

آشکارسازی بدون نظارت تغییرات محیطی با استفاده از آنالیز نقطه‌ای تغییر در تصاویر قطبیده راداری با روزنه مصنوعی

احسان کیانا^{۱*}، سعید همایونی^۲، محمدعلی شریفی^۳، محمدرضا فریدروhani^۴

^۱ کارشناس ارشد سنجش از دور - دانشکده نقشه‌برداری و اطلاعات مکانی - پردیس دانشکده‌های فنی - دانشگاه تهران
kiana@ut.ac.ir

^۲ دانشیار گروه ژئوماتیک - دپارتمان جغرافیا، محیط‌زیست و ژئوماتیک - دانشگاه اتاوا - کانادا
saeid.homayouni@uOttawa.ca

^۳ دانشیار دانشکده نقشه‌برداری و اطلاعات مکانی - پردیس دانشکده‌های فنی - دانشگاه تهران
sharifi@ut.ac.ir

^۴ استادیار گروه آمار - دانشکده علوم ریاضی - دانشگاه شهید بهشتی تهران
m_faridrohani@sbu.ac.ir

(تاریخ دریافت بهمن ۱۳۹۴، تاریخ تصویب مهر ۱۳۹۵)

چکیده

در این مقاله روشی برای آشکارسازی بدون نظارت تغییرات در تصاویر سنجش از دوری قطبیده راداری با روزنه مصنوعی ارائه شده است. این روش بر پایه‌ی روش آنالیز نقطه‌ای تغییر است. تابع چگالی احتمال تصاویر اختلاف، که در برگیرنده‌ی تغییرات زمانی محیطی هستند، از توزیع‌های آماری مشخصی برای هر کلاس پیروی می‌کنند. مدل آمیخته گاوسی یکی از مدل‌های مناسب برای آنالیز نقطه‌ای تغییر است که توانمندی مناسبی برای برآورد پارامترهای توزیع‌ها از یک توزیع آمیخته دارد. این مدل می‌تواند نقطه برخورد دو توزیع را به‌عنوان نقطه‌ای تغییر دو کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته، یا همان حد آستانه را به‌راحتی مشخص کند. روش پیشنهادی بر روی سه داده راداری پیاده‌سازی و مورد ارزیابی قرار گرفت. نقشه تغییر حاصل از دو مجموعه‌ی داده در این تجزیه و تحلیل با استفاده از داده مرجع، دقت کلی برابر ۸۲٫۹۷ و ۹۶٫۳۴ درصد را نشان دادند. داده‌ی چند زمانه با قطبیدگی راداری کامل این پژوهش از یک منطقه کشاورزی بود. اطلاعات زمینی و اطلاعات تجزیه ماتریس پراکنش با دقت خوبی ارتباط این تغییرات را با فعالیت‌های کشاورزی مانند مراحل رشد گیاه نشان داد. همچنین روش پیشنهادی با یکی از کاراترین روش‌های برآورد حد آستانه، یعنی روش Otsu مقایسه شد که نتایج به‌طور ویژه دقت بالاتری را نشان داد.

واژگان کلیدی: آشکارسازی بدون نظارت تغییرات، تصاویر تمام قطبیده راداری با روزنه مصنوعی، آنالیز نقطه‌ای تغییر، مدل آمیخته گاوسی

۱- مقدمه

در دهه‌های گذشته، سطح زمین توسط بشر و یا به‌صورت طبیعی دچار تغییرات بسیاری شده است. تصاویر سنجش از دوری چندزمانه ماهواره‌ای منبع بسیار سودمندی برای آشکارسازی و نقشه‌برداری این تغییرات به‌ویژه در مناطق گسترده است [۱]. فرایند آشکارسازی تغییرات عبارت است از شناسایی تغییرات ساختار سطحی-فضایی یک منطقه مشخص در بازه زمانی معین [۲]. سنجنده‌های راداری با روزنه مصنوعی^۱ با توانمندی برداشت اطلاعات در تمام شرایط آب و هوایی و در طول شبانه‌روز، با وسعت بالای پوشش زمینی، منبع بسیار مناسبی برای آشکارسازی تغییرات سطح زمین هستند [۳]. در ادبیات سنجش از دور، روش‌های آشکارسازی تغییرات از نظر نیاز به داده آموزشی به دو دسته با نظارت و بدون نظارت تقسیم می‌شوند. در روش با نظارت نیاز به اطلاعاتی از واقعیت زمینی با عنوان داده‌های آموزشی است. اما در روش بدون نظارت با پردازش مستقیم تصاویر، بدون در نظر گرفتن داده‌های آموزشی روند آشکارسازی تغییرات صورت می‌گیرد [۴]. اگرچه که دقت کلی روش با نظارت به دلیل کمک از داده‌های آموزشی به مراتب از روش بدون نظارت بیشتر است، اما جمع‌آوری داده‌های آموزشی نیازمند صرف وقت و هزینه‌ی بالایی است [۵]. لذا در روش پیشنهادی این مقاله از روش بدون نظارت برای آشکارسازی تغییرات استفاده شده است.

روش‌های بسیار متفاوتی تاکنون برای آشکارسازی تغییرات در تصاویر سنجش از دوری ارائه شده است. مهم‌ترین این روش‌ها عبارت‌اند از اختلاف تصاویر، نسبت تصاویر، تجزیه رگرسیون، اختلاف شاخص پوشش گیاهی، آنالیز بردار تغییرات، آنالیز مؤلفه‌های اصلی^۲، آنالیز بافت، مقایسه طبقه‌بندی تصاویر، مقایسه مستقیم تصاویر چندزمانه، شبکه عصبی مصنوعی، ماشین بردار پشتیبان، درخت تصمیم، آنالیز آمیخته طیفی، فازی و تلفیق تصاویر چندزمانه برای آشکارسازی تغییرات [۶-۸]. به طور کلی برای آشکارسازی تغییرات تصاویر SAR سه مرحله پیش‌پردازش داده‌ها، ایجاد تصویر اختلاف مناسب و طبقه‌بندی تصویر اختلاف به کلاس‌های تغییریافته و

تغییرنیافته صورت می‌پذیرد [۵] [۹]. در مرحله پیش‌پردازش به طور معمول حذف خطای نویز به‌عنوان تصحیح رادیومتریک و هم‌مرجع‌سازی تصاویر به‌عنوان تصحیح هندسی پیاده‌سازی می‌گردد [۱۰]. برای محاسبه تصویر اختلاف روش‌های متعددی پیشنهاد شده است که تفاضل تصاویر و یا نسبت تصاویر به‌عنوان ساده‌ترین تصویر اختلاف برای شناسایی تغییرات در نظر گرفته می‌شود.

در مرحله سوم به منظور طبقه‌بندی تصویر اختلاف به کلاس‌های تغییریافته و تغییرنیافته از روش‌های خوشه‌بندی مبنا^۳ یا روش‌های حد آستانه‌مبنا^۴ و یا قاعده مبنا بهره گرفته می‌شود. روش‌های خوشه‌بندی عمدتاً با فاصله میانگین هر کلاس با هر مقدار عددی، طبقه هر مقدار عددی را تعیین می‌کنند. از جمله روش‌های خوشه‌بندی شناخته شده می‌توان خوشه‌بندی Fuzzy، خوشه‌بندی K_means، خوشه‌بندی Fuzzy C_means را نام برد. از جمله روش‌های حد آستانه‌مبنا می‌توان به دو روش شناخته شده زیر اشاره نمود. در سال ۱۹۷۶ نوبویوکی اتسو^۵ روشی برای یافتن حد آستانه بهینه ارائه کرد. این روش حد آستانه‌ای را انتخاب می‌کند که ماکزیمم مقدار مجموع واریانس‌های بخش‌های قبل و بعد از آن حد آستانه را دارد [۱۱]. اگرچه که تاکنون این روش به‌عنوان روشی با کارایی بالا برای شناسایی حد آستانه شناخته می‌شود اما از زمان محاسبه برای شناسایی بهترین حد آستانه در بین تمامی مقادیر نمی‌توان چشم‌پوشی نمود. کیتلر و الینگورس در سال ۱۹۸۶ روشی با نام حد آستانه‌گذاری کمینه خطای Kittler and Illingworth (K&I) ارائه کردند. این روش بر پایه قاعده بیز فرموله می‌شود که هر مشاهده به کلاس با احتمال تعلق بیشتر اختصاص می‌یابد [۱۲]. گابریل موزر^۶ و همکاران در سال ۲۰۰۶ رویکردی برای شناسایی تغییرات تصاویر SAR بر اساس روش K&I بر روی نسبت دامنه تصاویر رادار با روزنه مصنوعی ارائه کردند [۱۳]. با توجه به اینکه در این رویکرد اختصاص هر مشاهده به زیر جامعه‌ها بر اساس حد آستانه صورت نمی‌گیرد این گروه از روش‌ها را می‌توان به عنوان روش‌های قاعده مبنا طبقه‌بندی کرد.

^۳ Cluster based
^۴ Threshold based
^۵ Nobuyuki Otsu
^۶ Gabriele Moser

^۱ Synthetic Aperture Radar (SAR)
^۲ Principal Component Analysis (PCA)

روش آشکارسازی تغییرات بدون نظارت یک ماسک تغییرات باینری تولید می‌کند، به‌گونه‌ای که $CM = \{cm(i,j) | 1 < i < H, 1 < j < W\}$ که در آن $cm \in \{0,1\}$ [۱۵] است.

تصویر اختلاف X_d می‌تواند متناسب با نوع تصویر ورودی محاسبه گردد. برای تصاویر اپتیک X_d می‌تواند به‌صورت قدر مطلق تفاضل مقادیر شدت درجه خاکستری دو تصویر محاسبه شود [۱].

$$x_d(i,j) = |x_2(i,j) - x_1(i,j)| \quad (۱)$$

در صورتی که برای تصاویر راداری X_d می‌تواند توسط قدر مطلق لگاریتم نسبت دو تصویر و یا تفاضل لگاریتم هر تصویر به عنوان ورودی آشکارسازی تغییرات در نظر گرفته شوند [۱].

$$x_d(i,j) = \left| \log \frac{x_2(i,j)}{x_1(i,j)} \right| \quad (۲)$$

$$= |\log x_2(i,j) - \log x_1(i,j)|$$

۳- آنالیز نقطه‌ای تغییر

آنالیز نقطه‌ای تغییر در واقع برای برآورد پارامتر نامعلوم τ است به طوری که در یک رشته مفروض از مشاهدات مستقل $X_1, X_2, \dots, X_n$ ، τ مشاهده اول از توزیع F_0 و مابقی مشاهدات از توزیع F_1 ($F_0 \neq F_1$) استخراج شده‌اند. به عبارت دیگر، یک نقطه‌ای تغییر، یک نقطه در زمان یا مکان است که قبل و بعد از آن، مشاهدات از دو توزیع متفاوت پیروی می‌کنند [۱۶]. دو جنبه در مسئله نقطه‌ای تغییر وجود دارد. یکی آشکارسازی است؛ در صورتی که تغییری وجود داشته باشد، به عنوان یک مسئله آزمون فرض در نظر گرفته می‌شود. دیگری تعیین محل نقطه‌ای تغییر است. وقتی که نقطه تغییر وجود دارد، که به عنوان یک مسئله برآورد در نظر گرفته می‌شود. در این مقاله هدف تعیین محل نقطه تغییر به عنوان یک مسئله برآورد با فرض پیروی کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته از توزیع‌های آماری مشخص است [۱۶]. بدین منظور فرض شده است که مشاهدات از توزیعی آمیخته متشکل از حداقل دو توزیع است. مسئله نقطه‌ای تغییر در این حالت به یافتن مناسب‌ترین τ تبدیل می‌شود که تفکیک کننده کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته است.

از دیگر روش‌های قاعده مبنا می‌توان به روش‌های طبقه‌بندی مبتنی بر الگوریتم EM^۱، میدان تصادفی مارکوف^۲، مدل آمیخته گاوسی^۳ اشاره نمود. بازی و همکاران در سال ۲۰۰۷ روشی بر پایه الگوریتم EM پیشنهاد کردند که پارامترهای آماری کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته توسط الگوریتم ژنتیک تخمین زده شده است. در این روش با فرض اولیه تابع چگالی گاوسی بر روی نسبت لگاریتم تصاویر بکار گرفته شد [۱۴]. لورنزو و همکاران در سال ۲۰۰۰ دو روش خودکار برای طبقه‌بندی کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته تفاضل تصاویر ارائه کردند که یکی از این روش‌ها بر اساس تئوری بیزی و روش دیگر بر اساس میدان تصادفی مارکوف ارائه شد [۴]. تورگی کلیک در سال ۲۰۱۰ روشی بدون نظارت برای شناسایی تغییرات تصاویر SAR توسط مدل آمیخته گاوسی و الگوریتم ژنتیک پیشنهاد کرد. ایشان بر روی نسبت تصاویر چند زمانه ماهواره‌ای روش پیشنهادی خود را پیاده‌سازی کردند. برای تخمین پارامترهای مدل آمیخته گاوسی از الگوریتم ژنتیک استفاده کردند که برای تعیین پارامترهای مدل آمیخته گاوسی با مینیمم کردن تابع هزینه پیکسل‌های کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته تعیین می‌شوند. در نهایت برای شناسایی تغییرات نهایی توسط استنتاج بیزی هر تابع چگالی به یکی از کلاس‌های تغییر یافته و تغییر نیافته تعلق داده می‌شوند [۲].

یکی از مشکلات اصلی آشکارسازی تغییرات به کمک روش اختلاف تصاویر، عدم وجود روشی کارآمد برای جداسازی پیکسل‌های تغییر یافته از تغییر نیافته است. در این مقاله مقایسه‌ای بین روش آماری الگوریتم EM به کمک استنتاج بیزی، روش‌های حد آستانه مبنا و خوشه‌بندی مبنا ارائه کرده است.

۲- تعریف مسئله

فرض شود دو تصویر ماهواره‌ای با ابعاد $X_1 = H \times W$ $\{x_1 | 1 < i < H, 1 < j < W\}$ (به عنوان تصویر اول) و $X_2 = \{x_2 | 1 < i < H, 1 < j < W\}$ (به عنوان تصویر دوم) از یک منطقه مشخص، اما در دو زمان مختلف t_1 و t_2 که نسبت به یکدیگر هم مرجع شده‌اند در اختیار است.

^۱ Expectation Maximization

^۲ Markov Random Field

^۳ Gaussian Mixture Model

۴- مدل آمیخته

در ادبیات آمار و احتمالات، مدل آمیخته جزء مدل‌های احتمال است که برای تعیین زیرجمعیت‌های یک جمعیت بزرگ بکار می‌رود [۱۷]. در واقع مدل آمیخته اطلاعات آماری از زیرجمعیت را با توجه به تنها مشاهدات تجمعی بدون کمک گرفتن از اطلاعات فرعی جمعیت بکار می‌گیرد. تابع چگالی پیکسل‌های تصویر اختلاف شامل توابع توزیع آمیخته از پیکسل‌های تغییر یافته و تغییر نیافته است [۱] که برای مسئله آشکارسازی تغییرات پارامترهای هر توزیع گاوسی که شامل میانگین و انحراف معیار متناظر است، باید برآورد شوند.

۴-۱- برآورد پارامترهای مدل آمیخته

فرض شود K توزیع با توابع چگالی‌های $f_1(x), \dots, f_K(x)$ ، با وزن‌های $\pi_1, \dots, \pi_K$ آمیخته شده‌اند.

$$f(x) = \sum_{k=1}^K \pi_k f_k(x) \quad (3)$$

توزیع گاوسی یکی از مناسب‌ترین توزیع‌های آماری برای مدل‌سازی داده‌های تصاویر سنجنش از دوری است [۱۸]. بنابراین توزیع آمیخته گاوسی در مطالعه برای نقطه‌ی تغییر تابع چگالی اختلاف تصاویر، گزینه مناسب به نظر می‌رسد. همچنین مطالعات انجام شده مناسب بودن این گزینه را تأیید می‌کند که گزارش آن به تفصیل ملاحظه می‌شود. در مدل آمیخته گاوسی، $f_k(x)$ ، گاوسی فرض می‌شوند که پارامترهای آن‌ها میانگین و انحراف معیارهای متناظر است. این مدل با k مؤلفه می‌تواند به صورت رابطه (۴) نوشته شود [۱۹].

$$f(x) = \sum_{k=1}^K \pi_k \varphi\left(\frac{x - \mu_k}{\sigma_k}\right) \quad (4)$$

در رابطه فوق μ_k و σ_k به ترتیب میانگین و انحراف معیار توزیع‌های گاوسی هستند. با بکار بردن داده‌ها می‌توان میانگین و انحراف معیار هر توزیع گاوسی را بدست آورد. ایده اصلی برای تخمین هر μ_k و σ_k ، برای $k = 1, \dots, K$ بیشینه کردن تابع درست‌نمایی^۱ است [۲۰]. با فرض

مستقل بودن المان داده‌ها، بیشینه‌سازی بر لگاریتم تابع درست‌نمایی^۲ رابطه (۵) صورت می‌گیرد [۲۱].

$$\sum_{i=1}^N \log f(x_i) \quad (5)$$

در رابطه (۵) x_i بردار داده برای جزء i ام و تابع $f(x)$ در رابطه (۳) تعریف شده است.

در عمل بیشینه‌سازی لگاریتم تابع درست‌نمایی در چنین حالت‌هایی به صورت تحلیلی غیرممکن بوده که بدین منظور باید از روش‌های عددی استفاده شود [۲۲]. یکی از مناسب‌ترین روش‌های بیشینه‌سازی تابع درست‌نمایی، الگوریتم میانگین‌گیری-بیشینه‌سازی (EM) است [۲۲]. این الگوریتم شامل دو بخش میانگین‌گیری و بیشینه‌سازی است. در بخش میانگین‌گیری پارامترهای مجهول متناسب با مقادیر اولیه داده شده به الگوریتم تخمین زده می‌شوند و در بخش بیشینه‌سازی پارامترهای تخمین زده شده بهنگام می‌شوند. این الگوریتم به علت سادگی در پیاده‌سازی و پایداری مورد توجه است [۲۳]. در حالت کافی که $k=2$ و توزیع‌های آمیخته گاوسی با پارامترهای μ_i و σ_i^2 باشند. الگوریتم EM در مرحله $(t+1)$ به برآوردهای زیر منجر می‌شود [۲۳].

$$\mu_j^{(t+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n T_{ji}^{(t)} \cdot x_i}{\sum_{i=1}^n T_{ji}^{(t)}}; j=1,2 \quad (6)$$

$$\sigma_j^{2(t+1)} = \frac{\sum_{i=1}^n T_{ji}^{(t)} \cdot (x_i - \mu_j^{(t+1)})^2}{\sum_{i=1}^n T_{ji}^{(t)}}; j=1,2 \quad (7)$$

در روابط فوق i نشان دهنده متغیر تصادفی و j نشان‌دهنده کلاس‌ها است. همچنین T نشان دهنده احتمال هر متغیر تصادفی نسبت به تابع چگالی آمیخته است که در رابطه (۸) تعریف می‌شود.

$$T_{j;i}^{(t)} = \frac{\pi_j^{(t)} f_j(x_i; \theta_j^{(t)})}{\sum_{j=1}^k \pi_j^{(t)} f_j(x_i; \theta_j^{(t)})} \quad (8)$$

^۲ Log Likelihood

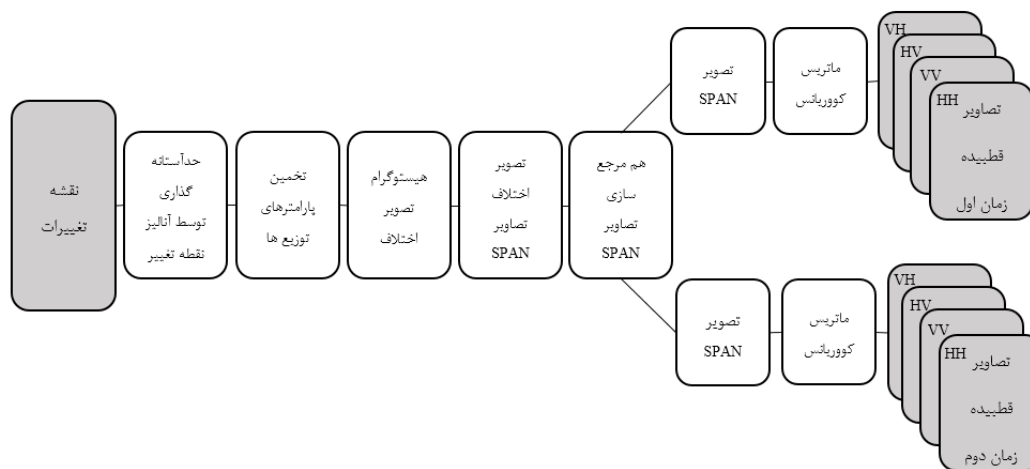
^۳ Expectation-Maximization

^۱ Likelihood

۲-۴- آشکارسازی تغییرات در مدل آمیخته

زمانی که میانگین و انحراف معیار هر توزیع تخمین زده می‌شود حد آستانه از طریق نقطه برخورد توزیع‌ها بدست می‌آید که پیکسل‌های قبل از حد آستانه به عنوان پیکسل‌های تغییرنیافته و پیکسل‌های بعد از حد آستانه مدنظر به عنوان پیکسل‌های تغییریافته شناسایی می‌شوند [۲۵].

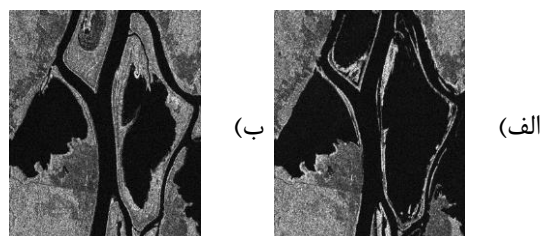
شکل ۱ روند کلی از روش پیشنهادی را نشان می‌دهد.



شکل ۱- نمای کلی پیاده‌سازی روش پیشنهادی

سنجنده ERS2^۱ در باند C، اخذ شده‌اند. این سنجنده قطبیده با تفکیک مکانی ۳۰*۳۰ متر اخذ اطلاعات کرده است. منطقه مطالعاتی نزدیک شهر برن سوئیس با ابعاد ۳۰۱*۳۰۱ پیکسل است.

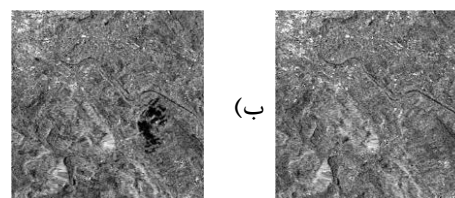
مجموعه داده‌های آزمایشی دوم توسط سنجنده Radarsat اخذ شده‌اند. منطقه مطالعاتی در شهر اتاوا؛ کشور کانادا، با ابعاد ۲۹۰*۳۵۰ پیکسل است.



شکل ۳- منطقه‌ای در کشور کانادا
(الف) ۰۵ - ۱۹۹۷ (ب) ۰۸ - ۱۹۹۷

۵- داده‌های مورد استفاده

روش پیشنهادی بر روی دو مجموعه داده متفاوت تصاویر قطبیده راداری با روزنه مصنوعی پیاده‌سازی شد. نوع اول این داده‌ها جزء داده‌های آزمایشی همراه با داده مرجع تغییرات زمینی در کشورهای سوئیس و کانادا است. شکل‌های ۲ و ۳.



شکل ۲- منطقه‌ای در کشور سوئیس
(الف) ۰۴ - ۱۹۹۹ (ب) ۰۵ - ۱۹۹۹

این داده‌ها جزء داده‌های آزمایشی قطبیده راداری با روزنه مصنوعی هستند که مجموعه داده نخست توسط

^۱ European Remote Sensing 2

نوع دوم داده‌ها جزء داده‌های اصلی قطبیده راداری با روزنه مصنوعی هستند که توسط سنجنده هوایی UAVSAR در باند L، اخذ شده‌اند [۲۶]. این سنجنده قطبیده در پهنای باند ۸۰MHz با تفکیک مکانی ۴٫۹۹ متر در راستای رنج و ۷٫۲۰ متر در راستای آزمون اخذ اطلاعات می‌کند [۲۷]. تصویر رنگی با پایه پاولی منطقه مورد مطالعه در شکل ۴ قابل مشاهده است.



(الف)



(ب)

شکل ۴- منطقه‌ای کشاورزی در کشور کانادا

(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲

منطقه مطالعاتی با ابعاد ۶۹۹*۱۲۳۷ پیکسل از یک منطقه کشاورزی در تاریخ‌های ۱۷ ژوئن و ۱۷ جولای سال ۲۰۱۲ در شهر وینیپگ کشور کانادا است.

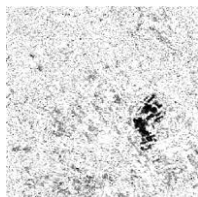
۶- پیاده‌سازی و ارزیابی نتایج

در این مقاله نخست روند منطقی روش پیشنهادی توسط داده‌های شکل ۲ و ۳ که شامل اطلاعات مرجع تغییرات زمینی هستند آزمایش شد و سپس روش پیشنهادی بر پایه فلوچارت کلی کار (شکل ۱) بر روی داده واقعی قطبیده راداری پیاده‌سازی و مورد ارزیابی قرار گرفته شد. در این بخش به شرح پیاده‌سازی و ارزیابی نتایج بر روی داده‌ها پرداخته‌ایم.

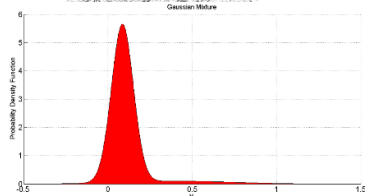
۶-۱- داده اول برن سوئیس

تغییرات صورت گرفته در این منطقه از ماه آوریل سال ۱۹۹۹ تا ماه می سال ۱۹۹۹ است شکل ۲.

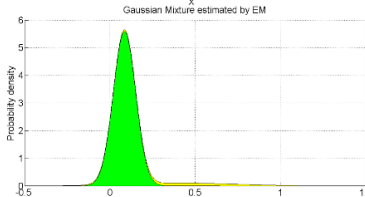
(الف)



(ب)



(ج)



شکل ۵- (الف) تصویر اختلاف (ب) هیستوگرام تصویر اختلاف

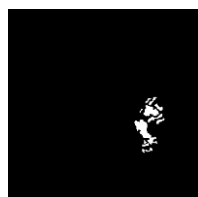
(ج) تفکیک توزیع گاوسی کلاس تغییر یافته و کلاس تغییر نیافته

از آنجایی که این نوع داده به عنوان داده نمونه است نیاز به هم‌مرج‌سازی تصاویر نداشتند. تابع چگالی احتمال تصویر اختلاف به عنوان ورودی روش پیشنهادی برای تعیین نقطه تغییر بین کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته به الگوریتم EM داده شد.

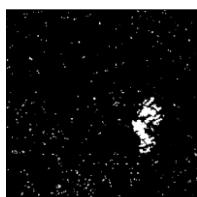
آمیخته بودن دو توزیع گاوسی در شکل ۵-ب قابل تشخیص است. توزیع نخست بیانگر کلاس تغییر یافته و توزیع دوم بیانگر کلاس تغییر نیافته است که پارامترهای این توزیع‌ها توسط الگوریتم EM برآورد شده است. با در نظر گرفتن نقطه برخورد دو توزیع به عنوان حد آستانه مدنظر می‌توان دو کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته را از یکدیگر تفکیک نمود که نتیجه حاصله در شکل ۵-ج دیده می‌شود. در شکل ۵-ج رنگ سبز تابع چگالی احتمال کلاس تغییر نیافته با میانگین ۰٫۰۸۳ و واریانس ۰٫۰۶۵ است و رنگ زرد تابع چگالی احتمال کلاس تغییر یافته با میانگین ۰٫۳۸۲ و واریانس ۰٫۳۳۱ است.

در نهایت نقشه تغییرات بدست آمده توسط نقطه‌ی برخورد توابع چگالی گاوسی تابع آمیخته بر روی داده برن سوئیس در شکل ۶-ب قابل مشاهده است.

(الف)

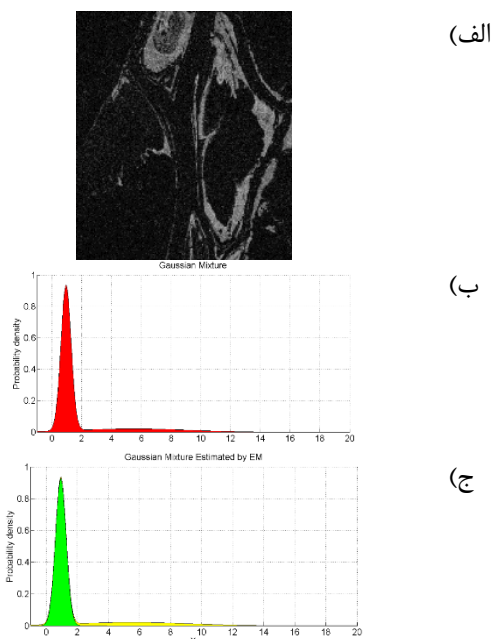


(ب)



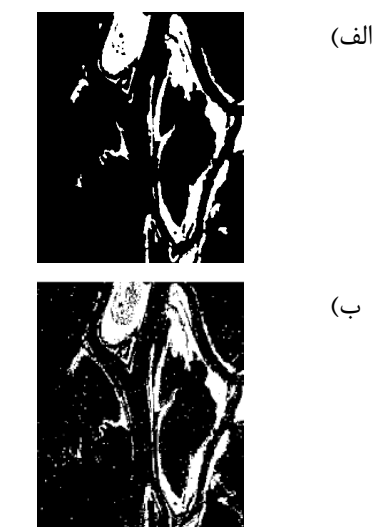
شکل ۶- (الف) تصویر مرجع تغییرات زمینی (ب) تصویر تغییرات روش پیشنهادی

همانند داده اول این داده نیز نیاز به پیش‌پردازش برای هم‌مرجع‌سازی تصاویر نداشت. تصویر اختلاف حاصله و هیستوگرام آن در شکل ۷ قابل مشاهده است.



شکل ۷- الف) تصویر اختلاف (ب) هیستوگرام تصویر اختلاف (ج) تفکیک توزیع گاوسی کلاس تغییر یافته و کلاس تغییر نیافته

در شکل ۷-ج رنگ سبز تابع چگالی احتمال کلاس تغییر نیافته با میانگین ۱۰۰۱ و واریانس ۰۰۸۷ است و رنگ زرد تابع چگالی احتمال کلاس تغییر یافته با میانگین ۵۰۵۱ و واریانس ۷۰۸۲ است. در نهایت نقشه تغییرات ایجاد شده توسط روش پیشنهادی بر روی داده کانادا در شکل ۸-ب قابل مشاهده است.



شکل ۸- الف) تصویر مرجع تغییرات زمینی (ب) تصویر تغییرات روش پیشنهادی

به منظور ارزیابی روش پیشنهادی از معیارهای ارزیابی دقت استفاده می‌شود. این معیار بر اساس ماتریس خطا محاسبه می‌شود. ماتریس خطا مقایسه عددی بین داده‌های مرجع و روش پیشنهادی را انجام می‌دهد. پارامترهای ارزیابی دقت برای درک بیشتر از ماتریس خطا بکار می‌رود که این پارامترها شامل دقت کلی^۱، ضریب کاپا^۲، دقت کاربر^۳، دقت تولیدکننده^۴، تعداد مثبت غلط^۵ (تعداد پیکسل‌های تغییر نیافته که به نادرستی به عنوان پیکسل‌های تغییر یافته در نظر گرفته شده‌اند)، تعداد منفی غلط^۶ (تعداد پیکسل‌های تغییراتی است که شناسایی نشده‌اند) و تعداد خطای کلی^۷ (مجموع تعداد مثبت غلط و تعداد منفی غلط) است [۵].

به منظور ارزیابی دقیق‌تر روش پیشنهادی با تصویر مرجع تغییرات زمینی، آنالیز دقت‌ها برای داده برن سوئیس در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱- آنالیز دقت بر روی منطقه مطالعاتی برن، سوئیس

روش	حد آستانه‌گذاری Otsu	معیار ارزیابی
تعداد مثبت غلط	۴۴۰۶	۳۰۷۱
تعداد منفی غلط	۲۳۶	۲۴۵
تعداد خطای کلی	۴۶۴۲	۳۳۱۶
دقت کاربر کلاس تغییر یافته	۷۹،۵۷	۷۸،۱۹
دقت کاربر کلاس تغییر نیافته	۹۵،۰۷	۹۶،۵۷
دقت تولیدکننده کلاس تغییر یافته	۱۷،۲۶	۲۲،۸۶
دقت تولیدکننده کلاس تغییر نیافته	۹۹،۷۲	۹۹،۷۲
ضریب کاپا	۰،۲۷	۰،۳۴
دقت کلی	۹۴،۸۷	۹۶،۳۴

۲-۶- داده دوم اتاوا، کانادا

در این منطقه مطالعاتی تغییرات صورت گرفته در سه ماه، از آوریل تا اوت سال ۱۹۹۷ میلادی به علت باران فصلی؛ در شهر اتاوا، کانادا صورت گرفته است شکل ۳.

^۱ Overall Accuracy (OA)
^۲ Kappa Coefficient
^۳ User Accuracy (UA)
^۴ Producer Accuracy (PA)
^۵ False Positive (FP)
^۶ False Negative (FN)
^۷ Overall Error (OE)

جدول ۲ آنالیز دقت روش پیشنهادی بر روی منطقه مطالعاتی اتاوا، کانادا را نشان می‌دهد.

جدول ۲- آنالیز دقت بر روی منطقه مطالعاتی اتاوا، کانادا

روش	حد آستانه‌گذاری Otsu	معیار ارزیابی
پیشنهادی	۵۵۸۶۶	تعداد مثبت غلط
۱۶۷۱۵	۱۶۹	تعداد منفی غلط
۵۷۲	۵۶۰۳۵	تعداد خطای کلی
۱۷۲۸۷	۹۸،۹۵	دقت کاربر کلاس تغییر یافته
۹۶،۴۴	۳۴،۶۲	دقت کاربر کلاس تغییر نیافته
۸۰،۴۴	۲۲،۱۳	دقت تولیدکننده کلاس تغییر یافته
۴۸،۰۸	۹۹،۴۳	دقت تولیدکننده کلاس تغییر نیافته
۹۹،۱۷	۰،۱۴	ضریب کاپا
۰،۵۵	۴۴،۸۰	دقت کلی
۸۲،۹۷		

محاسبه شد. شکل ۹-الف تصویر اختلاف گرفته شده از کل انرژی برگشتی از سطح در دو زمان مذکور را نشان می‌دهد.

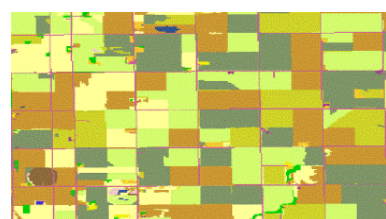
شکل ۹-ب نتیجه آشکارسازی تغییرات توسط الگوریتم پیشنهادی است که مناطق مشکی رنگ مناطق تغییر یافته و مناطق سفید رنگ مناطق تغییر نیافته است. به منظور ارزیابی روش پیشنهادی هر کرت با اعداد ۱ تا ۵ مشخص شده‌اند که به ترتیب نشان دهنده کرت‌های کانولا، گندم، جو، سویا و ذرت است. شکل ۹-ج تصویر مرجع محصولات کشاورزی است که توسط موسسه تحقیقاتی زمین کشور کانادا تهیه شده است.



(الف)



(ب)



(ج)

شکل ۹-الف تصویر اختلاف در منطقه مطالعاتی (ب) تصویر تغییرات توسط روش پیشنهادی در منطقه مطالعاتی (ج) تصویر مرجع محصولات کشاورزی در منطقه مطالعاتی

به منظور ارزیابی دقیق‌تر روش پیشنهادی برای شناسایی تغییرات محیطی محصولات کشاورزی توسط داده‌های در اختیار از اطلاعات زمینی جمع‌آوری شده توسط موسسه تحقیقاتی زمین، شاخه تیم کشاورزی و غذایی کشور کانادا و تئوری تجزیه^۲ ماتریس پراکنش^۶ نمونه از انواع کرت‌های کشاورزی صورت گرفت.

با ارزیابی جدول‌های ۱ و ۲ نتیجه گرفته می‌شود که روش پیشنهادی روند صحیح و منطقی برای جداسازی کلاس تغییر یافته و تغییر نیافته دارد لذا با توجه به هدف اصلی این تحقیق که آشکارسازی تغییرات محیطی تصاویر تمام قطبیده راداری به کمک آنالیز نقطه‌ی تغییر بر روی داده واقعی تمام قطبیده راداری با روزنه مصنوعی است بر آن شدیم تا روش پیشنهادی را بر روی یک داده واقعی مورد تحلیل و ارزیابی قرار دهیم.

۳-۶- داده سوم منطقه کشاورزی کانادا

داده سوم به عنوان داده واقعی در منطقه کشاورزی وینیپگ، کانادا با وسعت بالا است. این منطقه با اکثریت محصولات کشاورزی جو، گندم، سویا و ذرت است که از این منطقه در مدت ۳۱ روز، ۱۴ مرتبه از ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ تا ۱۷ جولای ۲۰۱۲، از زمان شروع دوران رشد گیاهان تا زمان بلوغ گیاهان، اخذ اطلاعات شده است. این داده‌ها شامل اطلاعات زمینی از زمان کاشت، زمان برداشت و دوره رشد گیاهان آن منطقه است (جدول ۳). همانند الگوریتم کار برای هر دو زمان، ابتدا ماتریس کوواریانس داده‌های قطبیده و سپس تصویر کل انرژی برگشتی^۱

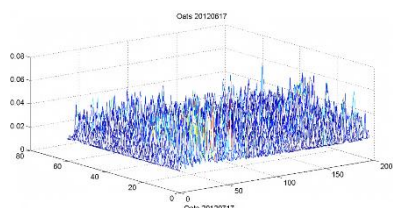
^۲ Decomposition

^۱ SPAN

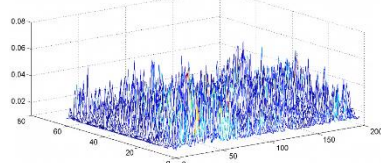


شکل ۱۰- کرت های مورد مطالعه برای بررسی پراکنش حجمی

شکل ۱۱ تا شکل ۱۶ تصاویر mesh از تجزیه پراکنش حجمی هر محصول در کرت مشخص شده را نشان می دهند.



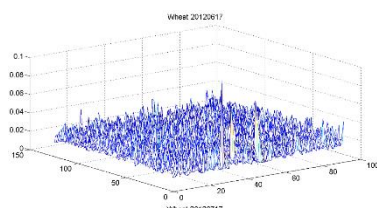
(الف)



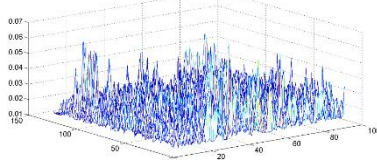
(ب)

شکل ۱۱- پراکنش حجمی محصول جو کرت ۴

(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲



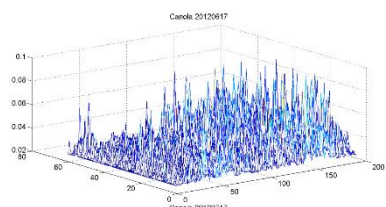
(الف)



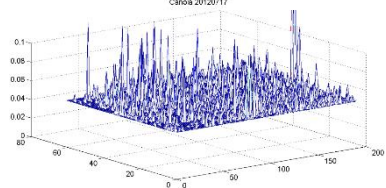
(ب)

شکل ۱۲- پراکنش حجمی محصول گندم کرت ۳

(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲



(الف)



(ب)

شکل ۱۳- پراکنش حجمی محصول کانولا کرت ۱

(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲

جدول ۳- تقویم فنولوژیکی محصولات کشاورزی در منطقه وینیپگ، کانادا

نوع محصول	زمان کاشت	دوره رشد	زمان برداشت
کانولا	۵می تا ۳۱می	۷۳_۸۳	اوت_اکتبر
ذرت	۱می تا ۱۵می	۱۱۰_۱۲۰	اکتبر_نوامبر
جو	۱می تا ۱۰ژوئن	۸۵_۸۸	اوت_اکتبر
سویا	۵می تا ۲۵می	۱۳۰	اکتبر_نوامبر
گندم	۱می تا ۳۱می	۹۰_۱۰۰	اوت_اکتبر

با توجه به جدول ۳ این موسسه زمان کاشت تمام محصولات را در مدت یک ماه اعلام کرده است. گیاه پس از تکمیل شدن مراحل رشد خود که شامل رشد ساقه، گل دهی و رسیدن شدن میوه است برداشت می شود. متناسب با طول دوره رشد و زمان برداشت، سه محصول کانولا، جو و گندم در یک طبقه و محصولات ذرت و سویا در طبقه دیگر قرار می گیرند. با توجه به آنکه داده ها در زمان رشد محصول اخذ شده اند می توان روند تغییرات رشد این محصولات را مورد ارزیابی قرار داد.

نتیجه شناسایی تغییرات روش پیشنهادی (شکل ۹-ب) و تصویر مرجع محصولات کشاورزی (شکل ۹-ج)، تمام کرت های محصولات سویا و ذرت را به عنوان کلاس های تغییر یافته و تمام کرت های محصولات گندم و جو را به عنوان کلاس تغییر نیافته طبقه بندی کرده است. اما محصول کانولا در برخی از کرت ها به عنوان کلاس تغییر یافته و در برخی دیگر به عنوان کلاس تغییر نیافته طبقه بندی شده است. بدین منظور برای بررسی دقیق تر روند کار از ویژگی های تصاویر قطبیده رادار بهره گرفته شد.

از آنجا که محصولات مورد مطالعه دارای خاصیت پراکنش حجمی^۲ هستند از تئوری تجزیه هدف^۳ کمک گرفته شد. برای تئوری تجزیه تصاویر قطبیده رادار روش های زیادی پیشنهاد شده است [۲۸] که در این تحقیق از تجزیه Freeman_Durden بهره گرفته شد.

بدین منظور برای هر محصول یک کرت انتخاب و پراکنش حجمی آن برای زمان مورد مطالعه مورد بررسی قرار گرفت. شکل ۱۰ شش کرت مطالعاتی برای محصولات کانولا تغییر نیافته، کانولا تغییر یافته، گندم، جو، سویا و ذرت است که به ترتیب با اعداد ۱ تا ۶ نشان داده شده اند.

^۱ Feature

^۲ Volume Scattering

^۳ Target

زمانی مطالعاتی دیده نمی‌شود اما برای دو محصول ذرت و سویا این تغییرات به وضوح قابل تشخیص است. برای محصول کانولا کرت شماره ۱ که در روش پیشنهادی به عنوان تغییرنیافته شناسایی شده بود تغییری در پراکنش حجمی آن دیده نمی‌شود در مقابل برای کرت شماره ۲ که به عنوان کلاس تغییریافته شناسایی شده بود تغییر در پراکنش حجمی آن ملاحظه می‌گردد.

بدین ترتیب روش پیشنهادی به خوبی توانسته طبقه محصولات مورد مطالعه را بصورت پیکسل‌مبنا از نظر رشد گیاهان شناسایی نماید.

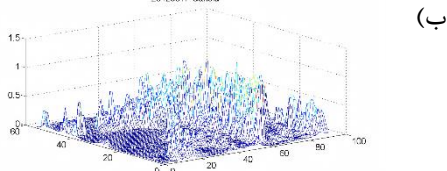
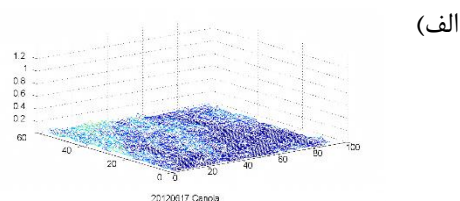
۷- نتیجه‌گیری

آنچه در این مقاله به آن پرداخته شد روشی کارآمد برای آشکارسازی تغییرات محیطی با استفاده از آنالیز نقطه‌ای تغییر در تصاویر قطبیده راداری با روزه مصنوعی است. در حالت کلی آنالیز نقطه‌ای تغییر بر روی تابع چگالی احتمال اختلاف تصاویر SPAN حد آستانه بهینه را می‌یابد و نتیجتاً کلاس تغییریافته و تغییرنیافته با دقت بالایی از یکدیگر تمیز داده می‌شوند. پس از بررسی روند منطقی روش پیشنهادی بر روی دو داده نمونه، بر روی داده اصلی قطبیده راداری با روزه مصنوعی در منطقه کشاورزی کشور کانادا مورد بررسی کامل قرار گرفته شد و نقشه تغییرات با دقت خوبی ارتباط این تغییرات را با فعالیت‌های کشاورزی مانند مراحل رشد گیاهان را نشان داد.

به دنبال ارتقاء روش پیشنهادی برای تحقیقات آتی به منظور شناسایی تغییرات توسط داده‌های قطبیده راداری پیشنهاد می‌گردد تا از روش‌هایی که کل اطلاعات ماتریس کوواریانس و یا ماتریس همدوسی که شامل تمام اطلاعات قطبیدگی هستند، مورد استفاده قرار گیرند.

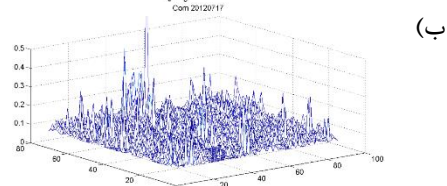
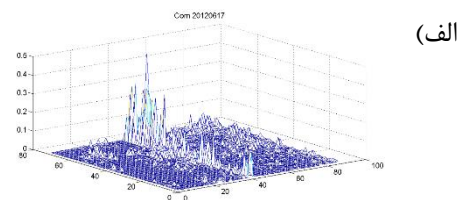
سپاسگزاری

از موسسه تحقیقاتی زمین، شاخه تیم کشاورزی و غذایی کشور کانادا و دانشگاه اوکلاهما که با جمع‌آوری اطلاعات میدانی و در اختیار گذاشتن این اطلاعات کمک شایان به انجام تحقیقات علمی در زمینه‌های کشاورزی را مهیا نموده‌اند، تشکر و قدردانی می‌نمایم.

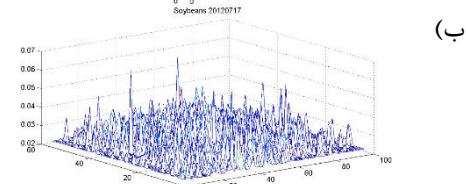
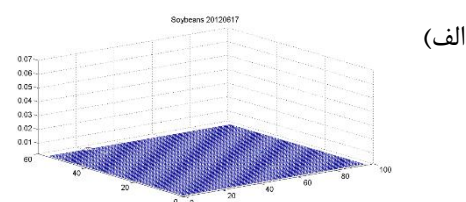


شکل ۱۴- پراکنش حجمی محصول کانولا کرت ۲
(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲

شایان ذکر است که کرت انتخابی برای محصول ذرت شامل دو کرت در کنار یکدیگر است که توسط درخت‌های پهن‌برگ از یکدیگر مجزا شده‌اند که در شکل ۱۵-الف مشهود است.



شکل ۱۵- پراکنش حجمی محصول ذرت کرت ۶
(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲



شکل ۱۶- پراکنش حجمی محصول سویا کرت ۵
(الف) ۱۷ ژوئن ۲۰۱۲ (ب) ۱۷ جولای ۲۰۱۲

این شکل‌ها به وضوح تغییرات رشد محصولات کشاورزی مورد مطالعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است برای دو محصول جو و گندم تغییری در بازه

- [1] T. Celik, "Change detection in satellite images using a genetic algorithm approach," IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, vol. 7, pp. 386-390, 2010.
- [2] T. Celik, "Unsupervised change detection in satellite images using principal component analysis and-means clustering," IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, vol. 6, pp. 772-776, 2009.
- [3] J. C. Curlander and R. N. McDonough, Synthetic aperture radar: John Wiley & Sons New York, NY, USA, 1991.
- [4] L. Bruzzone and D. F. Prieto, "Automatic analysis of the difference image for unsupervised change detection," IEEE Transactions on Geoscience and Remote sensing, vol. 38, pp. 1171-1182, 2000.
- [5] R. Shang, L. Qi, L. Jiao, R. Stolkin, and Y. Li, "Change detection in SAR images by artificial immune multi-objective clustering," Engineering Applications of Artificial Intelligence, vol. 31, pp. 53-67, 2014.
- [6] M. Hussain, D. Chen, A. Cheng, H. Wei, and D. Stanley, "Change detection from remotely sensed images: From pixel-based to object-based approaches," ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing, vol. 80, pp. 91-106, 2013.
- [7] J. R. Jensen, "Introductory digital image processing: a remote sensing perspective," Univ. of South Carolina, Columbus 1986.
- [8] A. Singh, "Review article digital change detection techniques using remotely-sensed data," International journal of remote sensing, vol. 10, pp. 989-1003, 1989.
- [9] M. Gong, Z. Zhou, and J. Ma, "Change detection in synthetic aperture radar images based on image fusion and fuzzy clustering," IEEE Transactions on Image Processing, vol. 21, pp. 2141-2151, 2012.
- [10] Y. Maghsoudi, "Analysis of Radarsat-2 full polarimetric data for forest mapping," Degree of PhD, Department of Geomatics Engineering, University of Calgary, 2011.
- [11] N. Otsu, "A threshold selection method from gray-level histograms," Automatica, vol. 11, pp. 23-27, 1975.
- [12] J. Kittler and J. Illingworth, "Minimum error thresholding," Pattern recognition, vol. 19, pp. 41-47, 1986.
- [13] G. Moser and S. B. Serpico, "Generalized minimum-error thresholding for unsupervised change detection from SAR amplitude imagery," IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 44, p. 2972, 2006.
- [14] Y. Bazi, L. Bruzzone, and F. Melgani, "Image thresholding based on the EM algorithm and the generalized Gaussian distribution," Pattern Recognition, vol. 40, pp. 619-634, 2007.
- [15] R. G. Congalton, "A review of assessing the accuracy of classifications of remotely sensed data," Remote sensing of environment, vol. 37, pp. 35-46, 1991.
- [16] R. H. A. Gole, M. F. Rohni, "Basic of Calculate Statistic," 1389.
- [17] D. S. Matteson and N. A. James, "A nonparametric approach for multiple change point analysis of multivariate data," Journal of the American Statistical Association, vol. 109, pp. 334-345, 2014.
- [18] R. A. Schowengerdt, Remote sensing: models and methods for image processing: Academic press, 2006.
- [19] C. E. Rasmussen, "The infinite Gaussian mixture model," in NIPS, 1999, pp. 554-560.
- [20] J.-Y. Tourneret, M. Doisy, and M. Lavielle, "Bayesian off-line detection of multiple change-points corrupted by multiplicative noise: application to SAR image edge detection," Signal Processing, vol. 83, pp. 1871-1887, 2003.
- [21] H. Akaike, "A new look at the statistical model identification," IEEE transactions on automatic control, vol. 19, pp. 716-723, 1974.
- [22] S. M. Kay, "Fundamentals of statistical signal processing, volume I: estimation theory," 1993.
- [23] Y.-W. Tai, J. Jia, and C.-K. Tang, "Local color transfer via probabilistic segmentation by expectation-maximization," in 2005 IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR'05), 2005, pp. 747-754.
- [24] G. McLachlan, "On the choice of starting values for the EM algorithm in fitting mixture models," The Statistician, pp. 417-425, 1988.
- [25] E. Kiana, S. Homayouni, M. Sharifi, and M. Farid-Rohani, "Unsupervised Change Detection in SAR images using Gaussian Mixture Models," The International Archives of Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences, vol. 40, p. 407, 2015.

- [26] P. A. Rosen, S. Hensley, K. Wheeler, G. Sadowy, T. Miller, S. Shaffer, et al., "UAVSAR: New NASA airborne SAR system for research," IEEE Aerospace and Electronic Systems Magazine, vol. 22, pp. 21-28, 2007.
- [27] P. A. Rosen, S. Hensley, K. Wheeler, G. Sadowy, T. Miller, S. Shaffer, et al., "UAVSAR: A new NASA airborne SAR system for science and technology research," in 2006 IEEE Conference on Radar, 2006, p. 8 pp.
- [28] J.-S. Lee and E. Pottier, Polarimetric radar imaging: from basics to applications: CRC press, 2009.