

معرفی کاربرد رویه‌های اصلی تحلیل روند مکانی - زمانی مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a در حوضه جنوبی دریای خزر

بنیاد احمدی^۱، مهدی غلامعلی‌فرد^{۱*}

۱- گروه محیط‌زیست، دانشکده منابع طبیعی و علوم دریائی، دانشگاه تربیت مدرس، نور، ایران

پذیرش مقاله: ۱۳۹۸/۱/۱۸

تأیید نهایی مقاله: ۱۳۹۸/۱۰/۱۴

چکیده

بررسی روند مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a نقش مهمی در برنامه‌های مدیریتی و اجرایی مانند پیدا کردن مناطق مناسب جهت استقرار قفسه‌های ماهی‌گیری و همچنین یافتن مکان مناسب جهت حفاظت از مناطق دریایی کاربرد دارد. بدین منظور برای تجزیه و تحلیل مکانی-زمانی این رویه‌ها در دو بخش شامل، روند یک-ساله (سال ۲۰۱۵)، در محدوده‌ی پیکسلی ۳*۳ (دانشکده منابع طبیعی و علوم دریایی شهرستان نور) به منظور انجام محاسبات رویه‌ها و روند ۱۸ ساله (ژانویه ۱۹۹۸ تا دسامبر ۲۰۱۵)، مربوط به سنجنده‌های مادیس-آکوا^۱ و سی-ویفس^۲ در حوضه جنوبی دریای خزر مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که نرخ تغییرات در سال ۲۰۱۵ کاهشی، ۰/۰۱- و ۰/۰۵- به ترتیب برای رویه‌های روند میانه (Theil-Sen) و روند خطی بوده است همچنین در طی روند ۱۸ ساله میانگین نرخ تغییرات برای مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a با استفاده از دو رویه‌ی روند خطی و روند میانه در کل حوضه‌ی جنوبی دریای خزر ۰/۰۱۹ و ۰/۰۱۸۷ میلی-گرم بر متر مکعب و دارای نرخ روند افزایشی سالیانه بوده است. نتایج حاصل از مقایسه دو رویه من-کندال و من-کندال زمینه‌ای نشان داد. p-value کوچک‌تر از ۰/۰۰۱ و ۰/۰۱ دو آزمون من-کندال و من-کندال زمینه‌ای معنی‌داری روند تقریباً یکسان بوده است اما در $p < 0.05$ از آنجایی که آزمون من-کندال زمینه‌ای واریانس پیکسل‌های همسایه را در نظر می‌گیرد سبب افزایش سطح معنی‌داری در منطقه شده است.

واژه‌های کلیدی: حوضه جنوبی دریای خزر، سری زمانی، کلروفیل a، من کندال زمینه‌ای.

مقدمه

در بسیاری از حوضه‌های علمی بررسی رویه‌های سری زمانی نیز همراه با رشد آمار رشد چشمگیری پیدا کرد (Wagner and Fortin, 2005). در نظر گرفتن بعد زمانی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار روی بعد مکانی می‌تواند در نتایج و مقدار تغییرات یک پارامتر تاثیرگذار باشد؛ هدف از بررسی آمار مکانی، بدست آوردن فرآیندهای مکانی پس از مدل کردن و هم‌چنین محاسبه مقدار خودهمبستگی مکانی، زمانی است که ارتباط بین مکان‌ها به عنوان متغیر در نظر گرفته می‌شود (Cliff and Ord, 1981; Fortin et al, 2002; Liebholt and Gurevitch, 2002). بیشتر فرآیندهای مربوط به مسائل اکولوژی را نمی‌توان به صورت جدا بدون در نظر گرفته شدن تأثیر واحدهای مجاور آن تحلیل کرد (Levin, 1992). در بحث مؤلفه‌ی زیست-نوری، معمول-ترین روش اندازه‌گیری زی‌توده فیتوپلانکتون‌ها، اندازه‌گیری غلظت کلروفیل a است. کلروفیل a مهم‌ترین رنگدانه فتوسینتتیک است که در تمام فیتوپلانکتون‌ها وجود دارد، بنابراین می‌تواند به عنوان شاخص زی‌توده فیتوپلانکتون استفاده شود. وقوع غلظت‌های بالای فیتوپلانکتون در عکس‌العمل نسبت به ورود مواد مغذی رخ می‌دهد و توزیع و تغییرات فصلی آن از اهمیت ویژه‌ای در مطالعات محیط‌زیستی برخوردار است. هم‌چنین غلظت رنگدانه فیتوپلانکتون (Chl- a) به دلیل استفاده آن در تعیین سطح تروفی آب‌ها، رایج-ترین پارامتر مستخرج از سنجش از دور کیفیت آب می‌باشد. کلروفیل a نماینده غلظت فیتوپلانکتون است و بنابراین مؤلفه مهم در استخراج محصولات ثانویه مانند تولید اولیه می‌باشد (Matthews, 2011). ادب و همکاران

امروزه استفاده از رویه‌های کمی در قلمرو تحلیل موضوعات و مسائل مربوط به علوم جغرافیایی بسیار رایج شده است. در بسیاری از مسائل آماری، متغیرهای مختلف می‌توانند دارای اثرات برهم-کنشی روی یکدیگر باشند. مرور مطالعات انجام شده در دهه اخیر در زمینه منابع جغرافیایی و به خصوص اقلیم‌شناسی نشان می‌دهد که این روش-ها به‌طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته و نتایج به دست آمده از آن‌ها ارزش و کاربرد مطالعات جغرافیایی را بیش از پیش نمایان ساخته است. از طرف دیگر، با توجه به اینکه موضوعات و مسائل جغرافیایی دارای ابعاد وسیع و متغیر در طی سری زمانی هستند تحقیق پیرامون یک موضوع جغرافیایی متضمن در نظر گرفتن یک متغیر در طی سری زمانی باشد. امروزه در بسیاری از شاخه‌های تخصصی جغرافیایی از روش‌های آماری مختلفی استفاده می‌شود. اخیراً، پیشرفت فناوری سنجش از دور و سیستم موقعیت جهانی منجر به توسعه و پیشرفت سریع در تجزیه و تحلیل مقدار یک متغیر در بعد مکانی شده است. علی‌رغم کاربرد گسترده رویه‌ها در علوم مختلف، پیدا کردن یک رویه منسجم برای تجزیه و تحلیل علوم مکانی می‌تواند مشکل باشد (Rosenberg and Anderson, 2011). ابزارهای تجزیه و تحلیل مکانی بسیار متنوع هستند که اغلب این ابزارها به وسیله مدل‌سازی با استفاده از زبان برنامه‌نویسی، آمار و ریاضی در دهه‌های اخیر توسعه چشم‌گیری داشته است. اگرچه بسیاری از این ابزارها برای تجزیه و تحلیل در اواخر دهه ۱۹۹۰ به صورت محلی بودند و پس از آن رویه‌های جدید بیش‌تری مورد استفاده قرار گرفتند (Rosenberg, 2000). هم‌زمان با توسعه و وارد شدن آمار مکانی

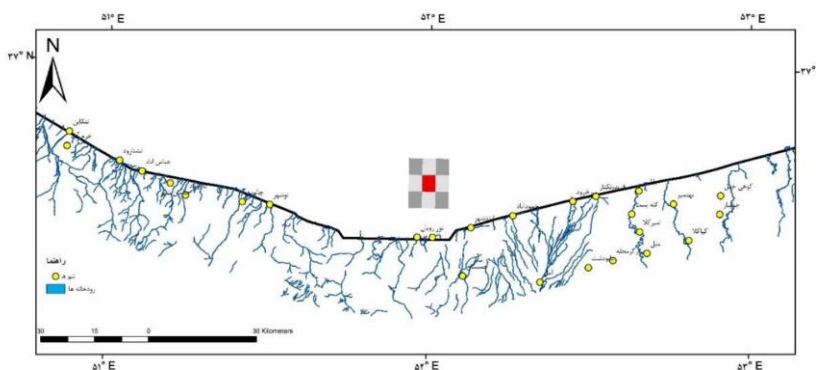
همچنین آزمون فرضیه‌های آماری نیز می‌توان به مطالعه سالمی و همکاران (Salmi et al, 2002)؛ نیتی و ایستمن (Neeti and Estman, 2011)؛ ایستمن (Estman, 2015) و کولیا و همکاران (Colella et al, 2016) در زمینه بررسی روند خطی و ضریب همبستگی نیز می‌توان به مطالعه ایستمن (Estman, 2015) اشاره کرد و در نهایت با در نظر گرفتن اطلاعات زمینه‌ای و تاثیر پیکسل‌های همسایه بر پیکسل مرکزی و همچنین تاثیر آن بر معنی‌داری شدن روند در مطالعات اخیر در نظر گرفته شد (Neeti and Estman, 2015; Estman, 2015). مرور مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که برای تجزیه و تحلیل اطلاعات مکانی محیط‌های نرم‌افزاری مختلف و همچنین زبان‌های برنامه‌نویسی آماری و ریاضی متعددی وجود دارد که تا به حال بررسی رویه‌ها به صورت محاسبات آماری پرداخته نشده است در این مطالعه به منظور درک درست و تفسیر بهتر نتایج به دست آمده در ابعاد پیکسلی 3×3 در محدوده‌ی دانشگاه منابع طبیعی و علوم دریایی رویه‌های سری زمانی به صورت محاسباتی بررسی گردید و با خروجی نرم افزار TerrSet ورژن ۱۸/۱۱ مقایسه گردید، پس از محاسبه رویه‌های اصلی تحلیل روند مکانی-زمانی مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a در محدوده‌ی موردنظر روند ۱۸ ساله کلروفیل در بخش جنوبی دریای خزر مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه در این تحقیق در استان مازندران با مختصات 52° درجه و 5° دقیقه شرقی و 36° درجه و 39° دقیقه شمالی و همچنین 51° درجه و 57° دقیقه شرقی و 36° درجه و 47° دقیقه شمالی شامل ۹ پیکسل به صورت 3×3 و در

(۱۳۸۸) با بررسی تصاویر سنجنده مادیس-آکوا طی روند ۲۰۰۳-۲۰۰۹ نشان دادند که براساس نتایج آزمون من-کندال، تغییرات افزایشی در غلظت کلروفیل a معنی‌دار بوده است. بنگل (Bengil, 2018) با تجزیه و تحلیل مکانی و زمانی توزیع کلروفیل در دریای مدیترانه طی روند سری زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۷ نشان داد که مقدار کلروفیل طی روند مورد بررسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد کاهش یافته است. کوللا و همکاران (Colella et al, 2016) با تحلیل روند کلروفیل با استفاده از رویه‌های من-کندال در طی سری زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۸ در دریای مدیترانه نشان دادند که روند سری زمانی فصلی تحت‌تأثیر رواناب قرار می‌گیرد که به دلیل افزایش دسترسی فیتوپلانکتون‌ها به مواد مغذی می‌باشد و همچنین غلظت کلروفیل بیش‌تر متأثر از روند فصلی نسبت به روند ماهیانه و سالانه قرار می‌گیرد. میلیتی و همکاران (Millette et al, 2019) با بررسی ۴۸ ایستگاه در خلیج بسکین^۳ در فلوریدا با استفاده از رویه‌های من کندال و شیب تایل سین طی روند ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ نشان دادند که مقدار کلروفیل طی این روند افزایش یافته است که می‌تواند با مقدار نیترات در ارتباط باشد. در زمینه تجزیه و تحلیل رویه‌های اصلی تحلیل روند مکانی-زمانی روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک مختلفی وجود دارد به منظور برآورد نرخ تغییرات در واحد زمان با استفاده از دو رویه تایل-سین و حداقل مربعات (OLS) مطالعات مختلفی صورت گرفته است که از جمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به مطالعه سین (Sen, 1968)؛ گیلبرت (Gilbert, 1987)؛ نیتی و ایستمن (Neeti and Estman, 2011)؛ ایستمن (Estman, 2015) و همچنین کولیا و همکاران (Colella et al, 2016) اشاره کرد. از جمله مطالعات انجام شده در زمینه افزایش یا کاهش و

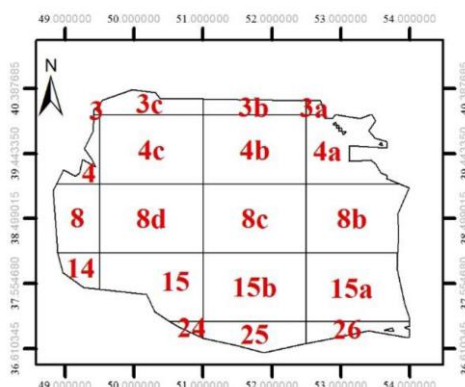
نهایت حوضه جنوبی دریای خزر می‌باشد (شکل ۱).



شکل ۱: منطقه مورد مطالعه

ایران به ترتیب دارای شماره‌های ۳، ۴، ۸، ۱۴ و هم‌چنین ۳c، ۴c، ۸d، ۱۵ و ۲۴ می‌باشد، بلوک‌های شرقی شامل ۲۶، ۱۵a، ۸b، ۴a و ۳a؛ هم‌چنین بلوک‌های مرکزی شامل بلوک‌های ۲۵، ۱۵b، ۸c، ۸b و ۳b می‌باشند (شکل ۲).

براساس سازمان نقشه‌برداری کشور حوضه جنوبی دریای خزر در مقیاس متفاوت دارای تعداد بلوک یا شماره بلوک متفاوتی است. که در این تحقیق از بلوک‌های ۱:۲۵۰۰۰۰ به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی استفاده گردیده است. بلوک‌های غربی از قسمت شمالی به سمت سواحل



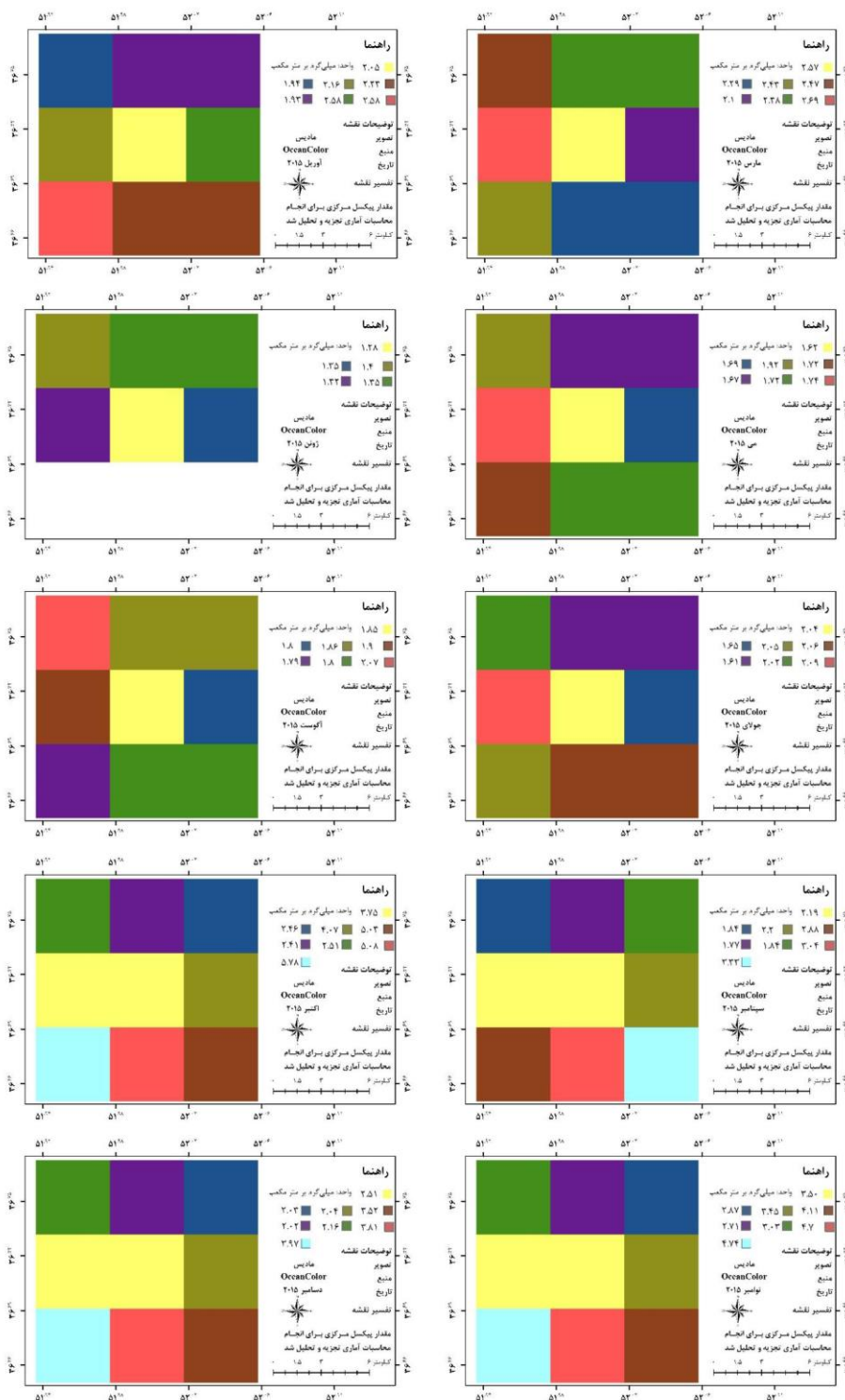
شکل ۲: بلوک‌های موجود در حوضه‌ی جنوبی دریای خزر (مقیاس ۱:۲۵۰۰۰۰)،

منبع: <http://217.218.133.169/tsm/Pages/MapCover.aspx>

تصویر از تاریخ ژانویه ۲۰۱۵ تا دسامبر ۲۰۱۵ از سنجنده‌ی مادیس-آکوا و از پایگاه داده^۴ GIOVANNI اخذ گردید و مقادیر غلظت کلروفیل a در محدوده‌ی مکانی پیکسل‌های ۳*۳ استخراج گردید (شکل ۳).

مواد و روش‌ها تشکیل پایگاه داده‌ها

هدف از این مطالعه بررسی و تحلیل رویه‌های سری زمانی و مقایسه آن با نتایج حاصل از خروجی نرم‌افزار است به این منظور تعداد ۱۲



شکل ۳: مقدار غلظت کلروفیل در طی ۱۲ ماه سال ۲۰۱۵

الگوریتم OC_4 رابطه ۱ می‌باشند (et al, 2012) Hu) که داده‌های با ارزشی درباره توزیع زمانی و مکانی کلروفیل a در آب را فراهم می‌کنند.

سپس برای تحلیل روند ۱۸ ساله از تصاویر سنجنده سی-ویفس نیز مورد استفاده قرار گرفت. در حال حاضر تولیدات کلروفیل a براساس

می‌دهد و به همین دلیل از آن برای تحلیل سری- های زمانی استفاده می‌شود. اما به اختلالات در زمان کوتاه حساس است. ^۵ **روند خطی**

این رویه ضریب شیب حاصل از رگرسیون حداقل مربعات بین مقادیر پیکسل‌های سری زمانی با زمان می‌باشد و یک ضریب کاملاً خطی است که نرخ تغییرات در واحد زمان را نشان می‌دهد.

روند میانه^۶ (Theil-Sen)

این آزمون یک برآورد کننده ناپارامتریک قوی است که برای ارزیابی میزان تغییرات در زمان کوتاه و یا دارای نویز توصیه می‌شود. در این رویه از طریق مقایسه مقادیر پیکسل‌های سری زمانی، شیب میانه محاسبه می‌گردد. در سری‌های طولانی نتایج آن مانند OLS است، اما برای سری- های کوتاه با اختلالات زیاد نتایج آن قابل اعتمادتر است زیرا با تعیین نقطه شکست^۷ در محدوده ۲۹ درصد باعث می‌شود که تغییرات پایین‌تر از این محدوده، تغییر لحاظ نشود.

روند یکنواخت^۸ (Mann-Kendall)

شاخص Mann-Kendall یک روند غیرخطی بوده و درجه‌ای که یک روند به‌طور مداوم افزایش یا کاهش می‌یابد را محاسبه می‌نماید و دامنه آن بین +۱ و -۱ است؛ ارزش مثبت نشان‌دهنده این است که روند به‌طور مداوم افزایش و ارزش منفی روند به‌طور مداوم کاهش یافته است و صفر نیز نشان‌دهنده عدم وجود روند است. کندال s به صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود (Neeti and Estman, 2011).

رابطه ۲)

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_i - x_j)$$

$$\text{Sign}(x_i - x_j) = \begin{cases} 1 & \text{if } x_i - x_j < 0 \\ 0 & \text{if } x_i - x_j = 0 \\ 1 & \text{if } x_i - x_j > 0 \end{cases}$$

رابطه ۱)

$$\log_{10}(chl - a) = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i \log_{10} \left(\frac{R_{rs}(\lambda_{blue})}{R_{rs}(\lambda_{green})} \right)^i$$

این الگوریتم از رابطه چندجمله‌ای بین نسبت‌های انعکاس سنجش از دور و کلروفیل a می‌باشد که مقدار کلروفیل را بر حسب میلی‌گرم بر متر مکعب محاسبه می‌کند که در آن:

λ_{blue} : انعکاس در سه طول موج ۴۴۳، ۴۹۰ و ۵۱۰ نانومتر، λ_{green} : انعکاس در طول موج ۵۵۵ نانومتر

و ضرایب a_0, a_1, a_2, a_3 و a_4 به ترتیب مقادیر ثابت $0.3272, -2/994, 2/7218, -1/2259$ و 0.5683 را نشان می‌دهد.

تجزیه و تحلیل روند

وجود یا عدم وجود روند و تحلیل سری‌های زمانی بر مبنای دو روش پارامتریک و ناپارامتریک انجام می‌شود. روش پارامتریک براساس یک روش رگرسیونی بین داده‌های سری زمانی و زمان استوار است. در حالی که روش ناپارامتریک برای سری‌های زمانی که دارای تابع توزیع آماری خاصی نیستند استفاده بیش‌تری دارند (Partial and Kahya, 2006). برای تحلیل روند مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a از مهم‌ترین رویه‌های تحلیل روند استفاده می‌توان استفاده نمود که عبارتند از (Estman, 2015):

روند خطی (R^2)

این رویه خطی از یک رگرسیون خطی بین مقادیر پیکسل‌های سری زمانی در طول زمان به دست می‌آید و نتیجه آن نقشه‌ای است که نشان‌دهنده درجه‌ای از وجود یک روند خطی می‌باشد.

همبستگی خطی (R)

این رویه ضریب خطی همبستگی پیرسون بین مقادیر پیکسل‌های سری زمانی با زمان را نشان

کرد. آزمون زمینه‌ای من-کندال در منطق اساسی براساس میانگین ناحیه‌ای من-کندال^{۱۰} (RAMK) (Douglas et al, 2000) و ارزیابی روند در مقیاس محلی و مقایسه کردن آن با پیکسل‌های همسایه است که فرمول محاسباتی آن به صورت رابطه ۴ است:

رابطه ۴)

$$\bar{S}_m = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m S_j$$

که در آن S_j کندال S برای همسایه m برابر ۹ که شامل ۸ پیکسل همسایه با یک پیکسل مرکزی است. میانگین و واریانس از (S_m) برای iid است (مستقل و توزیع مشابه) سوابق سری زمانی از طول n و بدون ارتباط با داده‌ها (رابطه ۵):

رابطه ۵)

$$E(\bar{S}_m) = 0 \quad \text{Var}(\bar{S}_m) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18m} = \frac{\sigma^2}{m}$$

با توجه به قضیه محدودیت مرکزی، S_m به طور معمول برای m های بزرگ برای داده‌های iid محاسبه شود توزیع می‌شود. از این رو، Z_m به صورت رابطه ۶ محاسبه می‌شود:

رابطه ۶)

$$Z_m = \frac{\bar{S}_m - E(\bar{S}_m)}{\sigma / \sqrt{m}}$$

به دلیل هم‌بستگی، گنجاندن همسایگان منجر به کاهش واریانس که منجر به افزایش تشخیص نادرست از روند می‌شود (Wang and Swail, 2011). بنابراین، یک‌سونگری در اهمیت آزمون به دلیل گنجاندن همسایگان باید اصلاح شود. آزمون CMK غیر پارامتریک است. با این حال، نیاز به مشاهدات یک مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل دارد. بنابراین، نتیجه آزمون روند در داده‌های خودهمبسته (فضا / زمان) به دلیل انجام

که در آن n طول مدت زمان سری است و x_i و x_j مشاهدات در زمان i و j می‌باشد.

معنی‌داری Mann-Kendall

معنی‌داری براساس اهمیت بیان شده به عنوان نمرات Z و احتمال رخداد تصادفی روند مشاهده شده (p) بیان می‌گردد (Neeti and Estman, 2011) (رابطه ۳).

رابطه ۳)

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{for } S > 0 \\ 0 & \text{for } S = 0 \\ \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{for } S < 0 \end{cases} \quad \rho =$$

$$2[1 - \phi(|Z|)]$$

در واقع این آزمون آماری برای فرضیه H_0 مورد استفاده قرار می‌گیرد، اگر قدر مطلق Z بزرگتر از $Z_{\alpha/2}$ باشد که در آن α نشان‌دهنده پایین‌ترین سطح معنی‌داری (بدین معنی با سطح ۵٪ $Z_{0.025}=1.96$) که فرضیه صفر را تأیید می‌کند یعنی روند معنی‌دار است (Motiee and McBean, 2009).

آزمون زمینه‌ای^۹ Mann-Kendall

وجود ناخالصی یکی از شایع‌ترین مشکلات موجود در روند سری‌های زمانی می‌باشد. این آزمون از اصل هم‌بستگی مکانی که به‌عنوان قانون توپلر شناخته شده است استفاده می‌کند؛ اگر یک مکانی در طول زمان دچار روند شده باشد معقول و منطقی است که مکان‌های همسایه نیز همان روند مشابه را تجربه کرده باشند. با استفاده از یک منطق مشابه، اگر یک مکان دچار روند شده باشد ولی هیچ‌کدام از مکان‌های همسایه دچار روند نشده باشد روند دچار اختلال شده است. از این رو به منظور توسعه آزمون من-کندال می‌توان از هم-بستگی مکانی که شامل اطلاعات زمینه‌ای جغرافیایی است که در اینجا به‌عنوان آزمون زمینه‌ای من-کندال (CMK) می‌باشد استفاده

بنگیل (Bengil, 2018)، کولیلا و همکاران (Colella et al, 2016)، میللیته و همکاران (Millette et al, 2019) در خصوص رویه‌های تحلیل مکانی زمانی صورت گرفته است بنابراین لازم است ابتدا به‌طور خلاصه مقدار غلظت کلروفیل در پیکسل نشان داده شود. نتایج جدول ۱ مقدار غلظت کلروفیل (متغیر وابسته) را در پیکسل مرکزی طی ۱۲ ماه (متغیر مستقل) نشان می‌دهد همچنین جدول ۲ نحوه‌ی محاسبه رویه‌های مختلف سری زمانی را نشان می‌دهد.

آزمایش ممکن است قابل اعتماد باشد، که به دلیل رد فرض H_0 رابطه معنی‌داری نباشد (Von Storch, 1999; Douglas et al, 2000). بنابراین، لازم است تأثیر همبستگی در اهمیت آزمون و ایجاد تغییرات لازم در نظر گرفته شود. دو حالت همبستگی، همبستگی متقابل و همبستگی سریالی وجود دارد.

نتایج

از آنجایی که مطالعه حاضر صرفاً در جهت تکمیل مطالعات قبلی (ادب و همکاران ۱۳۸۸)،

جدول ۱: مقدار عددی متغیر مستقل (زمان) و متغیر وابسته (غلظت کلروفیل)

X	Y	XY	X	Y	XY	X	Y	XY	
۱	۵/۶۸	۵/۶۸	۵	۱/۶۲	۱/۸	۹	۲/۱۹	۱۹/۷۱	$\Sigma x = 78$
۲	۲/۶۶	۵/۳۲	۶	۱/۲۸	۷/۶۸	۱۰	۳/۷۵	۳۷/۵	$\Sigma x^2 = 650$
۳	۲/۵۷	۷/۷۱	۷	۲/۰۴	۱۴/۲۸	۱۱	۳/۵	۳۸/۵	$\Sigma y = 31/7$
۴	۲/۰۵	۸/۲	۸	۱/۸۵	۱۴/۸	۱۲	۲/۵۱	۳۰/۱۲	$\Sigma y^2 = 99/4$
									$\Sigma XY = 197/6$

پیکسل مورد نظر می‌باشد به بیان دیگر، مقدار غلظت کلروفیل در ابتدای سال نسبت به انتهای سال بیش‌تر است. با استفاده از فرمول روش حداقل مربعات و شکل ۴ و همچنین فرمول تایل-سین و شکل ۴ مقدار دو آماره به ترتیب $0/05-$ و $0/01-$ می‌باشد در رویه حداقل مربعات مقدار شیب روند از طریق تقسیم کواریانس مقدار کلروفیل با زمان بر واریانس متغیر مستقل (زمان) می‌باشد در صورتی‌که در رویه تایل سین از طریق مقایسه دو به دو پیکسل‌ها در طی زمان بدست می‌آید. این دو رویه نشان‌دهنده‌ی نرخ تغییرات در واحد زمان هستند با توجه به اینکه نرخ تغییرات در دو رویه به‌صورت منفی است در نتیجه کاهش در پیکسل طی روند را نشان می‌دهد.

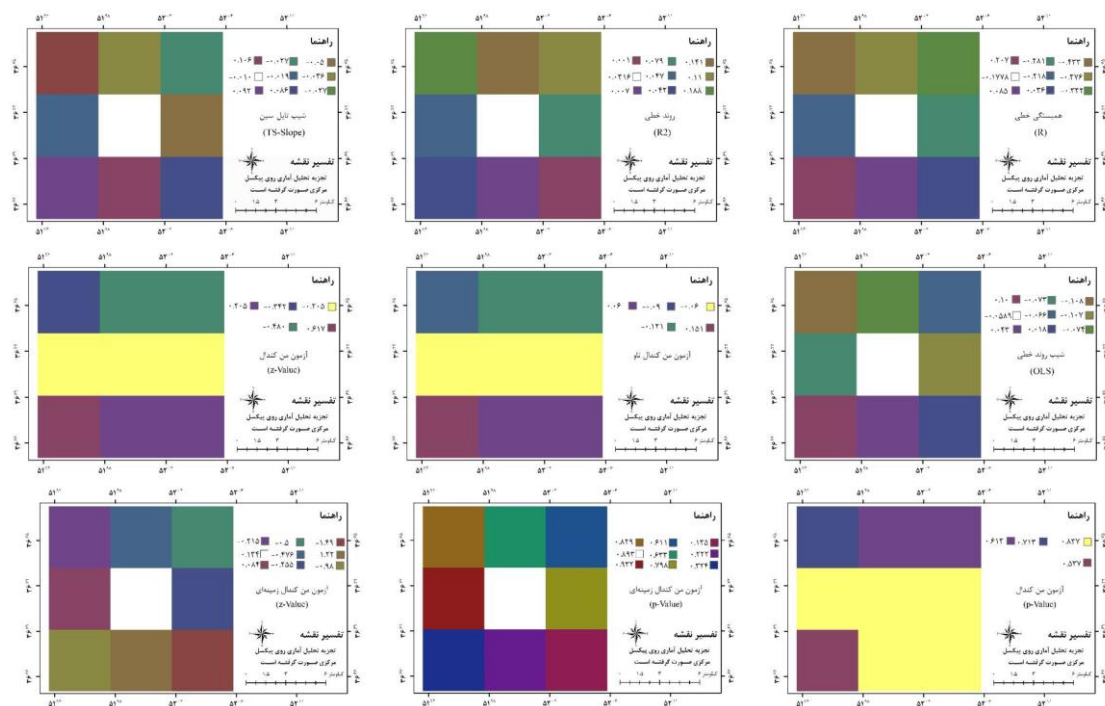
با توجه به جدول ۲، فرمول R^2 از دو بخش مجموع مربعات^{۱۳} و میانگین مربعات^{۱۴} تشکیل شده است که در آن مجموع مربعات مربوط به مقدار ارزش غلظت کلروفیل در پیکسل می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، متغیر وابسته غلظت کلروفیل و متغیر مستقل (زمان) است. با استفاده از فرمول R^2 و شکل ۴ میزان R^2 برابر $0/031$ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی تغییرات کلروفیل در طول روند است، با توجه به مقدار این ضریب می‌توان بیان کرد که $3/1$ درصد از تغییرات مقدار غلظت کلروفیل به زمان بستگی دارد؛ که نتایج محاسبه شده در جدول ۲ با نتایج حاصل از شکل ۴ مطابقت دارد. با استفاده از فرمول R و شکل ۴ میزان این آماره $0/17-$ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی کاهش مقدار غلظت کلروفیل در طی زمان در

جدول ۲: محاسبه رویه‌های سری زمانی طی ۱۲ ماه سال ۲۰۱۵

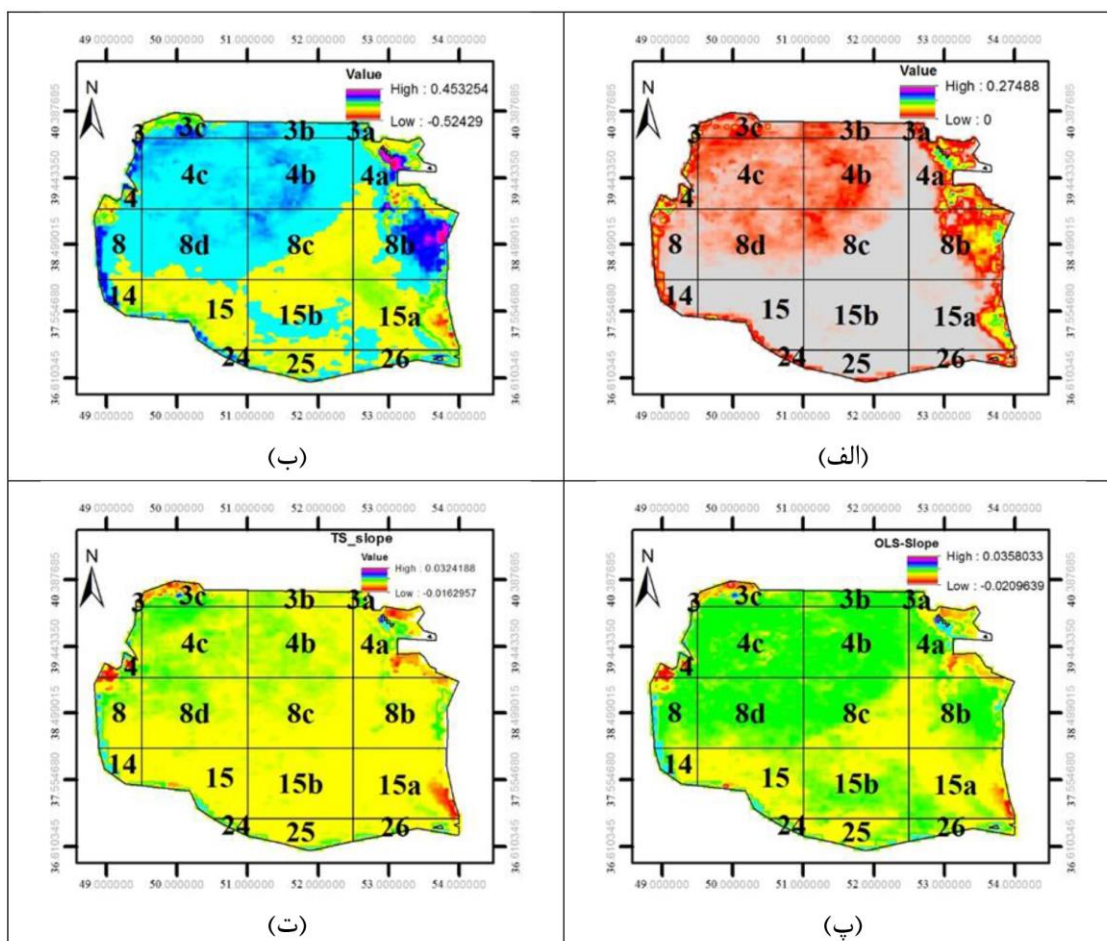
نتیجه	عملیات انجام گرفته	روش تحلیل روند
$SSR = \frac{[\sum XY - \frac{\sum X \sum Y}{N}]^2}{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}} = \frac{[197.6 - \frac{78 \times 31.7}{12}]^2}{650 - \frac{(78)^2}{12}} = \frac{71.4025}{143} = 0.499$ $SSTO = \sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{N} = 99.40 - \frac{(31.7)^2}{12} = 15.659$ $R^2 = \frac{SSR}{SSTO} = \frac{0.499}{15.659} = 0.031$ <p>(ی.همتا، جاهوکی؛ ۱۳۸۹)</p>	<p>محاسبه مجموع مربعات^{۱۲} محاسبه میانگین مربعات^{۱۲}</p>	محاسبه R ²
$r = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n}}{\sqrt{[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}] [\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n y_i)^2}{n}]}}$ $= \frac{197.6 - \frac{78 \times 31.7}{12}}{\sqrt{(650 - \frac{(78)^2}{12})(99.4 - \frac{(31.7)^2}{12})}} = \frac{-8.45}{47.32} = -0.178$ <p>(ی.همتا، جاهوکی؛ ۱۳۸۹)</p>		ضرب همبستگی پیرسون
$Cov(X, Y) = \frac{\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{n} = \frac{-8.45}{12} = -0.70$ $\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n x^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x)^2}{n}}{n-1} = 13 \quad \beta_1 = \frac{cov(r_1, r_m)}{\sigma^2(r_m)} = -0.054$		روش حداقل مربعات
$TS = Qt + B$ $Q = \frac{x_j - x_i}{2} [-0.015 + (-0.00667)] = -0.01$ $Q = \frac{1}{2} [Q_{[n/2]} + Q_{[(n+2)/2]}]$	<p>محاسبه شیب روند بدست آوردن میانه شیب‌های جفتی تعداد $\binom{n!}{r! (n-r)!}$ ۲۵۵۶ جفت شیب محاسبه شده، پس از Sort کردن از طریق رابطه (۹) میانه آن محاسبه خواهد شد.</p>	روش تایلر-سن
$\tau = \frac{n_c - n_d}{\frac{1}{2}n(n-1)} = \frac{31 - 35}{\frac{1}{2} \times 12(12-1)} = -0.06$ $\tau = \left(\frac{4p}{n(n-1)}\right) - 1 = \left(\frac{4 \times 35}{12 \times 11}\right) - 1 = -0.06$ $\sigma^2 = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18m} = \frac{12(12-1)(24+5)}{18 \times 9} = 23.62$ $Z_\tau = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma} & \text{for } S > 0 \\ 0 & \text{for } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sigma} & \text{for } S < 0 \end{cases}$ $Z_\tau = \frac{S+1}{\sigma} = \frac{-0.06+1}{\sqrt{23.62}} = 0.193$ <p>(Neeti and Estman, 2011)</p>	<p>بدست آوردن فرونی پیکسل‌های افزایشی بدست آوردن فراوانی پیکسل‌های کاهش</p>	روش من-کندال ناو
$\rho = 2[1 - \phi(Z)]$ $\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-z^2/2} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-0.205^2/2} dz$ $\phi_z = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int e^{0.021012499999999999} dz \Rightarrow 2 \times 0.408 = 0.817$ $= 0.4 \int \frac{15287827}{14969943} = 0.4 \times 1.021 = 0.408$ <p>(Neeti and Estman, 2011)</p>		P-Value
$\rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j^j - \bar{x}^j)(x_j^{j+1} - \bar{x}^{j+1})}{\sqrt{var(x^j)} \sqrt{var(x^{j+1})}}$ $\rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.01)}{(1.42)(0.82)}}{\sqrt{(1.42)(0.5)}} = 0.00001, \rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(-0.01)}{(1.42)(0.5)}}{\sqrt{(1.42)(0.5)}} = -0.00002$ $\rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.04)}{(1.42)(0.51)}}{\sqrt{(1.42)(1.48)}} = 0.00007, \rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.04)}{(1.42)(1.48)}}{\sqrt{(1.42)(1.48)}} = 0.00004$ $\rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.08)}{(1.42)(1.88)}}{\sqrt{(1.42)(3.03)}} = 0.00006, \rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.09)}{(1.42)(3.03)}}{\sqrt{(1.42)(3.03)}} = 0.00007,$ $\rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.05)}{(1.42)(3.42)}}{\sqrt{(1.42)(3.21)}} = 0.00003, \rho_{j,j+1} = \frac{\frac{1}{12} \frac{(0.02)(0.11)}{(1.42)(3.21)}}{\sqrt{(1.42)(3.21)}} = 0.00004$		من کندال-زمینه‌ای Z-Value

کاربری اراضی و بر هم خوردن چرخه فرسایش و رسوب باشد، افزایش رواناب سبب تخلیه رسوبات، مواد معلق و مواد مغذی حمل شده به دریا مقدار فیتوپلانکتون‌ها و به دنبال آن مقدار عمق نفوذ نور در ستون آب کاهش می‌یابد. به‌طور میانگین در بلوک‌های ذکر شده ۰/۰۶- میزان تغییرات در سری زمانی مورد بررسی کاهش یافته است. در بقیه بلوک‌ها نیز به صورت افزایشی بوده به‌طوری- که در بلوک شماره ۸d بیش‌ترین مقدار تغییرات ماهیانه را داشته‌ایم (۰/۰۳) و در طول سری زمانی تغییرات مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a در این بلوک ۰/۶۶ افزایش یافته است (شکل ۵ پ). غلظت کلروفیل a دارای نرخ افزایشی سالیانه به‌صورت کلی، طی روند سری زمانی ۱۸ ساله مورد بررسی ۰/۳۴۴۵ میلی‌گرم بر متر مکعب را شاهد بوده است.

برای مؤلفه‌ی مورد بررسی نشان داد که بیش‌ترین همبستگی بین غلظت کلروفیل a با زمان در دو بلوک شماره ۴b و ۴c که به ترتیب برابر ۰/۱ و ۰/۰۹ محاسبه گردید و به دنبال آن در بلوک‌های ۸b و ۸d و سپس در دو بلوک ۸ و ۸c مشاهده شد (شکل ۵ ب). به‌طورکلی، مقدار همبستگی کلروفیل a با گذشت زمان در بلوک‌های شماره ۴a، ۱۵، ۱۵a و ۳ به صورت منفی بوده است که نشان‌دهنده‌ی کاهش غلظت کلروفیل طی سری زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۸ بوده است. این مناطق ۲۳/۴ درصد از کل منطقه‌ی مورد مطالعه را در بر می-گیرد در صورتی‌که در بقیه بلوک‌ها مقدار این آماره مثبت می‌باشد. با استفاده از رویه روند خطی نتایج نشان می‌دهد که در بلوک‌های ۳، ۳c، ۴، ۴a، ۱۵ و ۱۵a میانگین نرخ تغییرات ماهانه منفی می‌باشد به این‌صورت‌که در بلوک شماره ۱۵a بیش‌ترین مقدار کاهش ماهیانه را شاهد بوده‌ایم (۰/۰۱-) که می‌تواند به دلیل تغییر



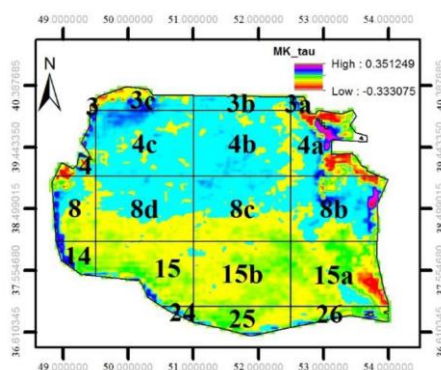
شکل ۴: نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل رویه‌های سری زمانی در پیکسل‌های مورد بررسی (۳*۳)



شکل ۵: نتایج حاصل از رویه‌های مختلف تحلیل: (الف) روند خطی، (ب) هم‌بستگی خطی، (ج) شیب روند خطی و (د) شیب تایل-سن

(شکل ۵ ت). بیش‌ترین نرخ تغییرات کاهش‌ی در شرق بلوک ۴a و غرب ۳c و ۴ بوده است که بیش‌ترین نرخ تغییرات در طول روند در بلوک شرقی ۴a برابر ۷ میلی‌گرم بر متر مکعب و در دو بلوک غربی به ترتیب ۵/۶۱ و ۴/۴۴ میلی‌گرم بر متر مکعب بوده است (شکل ۵ ت). نتایج حاصل از روش من-کندال نشان داد که در منطقه مورد مطالعه هم روند کاهش‌ی و هم افزایش‌ی را مشاهده کرده‌ایم. به‌صورت کلی، بلوک‌های شماره ۳، ۴a و ۱۵a دارای روند کاهش‌ی و بقیه‌ی بلوک‌های موجود در حوضه‌ی جنوبی دریای خزر دارای روند افزایش‌ی بوده است (شکل ۶).

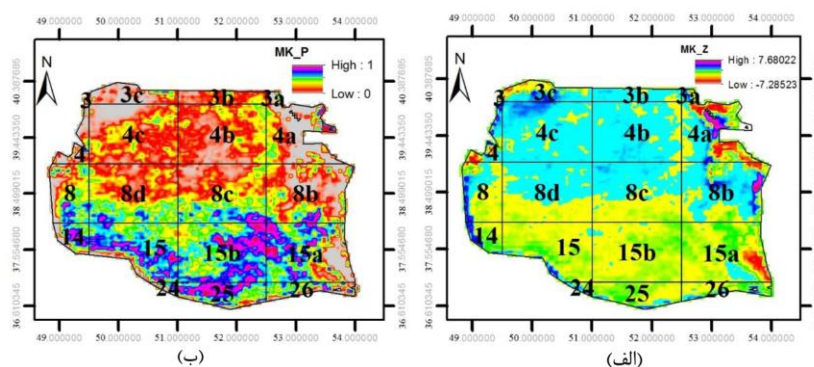
با توجه به شکل ۵ نتایج حاصل از میانگین رویه روند میانه برای غلظت کلروفیل a حاکی از آن است که به استثنای دو بلوک ۳ و ۱۵a در حوضه جنوبی دریای خزر تغییرات افزایش‌ی بوده است. بیش‌ترین مقدار افزایش نرخ تغییرات نیز به ترتیب در بلوک‌های ۴b، ۴c و ۸d (۰/۰۰۲)، ۸، ۸b و ۸c، ۱۵b و ۲۵ (۰/۰۰۱) مشاهده گردیده است. به‌طور کلی، نرخ تغییرات سالیانه این مؤلفه در حوضه جنوبی دریای خزر به صورت افزایش‌ی (۰/۰۱۸ میلی‌گرم بر متر مکعب) بوده که طی روند سری زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۸، نرخ تغییرات کلی آن ۰/۳۳۵۸ میلی‌گرم بر متر مکعب بوده است



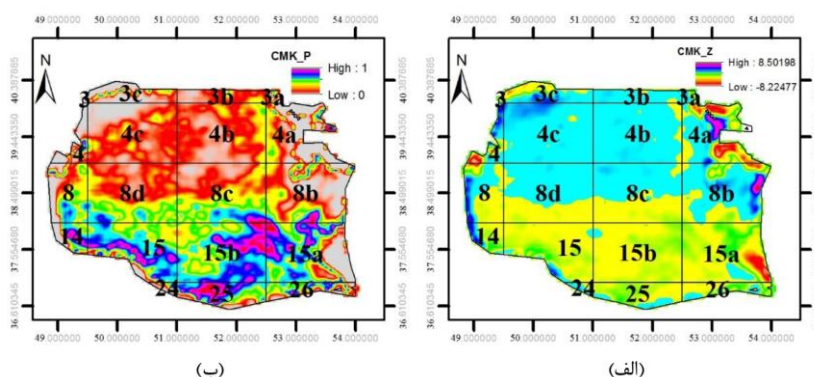
شکل ۶: نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل روند سری زمانی مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a با استفاده از روش من-کندال

از میانگین مقدار آماره Z-Score نشان داد که در سه بلوک ۳، ۴a و ۱۵a روند نزولی بوده است، به صورت کلی، در کل حوضه مورد بررسی ۱۱ درصد روند نزولی بوده و ۸۹ درصد نیز روند صعودی را شاهد بوده‌ایم. هم‌چنین نتایج حاصل از شکل ۶ نشان می‌دهد که در بلوک‌های شمالی ۳، ۳a، ۳b، ۳c و بلوک غربی ۴ و جنوبی ۲۴ وجود روند را شاهد بوده‌ایم در صورتی که در بقیه بلوک‌ها فرض H_0 مبنی بر عدم وجود روند مورد تأیید واقع شده است. نتایج حاصل از معنی‌داری من-کندال زمینه‌ای نشان می‌دهد که به استثنای بلوک‌های ۳، ۴a و ۱۵a که دارای روند نزولی و در بقیه‌ی بلوک‌ها روند صعودی (۸۹ درصد حوضه جنوبی دریای خزر) بوده است (شکل ۷).

بیش‌ترین مقدار میانگین این آماره در بلوک‌های ۴c و ۴b (۰/۰۷) و به دنبال آن، در بلوک‌های ۸b، ۸c و ۸d بوده است (۰/۰۵). همان‌طور که در شکل ۴-۲۰ مشاهده می‌شود بیش‌ترین مقدار این آماره در قسمت شرقی بلوک‌های ۴a و ۸b و پس از آن در قسمت شمالی دو بلوک ۴ و ۴c و غرب دو بلوک ۱۴ و ۲۴ بوده است. کم‌ترین مقدار این آماره نیز در قسمت غربی بلوک‌های ۳c و ۴، قسمت شرقی بلوک ۱۵a و شرق و شمال بلوک شماره ۴a مشاهده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق با نتایج چین و همکاران (Chen et al, 2014) در یک راستا است که مقدار غلظت کلروفیل a در مناطق ساحلی به دلیل بالا بودن مقدار مواد مغذی حاصل از فعالیت‌های انسانی بیش‌تر از مناطق باز اقیانوسی است. نتایج حاصل



شکل ۷: نتایج حاصل از معنی‌داری من-کندال تجزیه و تحلیل روند سری زمانی مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a در حالت‌های الف) Z-Value و ب) P-Value



شکل ۸: نتایج حاصل از معنی‌داری من-کندال زمینهای تجزیه و تحلیل روند سری زمانی مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a در حالت‌های الف (Z-Value و ب) P-Value

می‌دهد. مناطق سفید رنگ در منطقه مورد مطالعه در طی ۱۸ سال مورد بررسی تغییر نداشته است (عدم وجود روند)، همچنین مناطق با ρ -Value کوچک‌تر از ۰/۰۰۵ دارای روند تغییرات ناچیز، رنگ قرمز تغییرات منفی و رنگ سبز تغییرات مثبت را در سطوح مختلف معنی‌داری نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل ۹ نشان داده شده است بیش‌تر منطقه مورد مطالعه روند مشخصی را در مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a نشان می‌دهد.

هم‌چنین نتایج حاصل از شکل ۸ نیز نشان می‌دهد که در حوضه جنوبی دریای خزر در بلوک‌ها شمالی ۳، ۳a، ۳b، ۳c و بلوک غربی شماره ۴ وجود روند (تأیید فرض H_1) و در بقیه‌ی بلوک‌ها حوضه‌ی مورد بررسی عدم وجود روند مشاهده گردیده است ($\rho > 0.05$). به عبارت‌دیگر، به ترتیب ۹۴ و ۶ درصد از سطح مورد مطالعه عدم وجود روند و وجود روند را در مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a داشته است. شکل ۹ روند معنی-داری ماهیانه غلظت کلروفیل a با استفاده از دو روش من-کندال و من-کندال زمینهای را نشان

جدول ۳: درصد معنی‌داری مؤلفه‌های زیست-نوری منطقه مورد مطالعه براساس دو آماره من-کندال و من کندال زمینهای

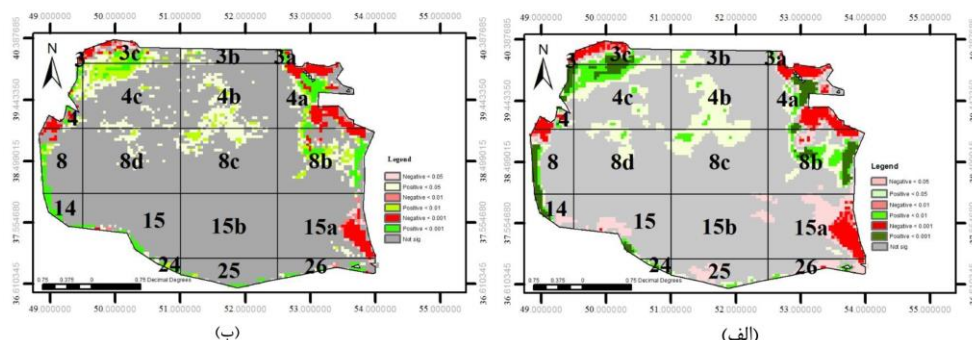
سطح معنی‌داری	من کندال (کلروفیل a)	من کندال زمینهای (کلروفیل a)
$\rho < 0.001$	۸	۷/۵
$\rho < 0.01$	۱۲	۱۲
$\rho < 0.05$	۲۲	۲۴/۴
نامعنادار	۸۸	۷۵/۶

کوچک‌تر از ۰/۰۰۱ و ۰/۰۱ دو آزمون من-کندال و من-کندال زمینهای معنی‌داری روند تقریباً یکسان بوده است اما در $\rho < 0.05$ از آن جایی که

جدول ۳ نتایج حاصل از مقایسه دو رویه من-کندال و من-کندال زمینهای را نشان می‌دهد. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد در ρ -Value

معنی داری در منطقه شده است.

آزمون من-کندال زمینهای وارینانس پیکسل‌های همسایه را در نظر می‌گیرد سبب افزایش سطح



شکل ۹: معنی داری روند ماهیانه غلظت کلروفیل a (الف) آزمون من-کندال زمینهای و (ب) آزمون من-کندال

ساله مورد بررسی به ترتیب ۰/۳۴۴۵ و ۰/۳۳۶۸ میلی‌گرم بر متر مکعب را در افزایش مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a نشان می‌دهد، اما در سطح بلوک تفاوت بین این دو رویه مشهود است. در بلوک‌های ۳c، ۴، ۴a و ۱۵ در رویه OLS نرخ تغییرات منفی و زمانی که از رویه روند میانه استفاده گردیده است نرخ تغییرات مقدار مثبت را نشان می‌دهد. مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a زمانی که از رویه حداقل مربعات استفاده می‌شود نرخ تغییرات بلوک‌های شماره ۳c، ۴، ۴a و ۱۵ به صورت منفی اما وقتی که از رویه Theil-Sen استفاده می‌شود نرخ تغییرات به صورت مثبت می‌باشد. به بیان دیگر، نتایج حاصل برای مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a نشان می‌دهد که روند میانه نسبت به روند خطی سخت‌گیرتر می‌باشد که می‌تواند به دلیل در نظر گرفته شدن نقطه شکست ۲۹ درصد برای رویه روند میانه باشد (Estman, 2015). و تغییراتی که در ۶۵ تصویر از ۲۱۶ تصویر مورد بررسی (۲۹ درصد) اتفاق افتاده باشد را لحاظ می‌کند که با مطالعات نیتی و ایستمن مطابقت دارد. به طور کلی، مقدار مؤلفه‌ی زیست نوری کلروفیل a در شرق دریای خزر دارای نرخ تغییرات ۰/۰۵۸، غرب ۰/۲۲ و قسمت مرکزی

نتایج نشان می‌دهد که در بلوک‌هایی که با استفاده از رویه من کندال معنی‌دار نشده‌اند زمانی که تأثیر پیکسل‌های همسایه در نظر گرفته شده است، در سطح اطمینان ۰/۰۵ معنی‌دار شده‌اند (شکل ۹). عمده این بلوک‌ها در قسمت جنوبی دریای خزر و در بلوک‌های شماره ۲۵ و ۲۶، جنوب غربی بلوک شماره ۱۴ و ۱۵ و همچنین قسمت غربی بلوک شماره ۱۵a و قسمت شرقی بلوک ۱۵b مشاهده می‌شوند. به طور کلی، نتایج حاصل از بررسی دو رویه من-کندال و من-کندال-زمینه‌ای با نتایج حاصل از نیتی و ایستمن (۲۰۱۱) مطابقت دارد. به این صورت که در آزمون زمینه‌ای من-کندال از آنجایی که تأثیر خودهمبستگی^{۱۵} مکانی در طول سری زمانی معنی‌دار است با در نظر گرفته شدن وارینانس پیکسل‌های مجاور سطح اطمینان در مورد تأیید یا رد فرض‌های آماری بیشتر می‌شود. نرخ تغییرات با استفاده از دو رویه‌ی روند خطی و روند میانه نشان می‌دهد که میانگین نرخ تغییرات در کل حوضه‌ی جنوبی دریای خزر برای مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a به صورت ۰/۰۱۹ و ۰/۰۱۸۷ میلی‌گرم بر متر مکعب دارای نرخ روند افزایشی سالیانه بوده است. به صورتی که، در طول روند ۱۸

مؤلفه بر حسب زمان در بخش‌های مختلف دریای خزر تعیین کننده‌ی شرایط امکان زیست، توسعه موجودات گیاهی و جانوری در محیط زیست دریاست. از آنجایی که یکی از دلایل سنجش میزان غلظت کلروفیل a تخمین شدت تولیدات اولیه اقیانوس‌هاست. لذا در عین حال فعالیت‌های برخی ارگان‌ها و مراکز پیش‌بینی کننده در ارتباط مستقیم با شناخت این مؤلفه‌ست. در این راستا، توزیع مکانی-زمانی کلروفیل a به دست آمده از دو سنجنده مادیس-آکوا و سی-ویفس در بخش جنوبی دریای خزر بررسی شد. نتایج نشان داد بلوک‌هایی که از رویه‌ی من-کندال معنی‌دار نشده‌اند زمانی که تأثیر پیکسل‌های همسایه در نظر گرفته شده است در سطح اطمینان ۰/۰۵ معنی‌دار شده‌اند؛ افزون بر این نتایج حاصل از تفاوت دو رویه‌ی OLS و Theil-Sen در حوضه‌ی جنوبی دریای خزر نشان داد که رویه Theil-Sen نسبت به رویه OLS برای مؤلفه‌های زیست-نوری پایین‌تر بود همچنین با توجه به مقدار p در دو آماره من-کندال و من-کندال زمینه‌ای روند معنی‌داری مؤلفه‌ی زیست-نوری کلروفیل a، در بخش‌های مختلف دریای خزر اختلاف معنی‌داری در تمام سطوح اطمینان وجود ندارد ($p < 0/05$)، که می‌تواند در کارهای مدیریتی و اجرایی مانند پیدا کردن مناطق مناسب جهت استقرار قفسه-های ماهی‌گیری و همچنین یافتن مکان مناسب جهت حفاظت از مناطق دریایی استفاده گردد.

۰/۲۹ میلی‌گرم بر متر مکعب بوده است. تغییرات کاربری اراضی در استان مازنداران طی دو دهه اخیر نشان داد که بیش‌ترین تغییرات کاربری اراضی از جنگل به کشاورزی و به دنبال آن تبدیل به مناطق مسکونی است (جورابیان شوشتری و همکاران، ۱۳۹۲)، این تغییرات سبب کاهش نفوذ آب در خاک و افزایش رواناب و فرسایش می‌گردد (وفاخواه و همکاران، ۱۳۹۴)، به‌صورت کلی، حوضه جنوبی دریای خزر تحت تأثیر رواناب و مواد مغذی (فسفر و نیترات) ناشی از فعالیت‌های انسانی (Nasrollahzadeh و همکاران، ۲۰۰۸) که سبب افزایش پرغذایی و فراوانی فیتوپلانکتون‌ها (Mirzajani و همکاران، ۲۰۱۰) و به دنبال آن افزایش کدورت در منطقه شود. نتایج حاصل با نتایج انجام گرفته آکر و همکاران (Acker et al, 2005) در خلیج چسپایک مطابقت دارد. بارندگی در منطقه و کاهش نفوذپذیری منطقه به سبب تغییرات کاربری اراضی در استان مازنداران (غلامعلی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۱) (جنگل به کشاورزی و به دنبال آن تبدیل به مناطق مسکونی) و افزایش رواناب سبب تخلیه رسوبات، مواد معلق و مواد مغذی حمل شده به دریا مقدار فیتوپلانکتون‌ها و به دنبال آن مقدار عمق نفوذ نور در ستون آب کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری

پارامتر کلروفیل a (Chl-a) از معمول‌ترین مؤلفه زیست-نوری استاندارد سنجش از دوری کیفیت آب محسوب می‌شود. مقدار و تغییرپذیری این

پانوش

1-Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer- Aqua(MODIS-Aqua)
2-Sea-viewing Wide Field-of-view Sensor (SeaWiFS)

3-Biscayne
4-GES DISC Interactive Online Visualization ANd aNalysis Infrastructure
5-Ordinary least squares (OLS)

6-Median trend
7-breakdown
8-Monotonic trend
9-Contextual Mann-Kendall
10-Regionally-Average Mann-Kendall

11-Regression sum of squares
12-Error sum of squares
13-Total sum of squares
14-Regression sum of squares
15-Autocorrelation

منابع

-غلامعلی فرد، م.، جورابیان شوشتری، ش.، حسینی کهنوج، س.ح. و میرزایی، م.، ۱۳۹۱. مدل سازی تغییرات کاربری اراضی سواحل استان مازندران با استفاده از LCM در محیط GIS، مجله محیط شناسی، دوره ۳۸، شماره ۴، ص ۱۰۹-۱۲۴.

-وفاخواه، م.، جوادی، م.ر. و نجفی مجد، ج.، ۱۳۹۴. تاثیر تغییر کاربری اراضی بر مقدار رواناب در حوضه آبخیز چالوس رود، مجله اکوهیدرولوژی، شماره ۲(۲)، ص ۲۱۱-۲۲۰.

-بی همتا، م.ع. و زارع چاهوکی، م.ر.، ۱۳۹۴. اصول آمار در علوم منابع طبیعی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم، ۳۰۰ ص.

-Acker, J.G., Harding, L.W., Leptoukh, G., Zhu, T. and Shen, S., 2005. Remotely-sensed chl a at the Chesapeake Bay mouth is correlated with annual freshwater flow to Chesapeake Bay, *Journal of Geophysical Research Letters*, v. 32(5), p. 3-19.

-Bengil, F., 2018. Inter-and intra-annual variations of the marine environment in northern Cyprus, *Fresenius environmental bulletin*, v. 27(9), p. 6284-6290.

-Chen, X., Pan, D., Bai, Y., He, X. and Wang, T., 2014. October. Are the trends in the surface chlorophyll opposite between the South China Sea and the Bay of Bengal?. In *SPIE Remote Sensing* (pp. 924019-924019), International Society for Optics and Photonics.

-ادب، ح.، عتباتی، ا.، امیراحمدی، ا. و اسماعیلی، ر.، ۱۳۸۹. پایش زمانی دمای سطح دریا و کلروفیل a با استفاده از تحلیل تصاویر دورسنجی در دریای خزر، مجله بیولوژی دریا، شماره ۸ (۲)، ص ۱-۱۲.

-بی همتا، م.ع. و زارع چاهوکی، م.ر.، ۱۳۹۴. اصول آمار در علوم منابع طبیعی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم، ۳۰۰ ص.

-جورابیان شوشتری، ش.، اسماعیلی ساری، ع.، حسینی، س.م. و غلامعلی فرد، م.، ۱۳۹۲. کاربرد رگرسیون لجستیک و زنجیره‌ی مارکف در پیش-بینی تغییرات کاربری سرزمین شرق استان مازندران، دوره‌ی ۶۶، شماره ۴، ص ۳۵۱-۳۶۳.

-Cliff, A.D. and Ord, J.K., 1981. *Spatial processes: models & applications*, Taylor & Francis, 379 p.

-Colella, S., Falcini, F., Rinaldi, E., Sammartino, M. and Santoleri, R., 2016. Mediterranean Ocean Colour Chlorophyll Trends, *PloS one*, v. 11(6), p. 155-176.

-Douglas, E.M., Vogel, R.M. and Kroll, C.N., 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation, *Journal of hydrology*, v. 240(1), p. 90-105.

-Eastman, J.R., 2015. "[TerrSet]," *TerrSet Help System*, Accessed in TerrSet [18.10], Worcester, MA: Clark University.

-Fortin, M.J., Dale, M.R. and Ver Hoef, J.M., 2002. *Spatial analysis in ecology*, Wiley StatsRef: Statistics Reference Online, 428 p.

- Gilbert, R.O., 1987. Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring.
- GSFC NASA, <http://oceancolor.gsfc.nasa.gov/WIKI/OCProd.html>. Visited Date: 01.09.2016.
- Hu, C., Lee, Z. and Franz, B., 2012. Chlorophyll algorithms for oligotrophic oceans: A novel approach based on three-band reflectance difference, *Journal of Geophysical Research*, v. 117(C1), p. 1-25.
- Levin, S.A., 1992. The problem of pattern and scale in ecology: the Robert H. MacArthur award lecture, *Ecology*, v. 73(6), p.1943-1967.
- Liebhold, A.M. and Gurevitch, J., 2002. Integrating the statistical analysis of spatial data in ecology, *Ecography*, v. 25(5), p. 553-557.
- Matthews, M.W., 2011. A current review of empirical procedures of remote sensing in inland and near-coastal transitional waters, *International Journal of Remote Sensing*, v. 32(21), p. 6855-6899.
- Millette, N.C., Kelble, C., Linhoss, A., Ashby, S. and Visser, L., 2019. Using spatial variability in the rate of change of chlorophyll a to improve water quality management in a subtropical oligotrophic estuary, *Estuaries and Coasts*, v. 42(7), p.1792-1803.
- Mirzajani, A.R., Babaei, H., Abedini, A. and Dadi, G.A., 2010. Eutrophication trend of Anzali wetland based on 1992-2002 data.
- Motiee, H. and McBean, E., 2009. An assessment of long-term trends in hydrologic components and implications for water levels in Lake Superior, *Hydrology Research*, v. 40(6), p. 564-579.
- Nasrollahzadeh, H.S., Din, Z.B., Foong, S.Y. and Makhloogh, A., 2008. Spatial and temporal distribution of macronutrients and phytoplankton before and after the invasion of the ctenophore, *Mnemiopsis leidyi*, in the Southern Caspian Sea, *Chemistry and Ecology*, v. 24(4), p. 233-246.
- Neeti, N. and Eastman, J.R., 2011. A contextual mann-kendall approach for the assessment of trend significance in image time series, *Journal of Transactions in GIS*, v. 15(5), p. 599-611.
- Partal, T. and Kahya, E., 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data, *Hydrological processes*, v. 20(9), p. 2011-2026.
- R Development Core Team, 2008. R: A Language and Environment for Statistical Computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Rey, S.J. and Anselin, L., 2010. PySAL: a python library of spatial analytical methods. *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications* (eds M. Fischer & A. Getis), Springer, Berlin, p. 175-193.
- Rosenberg, M.S., 2000. The bearing correlogram: a new method of analyzing directional spatial autocorrelation, *Geographical Analysis*, v. 32, p. 267-278.
- Rosenberg, M.S., 2004. Wavelet analysis for detecting anisotropy in point patterns, *Journal of Vegetation Science*, v. 15, p. 277-284.
- Rosenberg, M.S. and Anderson, C.D., 2011. PASSaGE: pattern analysis, spatial statistics and geographic exegesis, Version 2, *Methods in Ecology and Evolution*, v. 2(3), p. 229-232.
- Salmi, T., Mañattala, A., Anttila, P., Ruoho-Airola, T. and Amnell, T., 2002. Detecting Trends of Annual Values of Atmospheric Pollutants by the Mann-Kendall Test and Sen's Slope Estimates—The Excel Template

- Application MAKESENS, Publications on Air Quality 31, ISBN 951-697-563-1, Report Code FMI-AQ-31, 35 p.
- Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, Journal of American Statistical Association, v. 63(324), p. 1379-1389.
- Von Storch, H., 1999. Misuses of statistical analysis in climate research, In Analysis of Climate Variability, Springer Berlin Heidelberg, p. 11-26.
- Wagner, H.H. and Fortin, M.J., 2005. Spatial analysis of landscapes: concepts and statistics, Ecology, v. 86(8), p. 1975-1987.
- Wang, X.L. and Swail, V.R., 2001. Changes of extreme wave heights in Northern Hemisphere oceans and related atmospheric circulation regimes, Journal of Climate, v. 14(10), p. 2204-2221.
- [Http:// 217.218.133.169/tsm/Pages/MapCover.aspx](http://217.218.133.169/tsm/Pages/MapCover.aspx).