مجله علمی- پژوهشی «رادار»

سال دوم، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳؛ ص ۳۹– ۴۹

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

محسن قنبری[1*]، وحید اکبری[2]، علی‌اکبر آبکار[3]، محمودرضا صاحبی[4]

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

(دریافت: ۰۴/ ۰۹/ ۹۳ ، پذیرش: ۲۴/ ۱۲/ ۹۳)

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 قرارگرفته 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 شبیه‌سازی‌شده 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

۱. مقدمه

با در اختیار داشتن تصاویر چندزمانه به عنوان یک منبع اطلاعاتی مهم، سنجش 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 سویی 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 رادار با دهانه ترکیبی[1] 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[2] تغییرات، تا کنون پژوهش-های 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[3] و هندسی، کاهش اثر نویز اسپیکل و ثبت هندسی[4] تصاویر نسبت به هم)، تصاویر رادار پلاریمتری، پیکسل به پیکسل توسط یک آماره آزمون[5] دلخواه مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. در [۳]، نویسندگان آزمون نسبت احتمال[6] را به عنوان یک آماره آزمون به منظور ارزیابی یکسان بودن دو ماتریس کواریانس نمونه دارای توزیع ویشارت در دو تصویر استفاده کرده‌اند.

*رایانامه نویسنده پاسخگو: mghanbari@mail.kntu.ac.ir

[1] Synthetic Aperture Radar (SAR)
[2] Unsupervised
[3] Radiometric correction
[4] Co-registeration
[5] Test statistic
[6] Likelihood ratio test

آنفینسن[۷] و همکاران فاصله ماتریسی ویشارت تصحیح یافته[۸] را بر اساس توزیع ویشارت مختلط به‌عنوان 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 تصحیح یافته 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 حد آستانه‌گذاری 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 حد آستانه‌گذاری، که تا کنون در مقالات علمی فراوانی به‌کار گرفته شده الگوریتم حد آستانه‌گذاری بر مبنای واریانس آتسو[۱۰] می‌باشد [۱۰], [۱۱]. در این الگوریتم، حد آستانه 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 کاملا نظارت نشده، با اعمال حد آستانه 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 رادارپلاریمتری 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]:

$$\boldsymbol{S} = \begin{bmatrix} S_{HH} & S_{HV} \\ S_{VH} & S_{VV} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

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:

$$\{\boldsymbol{\Psi}_L\} = \left\{ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \sqrt{2}\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right\} \quad (۲)$$

در رابطه:

$$\boldsymbol{k} = \frac{1}{2}\operatorname{tr}(\boldsymbol{S\Psi}) \quad (۳)$$

به رابطه (۴) برای بردار پراکنش بر پایه لگزیکوگرافیک خواهیم رسید. در رابطه (۳)، $\operatorname{tr}(\cdot)$ نشان دهنده مجموع عناصر قطر اصلی و $\boldsymbol{S}$ و $\boldsymbol{\Psi}$ به ترتیب نشان‌دهنده ماتریس‌های پراکنش و پایه می‌باشد.

$$\boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} S_{HH} \\ \sqrt{2}S_{HV} \\ S_{VV} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

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

$$\boldsymbol{C} = \frac{1}{L}\sum_{l=1}^{L} \boldsymbol{\Omega}_l \boldsymbol{\Omega}_l^H \quad (۵)$$

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

[۷] Stian Normann Anfinsen
[۸] Revised Wishart
[۹] multilooked
[۱۰] Otsu

[۱۱] Reciprocity Theorem
[۱۲] Lexicographic
[۱۳] Single Look Complex
[۱۴] Speckle

داده‌های SAR، بردار ضرایب پراکنش به صورت ضرب دو متغیر آماری مستقل Z، پارامتر بافت و $\boldsymbol{Y}$، پارامتر نویز اسپیکل بیان می‌شود:

$$\boldsymbol{\Omega} = \sqrt{Z}\ \boldsymbol{Y} \qquad (۹)$$

از میان این دو پارامتر، تابع ثابت نشان‌دهنده تغییرات (واریانس) بازپراکنش سیگنال راداری از سطح زمین نسبت به دامنه می‌باشد. ثابت بودن متغیر Z حاکی از آن است که تغییرات بافتی برای همه باندهای پلاریزاسیون برابر می‌باشد. بردار $\boldsymbol{Y}$ که نویز اسپیکل موجود در داده‌های SAR را مدل می‌کند از تابع توزیع نرمال چندمتغیره مختلط تبعیت می‌کند [۱۳]:

$$\boldsymbol{p}_{\boldsymbol{Y}}\left(\boldsymbol{Y}\right) = \frac{1}{\pi^{d}\left|\boldsymbol{\Sigma}\right|}\exp\left(-\boldsymbol{Y}^{H}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{Y}\right) \qquad (۱۰)$$

در این تابع توزیع، $\boldsymbol{\Sigma}$ ماتریس کواریانس و d ابعاد پلاریمتری می‌باشد. در رابطه بالا $|\cdot|$ بیانگر دترمینان ماتریس می‌باشد. توابع توزیع مختلفی در مقالات علمی، به منظور مدل‌سازی آماری پارامتر بافت با توجه به همگن بودن سطح هدف در نظر گرفته شده است [۱۴]. با فرض هموژن بودن سطح زمین و در نتیجه اعمال یک عدد ثابت به عنوان متغیر تصادفی بافت، می‌توان نتیجه گرفت که ماتریس کواریانس چندمنظر $\boldsymbol{C}$ در (۷)، از تابع توزیع ویشارت اسکیل[۱۵] شده تبعیت می‌کند، $\boldsymbol{C} \sim s\mathcal{W}\left(d, L, \boldsymbol{\Sigma}\right)$ [۱۴]:

$$\boldsymbol{p}_{d,L,\boldsymbol{\Sigma}}\left(\boldsymbol{C}\right) = \frac{L^{Ld}\left|\boldsymbol{C}\right|^{L-d}}{K\left(L,d\right)\left|\boldsymbol{\Sigma}\right|^{L}}\exp\left(-L\ \mathrm{tr}\left(\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\boldsymbol{C}\right)\right) \qquad (۱۱)$$

که در آن:

$$K\left(L,d\right) = \pi^{\frac{d(d-1)}{2}}\prod_{i=1}^{d}\Gamma\left(L-i+1\right) \qquad (۱۲)$$

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

$$d\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right) = \ln\left|\boldsymbol{A}\right| + tr\left(\boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{A}\right) \qquad (۱۳)$$

که در آن $\boldsymbol{A}$ و $\boldsymbol{B}$ دو ماتریس کواریانس نمونه مربوط به دو تصویر در دو تاریخ مختلف می‌باشد. این فاصله ماتریسی به عنوان یک فاصله جدایی در طبقه‌بندی و خوشه‌بندی داده‌های رادار پلاریمتری استفاده گردیده که در این صورت ماتریس $\boldsymbol{A}$ نشان‌دهنده ماتریس کواریانس نمونه مربوط به یک پیکسل خاص در تصویر رادار پلاریمتری و ماتریس $\boldsymbol{B}$ مرکز یک کلاس خاص می‌باشد. به‌منظور سهولت به‌کارگیری 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:

غیرمنفی بودن فاصله[۱۷]: $d\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right) \geq 0$

متقارن بودن فاصله[۱۸]: $d(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}) = d(\boldsymbol{B},\boldsymbol{A})$

ویژگی عدم تمایز[۱۹]: $d\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right) = 0 \Leftrightarrow \boldsymbol{A} = \boldsymbol{B}$

ویژگی نامساوی مثلثی[۲۰]: $d(\boldsymbol{A},\boldsymbol{C}) \leq d(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}) + d(\boldsymbol{B},\boldsymbol{C})$ که در آن $\boldsymbol{A}$، $\boldsymbol{B}$ و $\boldsymbol{C}$ سه ماتریس تصادفی معین مثبت هرمیتی می‌باشند.

اگر یک فاصله ماتریسی سه شرط اول را دارا بوده و در شرط چهارم صدق نکند یک نیمه‌متری[۲۱] نامیده می‌شود. در مقالات انجام شده تا کنون فواصل ماتریسی زیادی معرفی و مورد استفاده قرار گرفته‌اند درحالی‌که همه ویژگی‌های یک متری را داشته باشند که از جمله شناخته‌شده‌ترین فواصل می‌توان به فاصله اقلیدوسی، فاصله فروبیونوس، فاصله منهتن و ... اشاره کرد. اما این فواصل ماتریسی به صورت مستقیم به توزیع ویشارت و مشخصات آماری داده‌های رادار پلاریمتری مربوط نمی‌شوند و از این جهت شرایط لازم را برای به‌کارگیری در آشکارسازی تغییرات در تصاویر رادار پلاریمتری دارا نمی‌باشند. آنچه در این مطالعه مدنظر است به‌کارگیری یک فاصله ماتریسی متری و یا نیمه‌متری مستخرج از توزیع ویشارت می‌باشد. فاصله ویشارت ، رابطه (۱۳)، به دلیل عدم دارا بودن ویژگی‌های تقارن و همچنین نامساوی مثلثی نمی‌تواند 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 ماتریس‌های کواریانس نمونه در دو تصویر ارائه دادند [۳]. در این روش با در نظر گرفتن یک فرایند یکسان میانگین‌گیری 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 $\boldsymbol{A} \sim s\mathcal{W}\left(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_A\right)$ و $\boldsymbol{B} \sim s\mathcal{W}(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_B)$ و برای متغیر مجموع $\boldsymbol{A}$ و $\boldsymbol{B}$ که بر اساس ویژگی توزیع ویشارت به‌دست می‌آید: $\boldsymbol{A}+\boldsymbol{B} \sim s\mathcal{W}(d,2L,\boldsymbol{\Sigma}_A = \boldsymbol{\Sigma}_B = \boldsymbol{\Sigma})$

می‌توان نوشت:

$$\begin{cases} H_0 : \boldsymbol{\Sigma}_A = \boldsymbol{\Sigma}_B \\ H_1 : \boldsymbol{\Sigma}_A \neq \boldsymbol{\Sigma}_B \end{cases} \qquad (۱۴)$$

[15] Scaled Wishart

[16] metric
[17] Non-negativity
[18] Symmetry
[19] Indiscerniblity
[20] Trianglity inequality
[21] semimetric
[22] Conradsen

تحت فرض H_0 توابع توزیع $\boldsymbol{A}$ و $\boldsymbol{B}$ یکسان و فرض عدم تغییر در فرایند آشکارسازی تغییرات صحت خواهد داشت. با در نظر گرفتن توزیع پیوسته $f\left(x,\theta\right)$ برای داده‌ها که در آن $\boldsymbol{\theta}$ 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 $\boldsymbol{\theta}$، است می‌توان از نسبت احتمال زیر برای انتخاب از بین دو فرض H_0 و H_1 بهره گرفت:

$$Q=\frac{max_{\theta\in w_0}F\left(\theta\right)}{max_{\theta\in\Lambda}F\left(\theta\right)} \qquad (۱۵)$$

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

$$Q=\frac{\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}}\left(\boldsymbol{A}\right)\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}}\left(\boldsymbol{B}\right)}{\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_A}\left(\boldsymbol{A}\right)\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_B}\left(\boldsymbol{B}\right)} \qquad (۱۶)$$

با جای‌گذاری تابع توزیع ویشارت و ساده‌سازی نتایج نسبت احتمال به صورت زیر به‌دست می‌آید (برای توضیحات بیشتر به [۳] مراجعه شود.):

$$Q=\frac{2^{2Ld}\left|\boldsymbol{A}\right|^{L}\left|\boldsymbol{B}\right|^{L}}{\left|\boldsymbol{A}+\boldsymbol{B}\right|^{2L}} \qquad (۱۷)$$

لازم به‌ذکر است که راه حل ارائه شده در [۳] با فرض دارا بودن L_A و L_B نابرابر می‌باشد حال آنکه، همان‌طور که قبلا نیز ذکر شد در این مقاله با در نظر گرفتن میانگین‌گیری از پیکسل‌های 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 درمی‌آید:

$$d\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right)=-\frac{\ln Q}{L}=\ln\left(\frac{\left|\boldsymbol{A}+\boldsymbol{B}\right|^{2}}{\left|\boldsymbol{A}\right|\left|\boldsymbol{B}\right|}\right)-2d\,\ln d \qquad (۱۸)$$

از فاصله بالا بدون در نظر گرفتن عبارت ثابت $2d\ln d$، با عنوان فاصله بارتلت یاد می‌شود [۳],[۱۵]. این نام‌گذاری از آن جهت است که بارتلت قبل از این، نسبت میانگین‌های 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 نیمه‌متری به حساب می‌آید. آزمون بارتلت[۲۳] به عنوان آزمون عدم شباهت بین دو ماتریس کواریانس در مطالعات مربوط به طبقه‌بندی [۱۵] و آشکارسازی تغییرات [۱۷] در تصاویر رادار پلاریمتری مورد استفاده قرار گرفته است.

برای به‌دست آوردن فاصله ویشارت تصحیح‌یافته، فرض کنید آزمون رابطه (۱۶) را با معلوم فرض کردن $\boldsymbol{\Sigma}_B$ داشته باشیم، بدین ترتیب آماره آزمون نسبت احتمال به صورت:

$$Q_2=\frac{\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_B}\left(\boldsymbol{A}\right)\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_B}\left(\boldsymbol{B}\right)}{\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_A}\left(\boldsymbol{A}\right)\boldsymbol{p}_{d,L,\hat{\Sigma}_B}\left(\boldsymbol{B}\right)}=\frac{\left|\boldsymbol{A}\right|^{L}}{\left|\boldsymbol{B}\right|^{L}}\exp\left\{-L\left(\mathrm{tr}\left(\boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{A}\right)-d\right)\right\} \qquad (۱۹)$$

درمی‌آید، که با محاسبه $-\frac{\ln Q_2}{L}$ به فاصله ویشارت تصحیح‌یافته خواهیم رسید:

$$d_{RW}\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right)=-\frac{\ln Q_2}{L}=\ln\frac{\left|\boldsymbol{B}\right|}{\left|\boldsymbol{A}\right|}+\mathrm{tr}\left(\boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{A}\right)-d \qquad (۲۰)$$

این فاصله از ویژگی تقارن تبعیت نمی‌کند. برای متقارن‌سازی این فاصله داریم [۸]

$$d_{SRW}\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right)=\frac{1}{2}\left(d_{RW}\left(\boldsymbol{A},\boldsymbol{B}\right)+d_{RW}\left(\boldsymbol{B},\boldsymbol{A}\right)\right)=\frac{1}{2}\mathrm{tr}\left(\boldsymbol{A}^{-1}\boldsymbol{B}+\boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{A}\right)-d \qquad (۲۱)$$

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 شبه‌متری به حساب می‌آید. با این وجود به دلیل نگاشتن ماتریس‌های 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 می‌باشد. حال برای داده‌های مربوط به باندهای HH، HV و VV به تنهایی بوده و فاصله SRW به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$d_{SRW}=\frac{1}{2}\left(\frac{B}{A}+\frac{A}{B}\right)-1=\frac{B^2+A^2}{2AB}-1 \qquad (۲۲)$$

با جابجا کردن المان‌های سطرها و سپس ستون‌های دوم و سوم در ماتریس کواریانس C، رابطه (۷)، به مورد تقارن آزیموتی[۲۵] دست خواهیم یافت [۳]:

$$\boldsymbol{A}=\begin{bmatrix} C_{11} & C_{13} & 0 \\ C_{31} & C_{33} & 0 \\ 0 & 0 & C_{22} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} \boldsymbol{A}_1 & 0 \\ 0 & \boldsymbol{A}_2 \end{bmatrix} \qquad (۲۳)$$

که در آن ابعاد $\boldsymbol{A}_1$، $d_1\times d_1$ (در اینجا 2×2) بوده و ابعاد $\boldsymbol{A}_2$، $d_1\times d_2$ (در اینجا 1×1) می‌باشد. ماتریس $\boldsymbol{A}$ دارای توزیع ویشارت نبوده ولی می‌توان نوشت: $\boldsymbol{A}_1\sim s\mathcal{W}\left(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_{A_1}\right)$، $\boldsymbol{A}_2\sim s\mathcal{W}\left(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_{A_2}\right)$، $\boldsymbol{B}_1\sim s\mathcal{W}\left(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_{B_1}\right)$ و $\boldsymbol{B}_2\sim s\mathcal{W}\left(d,L,\boldsymbol{\Sigma}_{B_2}\right)$ با فرض مستقل بودن $\boldsymbol{A}_1$، $\boldsymbol{A}_2$، $\boldsymbol{B}_1$، $\boldsymbol{B}_2$ از هم و با داشتن دو فرض:

[23] Bartlett distance

[24] Symmetric Revised Wishart

[25] Azimuthal symmetry

$$\begin{cases} H_0: \boldsymbol{\Sigma}_{A_1} = \boldsymbol{\Sigma}_{B_1} \left(= \boldsymbol{\Sigma}_1\right) \text{ و } \boldsymbol{\Sigma}_{A_2} = \boldsymbol{\Sigma}_{B_2} \left(= \boldsymbol{\Sigma}_2\right) \\ H_1: \qquad \text{حالات دیگر} \end{cases} \qquad (۲۴)$$

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) به‌دست می‌آید که در آن $d^2 = d_1^2 + d_2^2$.

به‌طور خاص با در نظر گرفتن هر کدام از حالات تک باندی، 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 $\mathcal{A}=\{A(i,j);1\le i\le r, 1\le j\le c\}$ و $\mathcal{B}=\{B(i,j);1\le i\le r, 1\le j\le c\}$ 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، به‌کار گرفته شده است. بدین ترتیب به‌منظور 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 به‌کارگیری 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 $ts_q: 0,1,\ldots,L-1$ 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 به‌کار 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 بیشینه کرده و از این طریق حد آستانه بهینه، را انتخاب می‌کند. با به‌دست 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 این‌صورت، 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، به‌این ترتیب مقادیر $p(t)$:

$$p(t) = \frac{f(t)}{n} \qquad (۲۵)$$

بیانگر مقادیر نرمالیزه‌شده 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:

$$I_0 = \{0,1,\ldots,\tau\}, \qquad I_1 = \{\tau+1, \tau+2, \ldots, L-1\} \qquad (۲۶)$$

برای این دو کلاس مقادیر ω_0، ω_1، μ_0 و μ_1 که به‌ترتیب نشان‌دهنده احتمال رخداد کلاس‌های عدم تغییر و تغییر و میانگین کلاس‌های مذکور می‌باشد، به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\omega_0 = \sum_{i=0}^{\tau} p(i), \ \omega_1 = \sum_{i=\tau+1}^{L-1} p(i) \qquad (۲۷)$$

$$\begin{aligned} \mu_0 &= \sum_{i=0}^{\tau} i\, p(i \mid I_0) = \sum_{i=0}^{\tau} i\, p(i) / \omega_0 = \frac{1}{\omega_0} \sum_{i=0}^{\tau} i\, p(i), \\ \mu_1 &= \frac{1}{\omega_1} \sum_{i=\tau+1}^{L-1} i p(i) \end{aligned} \qquad (۲۸)$$

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

$$\mu_T = \sum_{i=0}^{L-1} i\, p(i) \qquad (۲۹)$$

می‌توان مقادیر واریانس درون‌کلاسی، σ_W^2 ، و بین‌کلاسی، σ_B^2 ، را به‌صورت زیر به‌دست آورد:

$$\begin{aligned} \sigma_W^2 &= \omega_0 \sigma_0^2 + \omega_1 \sigma_1^2, \\ \sigma_B^2 &= \omega_0 (\mu_0 - \mu_T)^2 + \omega_1 (\mu_1 - \mu_T)^2 = \omega_0 \omega_1 (\mu_1 - \mu_0)^2 \end{aligned} \qquad (۳۰)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \sigma_0^2 &= \sum_{i=0}^{\tau} (i - \mu_0)^2 p(i \mid I_0) = \frac{1}{\omega_0} \sum_{i=0}^{\tau} (i - \mu_0)^2 p(i), \\ \mu_1 &= \frac{1}{\omega_1} \sum_{i=\tau+1}^{L-1} (i - \mu_1)^2 p(i) \end{aligned} \qquad (۳۱)$$

مقادیر واریانس هر کلاس می‌باشد.

بدین ترتیب سه معیار جدایی زیر تعریف می‌شود:

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

مقدار حد آستانه‌ای که به ازای آن یکی از سه معیار فوق بیشترین مقدار خود را به‌دست آورد، حد آستانه بهینه آتسو نامیده می‌شود. استفاده از هر کدام از سه معیار فوق ما را به نتیجه مطلوب خواهدرساند، 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 به‌دست می‌آید؛ یعنی: $\tau^* = \arg max_{0 \le \tau \le L-1} \left\{ \sigma_B^2 \left(\tau \right) \right\}$.

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 به‌دست 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[26] و همکاران ارائه شده‌است 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، جایی‌که قبل از آن شاهد یک قله در هیستوگرام و متعاقبا کم شدن مقادیر آن هستیم، قرار دارند، یک عبارت $\left(1 - p\left(\tau\right)\right)$ در مقادیر معیارها ضرب می‌شود که عاملی برای کمینه‌سازی مقادیر هیستوگرام می‌باشد؛ به عبارت دیگر حد آستانه بهینه نهایی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید [۱۸]:

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

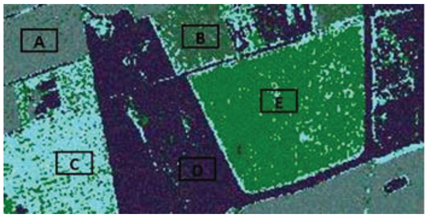
در معادله بالا عبارت $\omega_0 \mu_0^2 + \omega_1 \mu_1^2$ ، عبارت جایگزین σ_B^2 بوده که توسط لیائو و همکاران به‌کار برده شده و با بشینه‌سازی این معیار به جای معیارهای k ،η و λ در عین سادگی محاسبات نتایج یکسانی نسبت به معیارهای مذکور به همراه دارد.

۳. نتایج

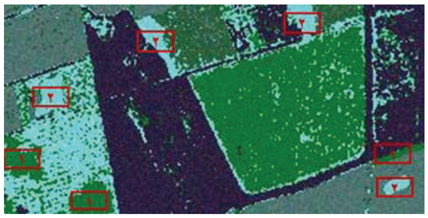
الگوریتم پیشنهادی روی دو نوع داده شبیه‌سازی شده و واقعی مورد تست قرار گرفت تا از طریق این دو آزمایش قابلیت روش ارائه‌شده مورد ارزیابی قرار بگیرد. نتایج و تحلیل‌های مربوط به این دو آزمایش در این بخش ارائه شده است.

۳-۱. نتایج بر روی داده‌های شبیه‌سازی شده

در این بخش ما روش آشکارسازی تغییرات ارائه‌شده در این مقاله را روی یک داده شبیه‌سازی شده اعمال کردیم. این داده شبیه‌سازی شده شامل دو تصویر رادار پلاریمتری با ابعاد 300×150 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[27] در کشور دانمارک شبیه‌سازی گردیده‌اند. این منطقه کشاورزی دارای چندین



(الف)


(ب)


(ج)

شکل ۱. داده رادار پلاریمتری شبیه‌سازی‌شده 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.

[26] Liao

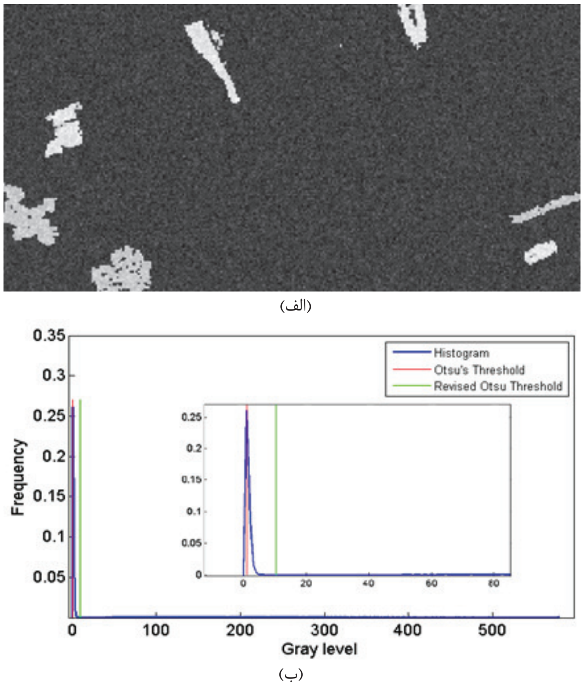
[27] Foulum

محصول و همچنین دارای بخش‌های از پوشش جنگلی می‌باشد که هر یک توسط جاده‌هایی از هم جدا شده‌اند. بعد از اینکه تصویر t_0 با پنج کلاس دارای توزیع ویشارت (کلاس‌های AتاE)، بر اساس زیرتصویر طبقه‌بندی شده تولید شد، تصویر t_1 نیز همانند تصویر t_0 زمان بدست 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 پوشش‌های محصول‌های 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- شبیه‌سازی شد.

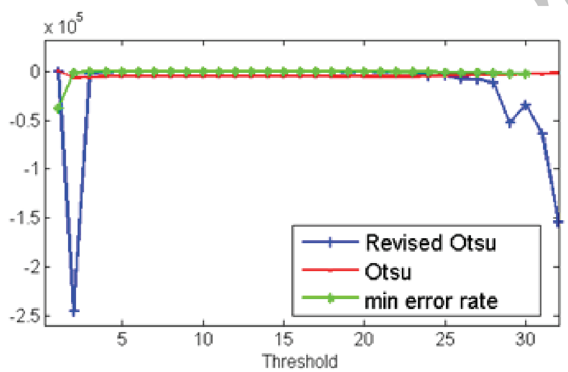
با داشتن این دو نوع تغییرات ما برآنیم که هم تغییرات ناشی از افزایش بازپراکنش راداری و همچنین تغییرات متاثر از کاهش بازپراکنش راداری را شبیه‌سازی کرده و قابلیت الگوریتم را برای شناسایی این دو نوع تغییر مورد آزمون قرار دهیم. اولین دسته از تغییرات، انتقال به کلاس E از کلاس C می‌باشد. این تغییرات به صورت کلی با افزایش بازپراکنش راداری همراه می‌باشد. 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 می‌باشد. این تغییرات را می‌توان با برچسب ۲ در تصویر (۱-ب) مشاهده نمود. نقشه تغییرات آزمون که در آن بخش‌های سفیدرنگ نشان‌دهنده پیکسل‌های تغییر و باقی پیکسل‌ها (بخش‌های به رنگ سیاه) بیانگر عدم تغییر می‌باشد، در تصویر (۲-ج) قابل مشاهده است.

شکل (۲-الف) تصویر مربوط به فاصله ویشارت تصحیح یافته را نشان می‌دهد که پیکسل به پیکسل با اعمال رابطه (۲۱) روی دو تصویر ماتریس کواریانس پلاریمتری کامل به‌دست 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 به‌دست آمده از آماره SRW بیشتر خواهد بود؛ این تصویر کوانتیزه شده با انجام یک فرایند گسسته‌سازی از ۰ تا مقدار بیشینه آماره آزمون روی مقادیر خروجی فاصله SRW از دو تصویر به‌دست می‌آید 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-قله‌ای است، بنابراین الگوریتم آتسو تصحیح یافته در این مقاله می‌تواند 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



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



شکل ۳. نمودار تابع معیار روش‌های 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 گردیده‌اند. این نمودارها برای مورد داده شبیه‌سازی شده به‌دست آمده است.

تصویر گسسته‌سازی شده SRW به ترتیب مقادیر حد آستانه ۳ و ۱۱ برای این تصویر به‌دست می‌آید.

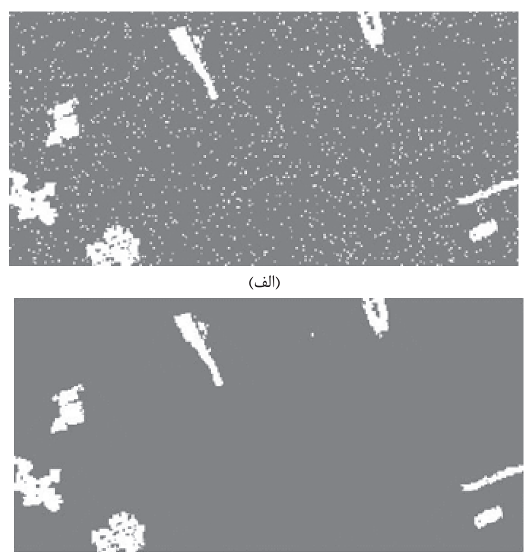
با تجزیه و تحلیل رفتار تابع معیار ارائه شده در آتسو و معیار آتسوی تصحیح یافته نیز می‌توان به عملکرد بهتر روش اخیر پی برد. نمودار ارائه شده در شکل ۳ بیانگر رفتار معیارهای مذکور و هم‌چنین مقدار

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 شده اند.) 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.

۳-۲. نتایج بر روی داده‌های واقعی

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



(الف)

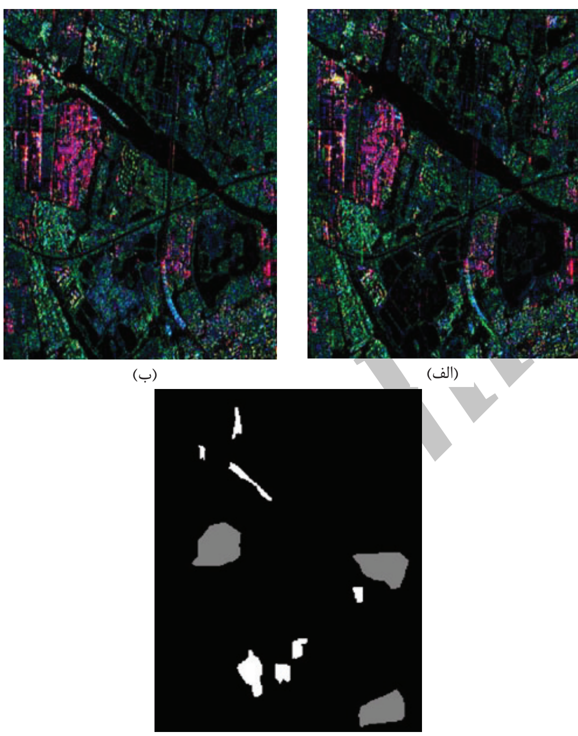
(ب)

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.

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[28] استفاده گردیده است. این داده‌ها از روی شهر سوژو[29] 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 پائولی[30] 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)

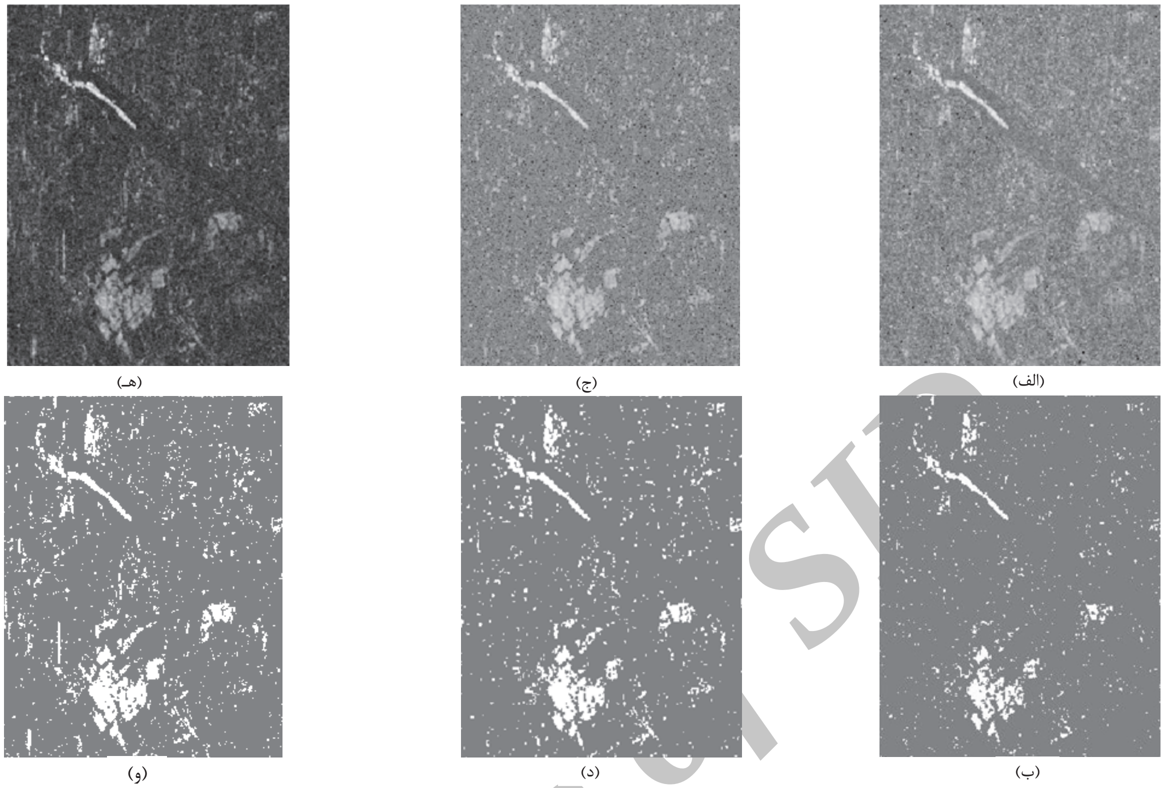
(ج)

شکل ۵. داده رادار پلاریمتری ماهواره رادارست-۲ از شهر سوژو در چین. (الف) تصویر مربوط به ۹ آپریل ۲۰۰۹ (ب) تصویر مربوط به ۱۸ 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.

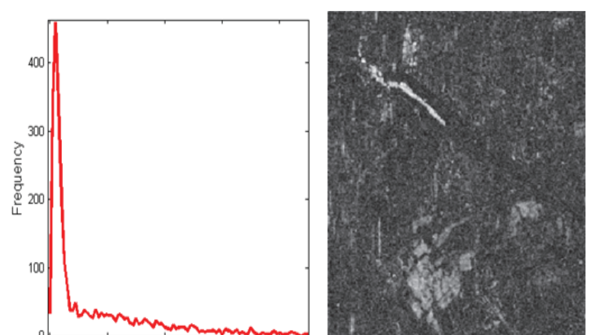
[28] Radarsat-2

[29] Suzhou

[30] در تصویر پائولی 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 (هـ)-(و) تصویر فاصله SRW و نقشه تغییرات مربوطه با داشتن داده ماتریس کواریانس کامل.



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 می‌توان به تصویر آماره SRW دست یافت. به‌طور 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 به‌دست می‌آید. تصویر (۶-الف) تصویر آماره SRW گسسته‌سازی شده را نشان می‌دهد. در این تصویر مناطق با تغییرات بزرگ بخش-های مطابق با فاصله بیشتر بین دو ماتریس کواریانس و در نتیجه بخش‌های روشن‌تر تصویر (با درجه خاکستری بیشتر) و مناطق دارای تغییر کمتر با بخش‌های تیره‌تر (با درجه خاکستری کمتر) نشان داده می‌شوند. با توجه به هیستوگرام این تصویر شکل (۶-ب) می‌توان حالت تک-قله‌ای بودن را در فرم آن مشاهده نمود. از این رو، همان-طور که نتایج بخش قبل نشان داد، با توجه به تک-قله‌ای 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

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 تغییریافته 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 متعاقبا 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	٪ ۰/۸	٪ 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 قراردادیم. 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 ۹۳/۲ ٪، نرخ هشدار اشتباه ۱/۵ ٪ و نرخ خطای کلی ۳/۰۰ ٪ بدست آمد که با مقایسه عملکرد این آماره آزمون نسبت به آماره SRW، (جدول ۲)، می‌توان به این نتیجه رسید که اگر چه نرخ هشدار اشتباه با استفاده آماره آزمون بارتلت ۰/۸٪ کمتر از مورد آماره آزمون SRW، مورد استفاده در این مقاله، می‌باشد اما ۲/۳ ٪ 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 دوتصویر 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 به‌دست می‌آید یک تصویر برای کل تصویر رادار پلاریمتری می‌باشد. به‌منظور دست‌یابی به نقشه تغییرات، یک الگوریتم بر مبنای هیستوگرام به نام الگوریتم آتسو به این تصویر اعمال شده تا نقشه تغییر/عدم تغییر به‌دست 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 آتسوی تصحیح یافته است که نسبت به روش آتسوی قدیمی بهتر عمل می‌کند و همان‌طور که در آزمایش اول مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، نتایج بسیار مناسب‌تری را در اختیار قرارمی‌دهد. 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 عملکرد بهتر روش پیشنهادی رسیدیم.

به‌منظور اجرای مقالات و مطالعات بعدی، به‌کارگیری آماره آزمون SRW به منظور کاربردهای دیگری چون قطعه‌بندی، آشکارسازی لبه و ...، استفاده از الگوریتم ارائه شده در این مقاله، در یافتن نابهنجاری‌های صورت گرفته بین دو تاریخ دریافت داده نسبت به هم استفاده کرد؛ به طور خاص این نابهنجاری 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؛ به‌این ترتیب نتیجه نهایی یک نقشه تغییرات

[31] Variance-based multilevel thresholding

خواهد بود که سطوح مختلف تغییرات را از تغییر کم تا زیـاد نشـان می‌دهد. مقایسه روش ارائه شده در این مقاله با روش های دانش-مبنا و شی‌گرای نظارت‌شده می‌تواند به عنوان پژوهش‌های بعدی صـورت پذیرد. هم‌چنین آشکارسازی تغییرات همراه با به‌دست آوردن شـدت و ماهیت آن‌ها با به‌کارگیری یک آماره آزمون خاص می‌توانـد یـکـی 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 quantative 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.

[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.