شبیه‌سازی گردیده‌اند. این منطقه کشاورزی دارای چندین

بدین ترتیب سه معیار جدایی زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_W^2}, \quad \kappa = \frac{\sigma_T^2}{\sigma_W^2}, \quad \eta = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_T^2} \quad (۳۲)$$

مقدار حد آستانه‌ای که به ازای آن یکی از سه معیار فوق بیشترین مقدار خود را به دست آورد، حد آستانه بهینه آتسو نامیده می‌شود. استفاده از هر کدام از سه معیار فوق ما را به نتیجه مطلوب خواهد رساند، اما با توجه به سادگی محاسبه η این معیار مورد استفاده قرار می‌گیرد [۱۱]. با بیشینه‌سازی این معیار یا به صورت معادل مقدار σ_B^2 ، حد آستانه بهینه به دست می‌آید؛ یعنی: $\tau^* = \arg \max_{0 \leq \tau \leq L-1} \{\sigma_B^2(\tau)\}$.

یکی از مشکلات موجود در روش حد آستانه‌گذاری آتسو این است که علی‌رغم کارایی بالا، به نسبت تعداد پیکسل‌های موجود در کلاس تغییر و عدم تغییر حساس است، طوری که به منظور به دست آوردن حد آستانه بهینه از طریق این روش باید دو کلاس، مقادیر تعداد پیکسل‌های یکسانی در تصویر داشته باشند؛ این معادل آن است که در هیستوگرام مربوط به تصویر باید شاهد وجود دو یا چند قله باشیم. با تک قله‌ای بودن شکل هیستوگرام تصویر، که چنین شرایطی با داشتن تعداد کم پیکسل‌های تغییر، نسبت به تعداد پیکسل‌های عدم تغییر رخ می‌دهد، روش حد آستانه‌گذاری آتسو پاسخ مناسبی در اختیار قرار نمی‌دهد [۱۸]. از این رو یک روش در [۱۸] توسط لیائو^{۲۶} و همکاران ارائه شده است که در آن با گسترش مفهوم موجود در الگوریتم آتسو و ایجاد یک تصحیح روی آن، الگوریتم برای حالت داشتن هیستوگرام تک قله‌ای نیز پاسخ بهینه به همراه داشته‌باشد. در این روش با توجه به اینکه مقادیر مربوط به پیکسل‌های تغییر در انتهای هیستوگرام، جایی که قبل از آن شاهد یک قله در هیستوگرام و متعاقباً کم شدن مقادیر آن هستیم، قرار دارند، یک عبارت $(1-p(\tau))$ در مقادیر معیارها ضرب می‌شود که عاملی برای کمینه‌سازی مقادیر هیستوگرام می‌باشد؛ به عبارت دیگر حد آستانه بهینه نهایی به صورت زیر به دست می‌آید [۱۸]:

$$\tau^* = \arg \max_{0 \leq \tau \leq L-1} \{(1-p(\tau))(\omega_0 \mu_0^2 + \omega_1 \mu_1^2)\} \quad (۳۳)$$

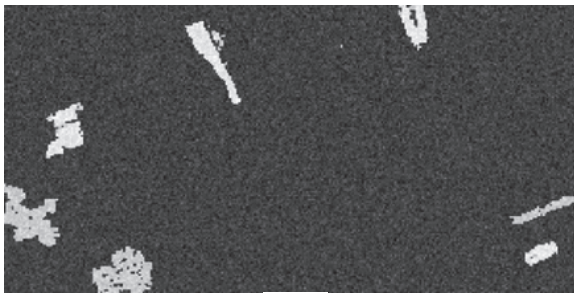
در معادله بالا عبارت $\omega_0 \mu_0^2 + \omega_1 \mu_1^2$ ، عبارت جایگزین σ_B^2 بوده که توسط لیائو و همکاران به کار برده شده و با بیشینه‌سازی این معیار به جای معیارهای λ و κ در عین سادگی محاسبات نتایج یکسانی نسبت به معیارهای مذکور به همراه دارد.

۳. نتایج

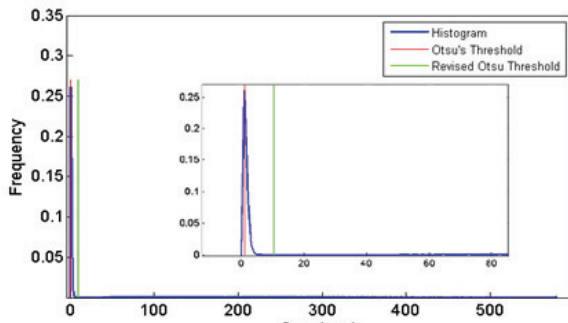
الگوریتم پیشنهادی روی دو نوع داده شبیه‌سازی شده و واقعی مورد تست قرار گرفت تا از طریق این دو آزمایش قابلیت روش ارائه شده

²⁷ Foulum

²⁶ Liao

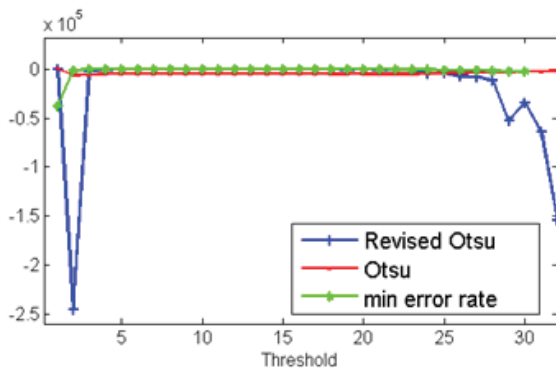


(الف)



(ب)

شکل ۲. (الف) تصویر فاصله ویشارت تصحیح یافته برای داده شبیه سازی شده. (ب) هیستوگرام تصویر؛ در این تصویر مقادیر حد آستانه به دست آمده از دو روش آتسو و آتسوی تصحیح یافته نمایش داده شده است.



شکل ۳. نمودار تابع معیار روش های آتسو و آتسوی تصحیح یافته (به ترتیب روابط (۳۲) و (۳۳)) و نرخ خطای کل بر حسب مقادیر حد آستانه که هر یک با در نظر گرفتن یک مقیاس رسم گردیده اند. این نمودارها برای مورد داده شبیه سازی شده به دست آمده است.

تصویر گسسته سازی شده SRW به ترتیب مقادیر حد آستانه ۳ و ۱۱ برای این تصویر به دست می آید.

با تجزیه و تحلیل رفتار تابع معیار ارائه شده در آتسو و معیار آتسوی تصحیح یافته نیز می توان به عملکرد بهتر روش اخیر پی برد. نمودار ارائه شده در شکل ۳ بیانگر رفتار معیارهای مذکور و همچنین مقدار

محصول و همچنین دارای بخش های از پوشش جنگلی می باشد که هر یک توسط جاده هایی از هم جدا شده اند. بعد از اینکه تصویر t_0 با پنج کلاس دارای توزیع ویشارت (کلاس های A تا E)، بر اساس زیر تصویر طبقه بندی شده تولید شد، تصویر t_1 نیز همانند تصویر t_0 زمان به دست آمد با این تفاوت که در تصویر t_1 دو دسته از تغییرات اعمال گردید (شکل ۲-الف و ۲-ب را مشاهده کنید). در واقع پس از استخراج Σ مربوط به ۵ کلاس پوشش های محصول های مختلف از یک داده پلاریمتری در دسترس از منطقه، تصویر اول و پس از آن تصویر رادار پلاریمتری زمان دوم با انجام دو نوع تغییرات - که پس از این توضیح داده خواهد شد - شبیه سازی شد.

با داشتن این دو نوع تغییرات ما برآنیم که هم تغییرات ناشی از افزایش بازپراکنش راداری و همچنین تغییرات متاثر از کاهش بازپراکنش راداری را شبیه سازی کرده و قابلیت الگوریتم را برای شناسایی این دو نوع تغییر مورد آزمون قرار دهیم. اولین دسته از تغییرات، انتقال به کلاس E از کلاس C می باشد. این تغییرات به صورت کلی با افزایش بازپراکنش راداری همراه می باشد. این دسته از تغییرات با برچسب ۱ در تصویر (۱-ب) نمایش داده شده است. انتقال از کلاس D به کلاس C دسته دوم از تغییرات است که با کاهش بازپراکنش راداری همراه می باشد. این تغییرات را می توان با برچسب ۲ در تصویر (۱-ب) مشاهده نمود. نقشه تغییرات آزمون که در آن بخش های سفید رنگ نشان دهنده پیکسل های تغییر و باقی پیکسل ها (بخش های به رنگ سیاه) بیانگر عدم تغییر می باشد، در تصویر (۲-ج) قابل مشاهده است.

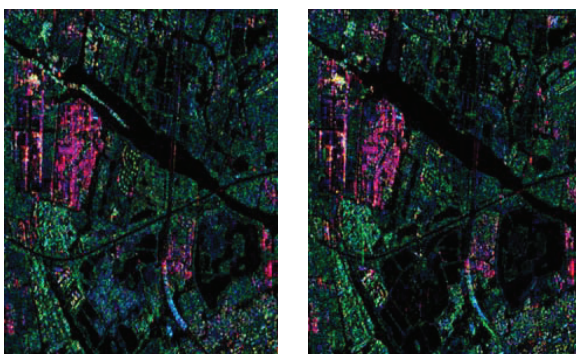
شکل (۲-الف) تصویر مربوط به فاصله ویشارت تصحیح یافته را نشان می دهد که پیکسل به پیکسل با اعمال رابطه (۲۱) روی دو تصویر ماتریس کواریانس پلاریمتری کامل به دست آمده است. با توجه به این تصویر، هر چه تغییر صورت گرفته در یک پیکسل خاص تصویری بیشتر باشد، به عبارت دیگر افزایش یا کاهش بیشتری در بازپراکنش رادار رخ داده باشد، مقدار درجه خاکستری مربوط به آن پیکسل به دست آمده از آماره SRW بیشتر خواهد بود؛ این تصویر کوانتیزه شده با انجام یک فرایند گسسته سازی از ۰ تا مقدار بیشینه آماره آزمون روی مقادیر خروجی فاصله SRW از دو تصویر به دست می آید که هیستوگرام آن در شکل (۲-ب) نمایش داده شده است.

با توجه به شکل هیستوگرام تصویر فاصله ماتریسی SRW، از آن جایی که هیستوگرام این تصویر تک-قله ای است، بنابراین الگوریتم آتسو تصحیح یافته در این مقاله می تواند موثر واقع شود؛ بنابراین با اجرای این الگوریتم حد آستانه گذاری برآنیم تا به یک نقشه تغییرات با صحت بالا برسیم. بدین ترتیب با در نظر گرفتن یک بار معیار آتسو، رابطه (۳۲) و بار دیگر معیار ارائه شده در رابطه (۳۳) برای

جدول ۱. عملکرد آشکارسازی تغییرات برای روش‌های آتسو و آتسوی تصحیح یافته

روش	دقت آشکارسازی	نرخ هشدار اشتباه	نرخ خطای کلی
آتسو	٪ ۹۹/۶	٪ ۳/۹	٪ ۳/۷۰
آتسوی تصحیح یافته	٪ ۹۹/۶	٪ ۰/۰	٪ ۰/۰۱

پلاریمتری کامل ماهواره رادارست-۲^{۲۸} استفاده گردیده است. این داده‌ها از روی شهر سوژو^{۲۹} در کشور چین، در دو تاریخ ۹ آپریل ۲۰۰۹ و ۱۵ ژوئن ۲۰۱۰ اخذ شده است. بین این دو تاریخ دریافت داده‌ها، ما با یک سری از تغییرات روی سطح زمین در منطقه مورد نظر به سبب گسترش مناطق شهری مواجهیم. تصاویر ترکیب پانولی^{۳۰} این دو داده پلاریمتری در شکل (۵-الف) و (۵-ب) نمایش داده شده است. یک نقشه مبنای تغییرات نیز که از ۳۰۷۱ پیکسل تست عدم تغییر و ۱۳۲۰ پیکسل تغییر تشکیل شده، در دسترس می‌باشد.



(ب)

(الف)



(ج)

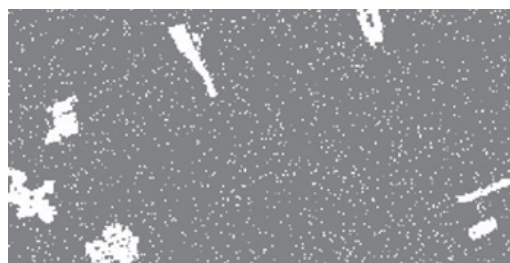
شکل ۵. داده رادار پلاریمتری ماهواره رادارست-۲ از شهر سوژو در چین. (الف) تصویر مربوط به ۹ آپریل ۲۰۰۹ (ب) تصویر مربوط به ۱۵ ژوئن ۲۰۱۰. (ج) نقشه ارزیابی؛ در این تصویر رنگ سفید، نشان‌دهنده پیکسل‌های تغییر و رنگ خاکستری پیکسل‌های تست عدم تغییر و باقی پیکسل‌ها برچسب‌گذاری نشده‌اند.

نرخ خطای کل (یعنی درصد پیکسل‌هایی که به غلط برچسب‌دهی شده‌اند). بر حسب مقادیر مختلف حد آستانه می‌باشد. با مقایسه نمودار تابع نرخ خطای کلی و تابع معیار دو روش مذکور نسبت به حد آستانه‌های مختلف (شکل ۳) می‌توان به این نتیجه دست یافت که علاوه بر تشابه رفتار این دو معیار نسبت به نرخ خطای کلی - که این به معنای نرخ خطای کل کمتر با در نظر گرفتن حد آستانه‌های بهینه ارائه شده توسط این دو روش می‌باشد - با استفاده از معیار آتسوی تصحیح یافته می‌توان به نتایجی با نرخ خطای کمتر دست یافت؛ به عبارتی با در نظر گرفتن مقدار کمینه تابع معیار الگوریتم حد آستانه گذاری آتسو و مقدار نرخ خطای کل به ازای حد آستانه ارائه شده توسط معیار آتسوی تصحیح یافته می‌توان به عملکرد بهتر معیار نامبرده اخیر نسبت به معیار قدیمی آتسو رسید. نقشه تغییرات با بیشینه واریانس بین مقادیر دو کلاس تغییر و عدم تغییر با روش آتسو (شکل ۴-الف) و روش تصحیح شده لیائو (شکل ۴-ب) با توجه به حد آستانه‌های به‌دست آمده برای هر روش، حاصل می‌شود.

جدول ۱ نتایج مربوط به دقت آشکارسازی (درصد پیکسل‌های تست تغییر که به درستی برچسب تغییر اخذ نموده‌اند [۱۹])، نرخ هشدار اشتباه (درصد پیکسل‌های تست عدم تغییر که به غلط به عنوان پیکسل تغییر برچسب گذاری شده‌اند) و نرخ خطای کلی با در نظر گرفتن دو معیار ارائه شده توسط آتسو و لیائو را نشان می‌دهد. با اندکی توجه به جدول ۱ می‌توان عملکرد بهتر و دارای خطای کمتر آشکارسازی روش آتسوی تصحیح یافته را نسبت به روش آتسو نتیجه‌گیری کرد.

۲-۳. نتایج بر روی داده‌های واقعی

به منظور ارزیابی بیشتر قابلیت الگوریتم ارائه شده، یک داده واقعی متشکل از یک زیرتصویر (300×233) پیکسل از دو تصویر رادار



(الف)



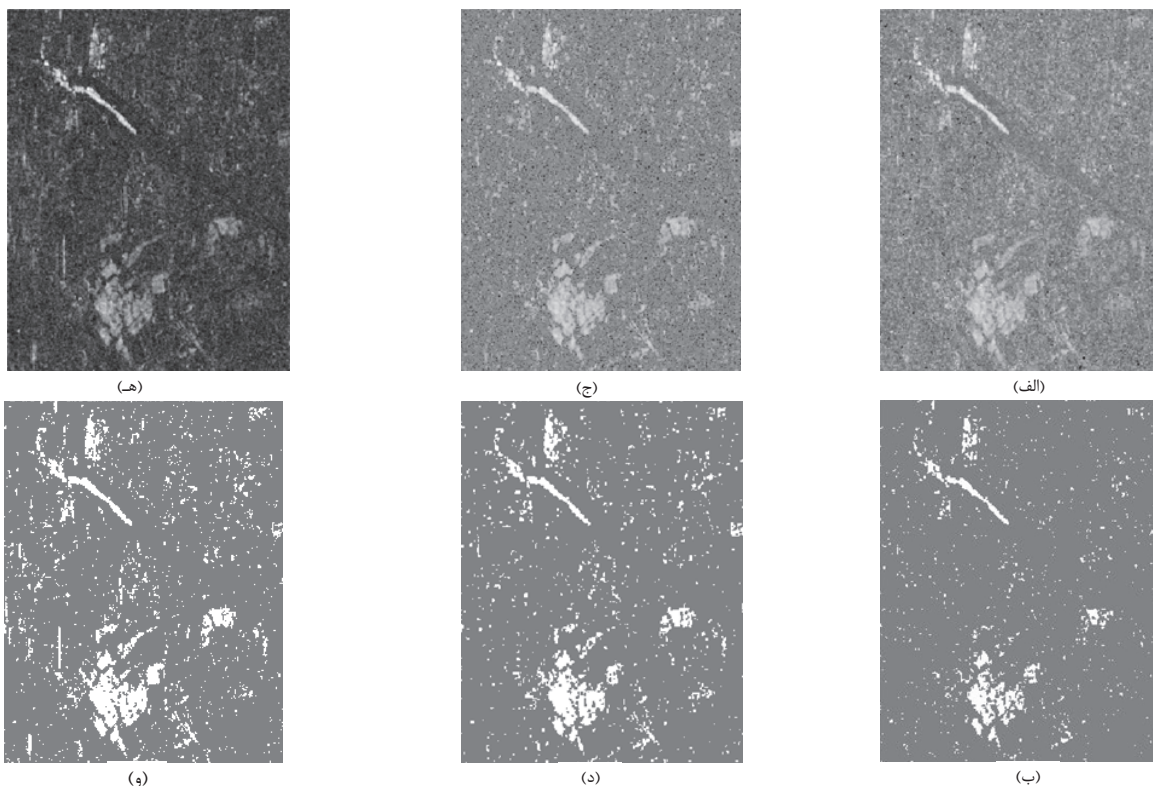
(ب)

شکل ۴. نقشه‌های تغییرات بدست آمده از اعمال روش‌های (الف) آتسو و (ب) آتسوی تصحیح یافته بر روی تصویر آماره آزمون ویشارت تصحیح یافته با داشتن داده رادار پلاریمتری شبیه‌سازی شده.

²⁸ Radarsat-2

²⁹ Suzhou

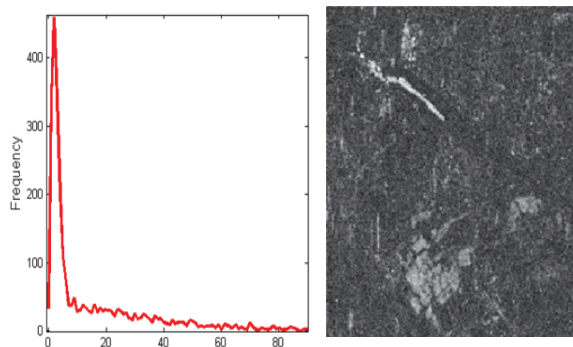
³⁰ در تصویر پانولی مقادیر درجه خاکستری سه باند تصویری از المان‌های ماتریس همدوسی استفاده می‌شود.



شکل ۷. نتایج آشکارسازی تغییرات برای داده رادار پلاریمتری سوژو. (الف)-(ب) تصویر فاصله SRW و نقشه تغییرات مربوطه با داشتن داده تنها سه المان قطر اصلی ماتریس کواریانس (ج)-(د) تصویر فاصله SRW و نقشه تغییرات مربوطه با داشتن داده ماتریس کواریانس اما در حالت تقارن آزیموتی (ه)-(و) تصویر فاصله SRW و نقشه تغییرات مربوطه با داشتن داده ماتریس کواریانس کامل.

به دست می آید. تصویر (۶-الف) تصویر آماره SRW گسسته سازی شده را نشان می دهد. در این تصویر مناطق با تغییرات بزرگ بخش های مطابق با فاصله بیشتر بین دو ماتریس کواریانس و در نتیجه بخش های روشن تر تصویر (با درجه خاکستری بیشتر) و مناطق دارای تغییر کمتر با بخش های تیره تر (با درجه خاکستری کمتر) نشان داده می شوند. با توجه به هیستوگرام این تصویر شکل (۶-ب) می توان حالت تک-قله ای بودن را در فرم آن مشاهده نمود. از این رو، همان طور که نتایج بخش قبل نشان داد، با توجه به تک-قله ای بودن هیستوگرام تصویر آماره SRW در این بخش از معیار آتسوی تصحیح یافته، ارائه شده توسط لیائو و همکاران استفاده گردید.

در این بخش، الگوریتم پیشنهادی آشکارسازی تغییرات در تصاویر پلاریمتری کامل در دو قسمت اجرا گردید و نتایج این دو آزمایش مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در اولین آزمایش روش پیشنهادی با داشتن سه حالت: ۱- استفاده از تنها سه المان قطر اصلی ماتریس کواریانس ۲- استفاده از ماتریس کواریانس، اما در حالت آزیموتی و همچنین ۳- استفاده از ماتریس کواریانس کامل اجرا شد. با انجام



شکل ۶. (الف) تصویر و (ب) هیستوگرام - در فضای لگاریتمی - فاصله ویشارت تصحیح یافته مربوط به داده پلاریمتری سوژو.

پس از انجام مراحل پیش پردازش شامل ثبت هندسی و چندمنظرسازی، با اعمال و محاسبه فاصله ماتریسی ویشارت تصحیح یافته از داده ماتریس کواریانس پلاریمتری کامل این دو تاریخ می توان به تصویر آماره SRW دست یافت. به طور خاص برای هر پیکسل با اعمال رابطه (۲۱) روی ماتریس کواریانس کامل مربوط به آن پیکسل در دو تصویر، فاصله ماتریسی بین دو ماتریس کواریانس

که اگر چه نرخ هشدار اشتباه با استفاده آماره آزمون بارتلت 0.08 کمتر از مورد آماره آزمون SRW، مورد استفاده در این مقاله، می‌باشد اما 0.23 ٪ دقت بالاتر در آشکارسازی تغییرات مربوط به مورد SRW نسبت به آزمون بارتلت عمل کرد بهتر الگوریتم پیشنهادی را تایید می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله یک روش نظارت نشده برای آشکارسازی تغییرات در تصاویر رادار پلاریمتری ارائه شده است. در این روش، یک آماره برای آزمون برابری دو ماتریس کواریانس چندمنظر مربوط به دو تصویر در دو تاریخ مختلف استخراج گردیده است. این آماره آزمون یا فاصله ماتریسی، مستخرج از فاصله ویشارت، SRW به دو ماتریس کواریانس چندمنظر یک عدد نسبت می‌دهد که این عدد نشان‌گر میزان برابری دو ماتریس می‌باشد و در نهایت آنچه به دست می‌آید یک تصویر برای کل تصویر رادار پلاریمتری می‌باشد. به منظور دست-یابی به نقشه تغییرات، یک الگوریتم بر مبنای هیستوگرام به نام الگوریتم آتسو به این تصویر اعمال شده تا نقشه تغییر/عدم تغییر به دست آید. این الگوریتم بر اساس بیشینه‌سازی واریانس بین کلاسی در کلاس‌های تغییر و عدم تغییر حد آستانه بهینه را استخراج می‌کند. با داشتن حالت تک قله‌ای در هیستوگرام تصویری این الگوریتم آتسو تصحیح یافته است که نسبت به روش آتسو قدیمی بهتر عمل می‌کند و همان‌طور که در آزمایش اول مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، نتایج بسیار مناسب‌تری را در اختیار قرار می‌دهد. با داشتن اطلاعات ماتریس کواریانس در حالت‌های مختلف از جمله تنها المان‌های قطر اصلی، حالت تقارن آزیموتی و ماتریس کواریانس کامل، در بخش دوم نتایج، به این مورد دست یافتیم که با داشتن اطلاعات پلاریمتری هر چه بیشتر از باندهای مختلف، به نتایج با دقت بالاتری می‌رسیم. از طرفی با مقایسه روش ارائه شده در این مقاله با آزمون معروف بارتلت، به عمل کرد بهتر روش پیشنهادی رسیدیم.

به منظور اجرای مقالات و مطالعات بعدی، به کارگیری آماره آزمون SRW به منظور کاربردهای دیگری چون قطعه‌بندی، آشکارسازی لبه و ...، استفاده از الگوریتم ارائه شده در این مقاله، در یافتن ناهنجاری‌های صورت گرفته بین دو تاریخ دریافت داده نسبت به هم استفاده کرد؛ به طور خاص این ناهنجاری در مباحث نظامی می‌تواند یک تانک زرهی و یا هر هدف دیگر باشد. از سویی دیگر به منظور آشکارسازی تغییرات صورت گرفته در چندین سطح می‌توان از روش‌های حد آستانه گذاری بر مبنای واریانس چند سطحی^{۳۱} ارائه شده در [۲۰] بهره برد؛ به این ترتیب نتیجه نهایی یک نقشه تغییرات

این آزمایش برآنیم تا میزان تاثیر داشتن اطلاعات پلاریمتری مختلف را از باندهای پلاریمتری متفاوت دریابیم. تصاویر مربوط به آماره آزمون SRW و نقشه تغییرات مربوط به این سه حالت در شکل ۷ نشان داده شده است. با توجه به شکل ۷ می‌توان دریافت که با تغییر از حالت استفاده از سه المان قطر اصلی نسبت به حالت تقارن آزیموتی نتایج آشکارسازی تغییر چشم‌گیری داشته و با داشتن ماتریس کواریانس در حالت تقارن آزیموتی، مناطق تغییر یافته بیشتری آشکارسازی گردیده‌اند؛ این مورد به این دلیل است که در حالت اخیر اطلاعات پلاریمتری بیشتری از ماتریس کواریانس چندمنظر در دو تاریخ مورد استفاده قرار گرفته و متعاقباً نتایج با دقت آشکارسازی بالاتری خواهیم داشت. همچنین، همان‌طور که در شکل ۷ مشاهده می‌شود، نقشه تغییرات بدست آمده با داشتن ماتریس کواریانس پلاریمتری کامل تغییراتی را با ساختار عمودی (واقع در سمت چپ-پایین منطقه) نشان می‌دهد که با داشتن ماتریس کواریانس در حالت تقارن آزیموتی و حالت قطری، آشکارسازی نشده‌اند. این مورد نشان دهنده آن است که اطلاعات مربوط به همبستگی بین باندهای پلاریمتری در ماتریس کواریانس پلاریمتری کامل قابلیت تمایز و در نتیجه آشکارسازی با دقت بالاتر را در اختیار قرار می‌دهد.

به منظور ارزیابی عددی الگوریتم ارائه شده در این مقاله با داشتن سه حالت ذکر شده در بالا، برای ماتریس کواریانس، نتایج مربوط به آشکارسازی تغییرات در این سه حالت در جدول زیر آمده است (جدول ۲). همان‌طور که در این جدول نیز مشاهده می‌شود، با داشتن ماتریس کواریانس کامل نسبت به حالات دیگر دقت آشکارسازی بالاتر می‌رود.

جدول ۲. عملکرد آشکارسازی تغییرات برای داده‌های پلاریمتری مختلف

نوع داده ماتریس کواریانس	دقت آشکارسازی	نرخ هشدار اشتباه	نرخ خطای کلی
تنها سه المان قطر اصلی	۷۵/۳٪	۰/۱۸٪	۸/۰۰٪
حالت تقارن آزیموتی	۹۰/۱٪	۱/۵٪	۴/۰۰٪
ماتریس کواریانس کامل	۹۵/۶٪	۲/۳٪	۳/۰۰٪

در بخش دوم آماره SRW را با آماره آزمون بارتلت [۳] مورد مقایسه قرار دادیم. این آزمون که در حالت تک باند پلاریمتری تبدیل به آزمون نسبت احتمال معروف می‌شود، یکی از آماره آزمون‌های دقیق است که تا کنون پیشنهاد شده است. با استفاده از آزمون بارتلت دقت آشکارسازی $93/2$ ٪، نرخ هشدار اشتباه $1/5$ ٪ و نرخ خطای کلی $3/0$ ٪ به دست آمد که با مقایسه عملکرد این آماره آزمون نسبت به آماره SRW، (جدول ۲)، می‌توان به این نتیجه رسید

³¹ Variance-based multilevel thresholding

- [12] van Zyl, J. J. and F. Ulaby, T., "Scattering matrix representation for simple targets," in Radar Polarimetry for Geoscience Applications, F. T. Ulaby and C. Elachi, Eds. Norwood, MA: Artech House, 1990.
- [13] Lee, J.-S., Grunes, M. R., and Kwok, R., "Classification of multi-look polarimetric SAR imagery based on complex wishart distribution," International Journal of Remote Sensing, Vol. 15, pp. 2299-2311, 1994.
- [14] Doulgeris, A. P., Anfinsen, S. N., and Eltoft, T., "Classification with a non-gaussian model for PolSAR data," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 46, No. 10, pp. 2999-3009, Oct. 2008.
- [15] Kersten, P. R., Lee, J.-S., and Ainsworth, T. L., "Unsupervised classification of polarimetric synthetic aperture radar images using fuzzy clustering and EM clustering," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 43, No. 3, pp. 519-527, Mar. 2005.
- [16] Hampel, F., Rousseeuw, P., Ronchetti, E., and Stahel, W., "Robust statistics: The approach based on influence functions," New York: Wiley, 1986.
- [17] Kersten, P. R., Lee, J. S., and Ainsworth, T. L., "A comparison of change detection statistics in POLSAR images," in Proc. IGARSS, Seoul, Korea, , pp. 4836-4839, Jul 25-29, 2005.
- [18] Ng, H.-F. , "Automatic thresholding for defect detection," Pat Recog Let, Vol. 27, pp. 1644-1649, 2006.
- [19] Moser, G. and Serpico, S.B., "Generalized minimum error thresholding for unsupervised change detection from SAR amplitude imagery," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 44, No. 10, pp. 2972-2982, Oct. 2006.
- [20] Arora, S., Acharya, J., Verma et al, A., "Multilevel thresholding for image segmentation through a fast statistical recursive algorithm," Pattern Recognition Letters, Vol. 29, No. 2, pp. 119-125, 2008.

خواهد بود که سطوح مختلف تغییرات را از تغییر کم تا زیاد نشان می‌دهد. مقایسه روش ارائه شده در این مقاله با روش های دانش-مبنا و شی‌گرای نظارت‌شده می‌تواند به عنوان پژوهش‌های بعدی صورت پذیرد. هم‌چنین آشکارسازی تغییرات همراه با به‌دست آوردن شدت و ماهیت آن‌ها با به‌کارگیری یک آماره آزمون خاص می‌تواند یکی دیگر از زمینه‌های مطالعات و پژوهش‌های بعدی باشد.

۵. مراجع

- [1] Akbari, V., Doulgeris, A., and Eltoft, T., "Monitoring glacier changes using multitemporal multipolarization SAR images," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 52, No. 6, pp. 3729-3741, Jun. 2014.
- [2] Park, S. E., Yamaguchi, Y., and Kim, D. J., "Polarimetric SAR remote sensing of the 2011 tohoku earthquake using ALOS/PALSAR," Remote. Sens. Environ., Vol. 132, pp. 212-220, May. 2013.
- [3] Conradsen, K., Nielsen, A.A., Schou, J., and Skriver, H., "A test statistic in the complex wishart distribution and its application to change detection in polarimetric SAR data," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 41, No. 1, pp. 4-19, Jan. 2003.
- [4] Akbari, V., Anfinsen, S.N., Doulgeris, A.P., Eltoft, T., "The Hhotelling-lawley trace statistic for change detection in polarimetric SAR data under the complex wishart distribution," in Proc. IEEE Int. Geosc. Remote Sens. Symp., IGARSS 2013, Melbourne, VIC, pp. 4162-4165, July 2013.
- [5] Marino, A., Hajnsek, I., "A change detector based on an optimization with polarimetric SAR imagery," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 52, No. 8, pp. 4781-4798, Aug. 2014.
- [6] Kittler, J., Illingworth, J., "Minimum error thresholding," Pattern Recognit., Vol. 19, No. 1, pp. 41-47, 1986.
- [7] Bazi, Y., Bruzzone, L., and Melgani, F., "An unsupervised approach based on the generalized gaussian model to automatic change detection in multitemporal SAR images," IEEE Trans. Geosci. Remote Sens., Vol. 43, No. 4, pp. 874-887, Apr. 2005.
- [8] Anfinsen, S. N., Jenssen, R., and Eltoft, T., "Spectral clustering of polarimetric SAR data with wishart-derived distance measures," in Proc. POLINSAR'07, (Frascati, Italy), Jan. 2007.
- [9] Sahoo, P. K., Soltani, S., and Wong, A. K. C., "A survey of thresholding techniques," Comput. Vision, Graphics Image Processing, Vol. 41, pp. 233-260, 1988.
- [10] Sezgin, M. and Sankur, B., "Survey over image thresholding techniques and quantitative performance evaluation," Journal of Electronic Imaging Vol.13, No.1, pp. 146-165, 2004
- [11] Otsu, N., "A threshold selection method from gray-level histogram," IEEE Trans. Syst. Man Cybern., Vol. 9, pp. 62-66, Jan. 1979.