

## تحلیل الگوی فضایی امواج گرم در استان گیلان

علمی پژوهشی

شراره صیدگر<sup>۱</sup>، آتوسا بیگدلی\*<sup>۲</sup>، پرویز رضایی<sup>۳</sup>

تعداد صفحات: ۳۹-۵۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۳۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۰۷

DOI: ۷۱۸۳۴/gisrs.۲۰۲۴.۱۱۳۰۳۲۸

### چکیده

در دهه‌های اخیر رخداد امواج گرم در حال افزایش بوده و این می‌تواند از اثرات انسانی ناشی شده باشد. استان گیلان هر ساله امواج گرم با شرایط آب و هوایی مختلف را تجربه می‌کند. از این رو، در این پژوهش با ارائه تعریف مشخص از آستانه موج گرم، الگوی مکانی و رفتار فضایی آنها در پهنه استان مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد نیاز دمای حداکثر از تارنمای ECMWF با قدرت تفکیک مکانی  $25^{\circ} \times 25^{\circ}$  و ابعاد  $10 \times 10$  (یاخته) در مقیاس روزانه بمدت ۴۰ سال (۱۹۸۱ تا ۲۰۲۰) تهیه گردید. سپس با اعمال آستانه صدک ۱۹۰ام و توالی ۳ روزه بر روی داده‌های دمای حداکثر روزانه، امواج گرم شناسایی و شمارش فراوانی رخداد آنها با توالی ۳، ۶، ۹ تا ۳۰ روزه انجام شد. در این راستا، از شاخص‌های آمار مکانی اعم از I موران جهانی و محلی و آزمون t تک نمونه‌ای برای شناسایی نوع الگو، رفتار زمانی و مکانی و فراوانی-شدت امواج گرم استفاده شد. نتایج نشان داد الگوی کلی فراوانی رخداد امواج گرم در تمامی طول موج‌ها از نوع خوشه‌ای بوده و رفتار غیرتصادفی بر آنها حاکم است. همچنین نتایج آماره I موران محلی بیانگر آن است که الگوی HH (بالا-بالا) و LL (پایین-پایین) در بیشتر امواج گرم با توالی‌های ۳ تا n روزه وجود دارد و تعداد پهنه‌های حاوی الگوهای فوق در امواج کوتاه‌مدت بیشتر از امواج بلندمدت هستند. به عبارت دیگر، الگوی مکانی امواج گرم در طول موج‌های بلندتر نیز همگن بوده و کل استان از لحاظ فراوانی رخداد آنها دارای رفتار تصادفی است. در این راستا، آزمون t تک نمونه‌ای فراوانی رخداد امواج گرم نیز رفتار غالب غیرتصادفی در توالی‌های کوتاه‌مدت و رفتار تصادفی در توالی‌های بلندمدت را تایید می‌کند.

واژگان کلیدی: امواج گرم، آستانه موج، شاخص I موران محلی، الگوی مکانی، استان گیلان.

<sup>۱</sup> دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

<sup>۲</sup> استادیار آب و هواشناسی، گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. [bigdeli\\_atoosa@yahoo.com](mailto:bigdeli_atoosa@yahoo.com)

<sup>۳</sup> دانشیار آب و هواشناسی، گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

## مقدمه

رگبارهای شدید، سیلاب‌ها و خشکسالی‌ها افراد بومی و مسافران را تهدید می‌کند. این مخاطرات به همراه خود افزایش مصرف منابع آب و برق و گاز، شیوع بیماری‌ها و آفت‌های گیاهی، کاهش درآمد و به دنبال آن مهاجرت انسان‌ها از روستاها به شهرهای اطراف و کلان‌شهرها خواهد شد. از اینرو مطالعات دقیق‌تر به منظور شناسایی، پایش، طبقه‌بندی و توزیع مکانی مخاطرات جوی در این ناحیه از اهمیت زیادی برخوردار بوده و انجام آن ضروری بنظر می‌رسد.

مطالعات زیادی در زمینه شناسایی امواج گرم، تغییرات مکانی و زمانی و همچنین الگوی فضایی آن انجام شده است که در ادامه به برخی از آنها اشاره خواهد شد. علیجانی و همکاران (۱۳۹۲) در طبقه‌بندی امواج گرم استان گیلان نشان دادند که ارتفاع، رطوبت و ویژگی‌های سواحل در پراکندگی مکانی روزهای تنش گرما و موج گرما تاثیر زیادی دارند، بطوریکه ایستگاه‌های نزدیک به ساحل و کم‌ارتفاع (به غیر از انزلی) دارای بالاترین روزهای استرس و موج گرما بوده و ایستگاه‌های نواحی کوهستانی و دور از سواحل مرطوب (غیر از منجیل) دارای کمترین فراوانی موج گرم بوده‌اند. همینطور رده پنجم موج گرم (فرین<sup>۲</sup>) دارای بالاترین فراوانی موج گرم و به دنبال آن رده‌های سوم، دوم، چهارم و در نهایت رده اول قرار می‌گیرند. اسماعیل‌نژاد (۱۳۹۳) با بررسی موج‌های گرمایی در خراسان جنوبی نشان داد مهم ترین کانون رخداد امواج گرمایی استان، جنوب و جنوب غرب و قطب گرمایی دیگر استان، بشرویه و سه قلعه است. همچنین او معتقد است شناسایی کانون‌های بحران امواج گرم در استان می‌تواند به برنامه‌ریزی و مدیریت بحران در جوامع انسانی کمک کند. خورشید دوست و همکاران (۱۳۹۶) با تحلیل همدیدی مخاطره امواج گرما در شمال غرب ایران

رخدادهای شدید جوی، طوفان‌ها، سیلاب‌های سنگین، امواج گرم و سرد همیشه بر فعالیت‌های انسان تأثیر گذاشته و خسارات مادی قابل ملاحظه‌ای ایجاد کرده‌اند. علاوه بر این، بر سلامتی افراد موثر بوده و حتی منجر به از دست دادن زندگی می‌شود. با توجه به پیشنهادات ارائه شده در گزارش‌های IPCC، وقتی رفتار مقادیر متوسط متغیرهای اقلیمی در دو دهه گذشته مورد بررسی قرار می‌گیرد، مشخص می‌شود که بیشتر مطالعات بر رفتار مقادیر شدید متغیرها متمرکز شده است. بطوریکه بسیاری از مناطق جهانبا افزایش دما و تغییر شرایط شدید آب و هوایی مانند امواج گرمیا سرد دست و پنجه نرم می‌کنند و احتمال تجربه این امواج گرم و سرد در آینده نزدیک امری بدیهی است. از اینرو، تغییرپذیری و تغییر در رژیم‌های دمایی شدید یک چالش قابل توجه برای اکثر مناطق دنیا محسوب می‌شود. با این وصف، تصویر کامل همراه با ارزیابی قوی از رژیم‌های شدید دما می‌تواند اطلاعات مهمی از خطرات مربوط به آب و هوا که جامعه با آن روبرو است فراهم کند. زیرادر دهه‌های آینده، تغییرات آب و هوایی صدها میلیون نفر را در معرض اثرات آن قرار خواهد داد.

استان گیلان بعنوان یکی از استان‌های سواحل جنوبی دریای خزر، از جمله قطب‌های اصلی تولیدات کشاورزی و دامی و همچنین قطب اصلی جذب گردشگری بعلت شرایط آب و هوایی، سواحل، کوهستان، جنگل‌ها و مراتع سرسبز است. از دیگر ویژگی‌های انسانی که باعث شده این منطقه از کشور از بازدیدکنندگان بی‌شمار برخوردار باشد سرعت دسترسی از پایتخت و کلان شهرهای مجاور به این ناحیه است. در این ناحیه مخاطرات اقلیمی از جمله موج‌های گرم و سرد، برف‌های سنگین، آتش‌سوزی جنگل‌ها در اثر باد گرم (فون)، رعد و برق، تگرگ،

مشاهده می‌شود. چانگنون<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۳) توزیع زمانی میزان بخار آب سطحی جو را به هنگام وقوع گرمای فرین در شیکاگو بررسی و گرمای فرین را معادل حداقل سه روز متوالی با دمای حداقل بیش از ۲۴ درجه سانتی‌گراد و دمای حداکثر بیشتر از ۳۵ درجه سانتی‌گراد تعریف کردند. نتایج نشان داد میانگین نقطه شبنم در هر رخداد گرم بطور قابل توجهی در طی زمان نوسان می‌کند، اما در مجموع افزایش می‌یابد. همینطور میانگین ساعتی مقدار نقطه شبنم تا قبل از ۱۹۸۰ پایین‌تر از ۲۱ درجه سانتی-گراد بود که به ۲۴ درجه سانتی‌گراد در اواسط ۱۹۹۰ افزایش یافت. دومینکوس<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۳) با بررسی تغییرپذیری رخدادهای دمای فرین با استفاده از آزمون من-کندال<sup>۵</sup> و ویل کوسکی<sup>۶</sup> در مرکز و جنوب اروپا در طی قرن ۲۰ام نتیجه گرفتند که نوسانات طولانی مدت شدید در فراوانی‌های هر دو رخداد فرین سرد زمستانه و گرم تابستانه در طی قرن ۲۰ام وجود داشته است. تغییرات منظم مربوط به کل دوره نشان‌دهنده تمایل کم به گرم شدن است، اما فقط برخی از تغییرات، عمدتاً در شمالی‌ترین ایستگاه‌ها، از نظر آماری معنی‌دار بوده است. بل<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۰۴) تغییرات منطقه‌ای رخدادهای حد اقلیمی را تحت سناریوی اقلیم آینده بررسی و نشان دادند ایالت کالیفرنیا منطقه اقلیمی پیچیده‌ای است که نسبت به تغییرات منابع آب آسیب‌پذیر است. آنها معتقدند با افزایش دو برابری غلظت دی اکسید کربن جو، از نظر آماری افزایش قابل توجهی در حداقل و حداکثر دما رخ می‌دهد. همچنین افزایش دمای روزانه منجر به افزایش امواج گرمایی طولانی‌مدت و طول فصل رشد می‌شود. بنیستون<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) با بررسی موج

نشان دادند قرارگیری پشته حاصل از مراکز واچرخندی بر روی نیمه غربی ایران در روز اوج موج گرم و با همگرا شدن هوا سبب فرونشینی و نشست هوا و در نهایت گرم شدن آن به صورت آدیاباتیک می‌شود. بررسی موج گرم از ۴۸ ساعت قبل از شروع آن تا پایان موج و گذشتن از روی منطقه نشان می‌دهد که مراکز پرفشار جنب حاره ابتدا بر روی عربستان و شمال شرق آفریقا بسته می‌شوند و از روی دریای سرخ و عربستان عبور کرده و تا پایان موج گرما از شرق ایران گذشته و بعد از آن ضعیف شده و به عرض‌های پایین جابجایی شوند. اسماعیل‌نژاد (۲۰۱۶) با تحلیل مکانی امواج گرم جنوب شرق ایران با استفاده از صدک ۹۰ام نشان داد دو کانون با فراوانی بالا HWS (بیش از ۲ روز در سال) در طی آوریل تا اکتبر در منطقه جلگه‌ای جازموریان و نواحی شمالی سیستان و بلوچستان وجود دارد. HWS بطور معنی-داری در طی دوره مورد مطالعه در بیشتر مناطق استان بویژه در نواحی شمال غربی و غرب سیستان و بلوچستان افزایش یافته است. همچنین روند افزایشی HWS بعد از سال ۲۰۰۵ در کل منطقه و بطور خاص در سیستان و بلوچستان شمالی و جنوب شرقی ناحیه ساحلی رخ داده است. روشن و همکاران (۲۰۱۸) با تحلیل مکانی و زمانی آسایش حرارتی انسان در فضای باز، هنگام امواج گرما و سرما در ایران نشان دادند براساس سه آستانه بدست آمده از روش‌های مختلف، هیچ موج سردی (CW) در جنوب غربی ایران و ایستگاه‌های نوار ساحلی خلیج فارس و دریای عمان مشاهده نمی‌گردد. اما فراوان‌ترین رخداد موج سرد در نواحی مرتفع شمال غرب، شمال شرق و سلسله ارتفاعات زاگرس اتفاق افتاده است. در مقایسه با امواج سرد، امواج گرم در سرتاسر کشور قابل شناسایی هستند. با وجود اینکه آستانه حداکثر رخداد این مخاطره اقلیمی در ساحل جنوبی ایران رخ می‌دهد اما بیشترین رخداد آن در نواحی مرزی ایران شرقی

۳. Changnon

۴. Domonkos

۵. Mann-Kendal

۶. Wilcoxon

۷. Bell

۸. Beniston

و رخدادهای حد موج گرم و سرد استفاده کردند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد WRF می‌تواند روندهای دما (اعم از میانگین، حداکثر، حداقل، حداکثر و حداقل فصلی) را در اکثر بخش‌های اروپا به استثناء شبه جزیره ایبری، مدیترانه و مناطق ساحلی شبیه‌سازی کند. همچنین این مدل کاهش آرام دما از ۱۹۵۰ تا ۱۹۷۰ و افزایش پیوسته دما از ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ را بر روی اروپا شبیه‌سازی کرده است. شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهد وقوع حدود ۸۰ درصد کل موج‌های گرم در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ به همراه حداکثر تعداد دوره‌های موج گرم/سرد بر روی اروپای شرقی و مرکزی، هماهنگی خوبی با مشاهدات دارد. همچنین همبستگی نسبتاً ضعیف و تورش بالا برای دوره‌های موج گرم/سرد بر روی نواحی توپوگرافیکی پیچیده منطقه ایبری و مدیترانه، جایی که فرایندهای سطحی زمین نقش مهمی در اقلیم محلی بازی می‌کنند مشاهده می‌گردد. اسپینونی<sup>۱۲</sup> و همکاران (۲۰۱۵) برای بررسی امواج گرم و سرد منطقه کارپات<sup>۱۳</sup> ایتالیا، دمای بالای صدک ۹۰ام و دمای پایین صدک ۱۰ام را با توالی حداقل ۵ روزه به ترتیب برای موج گرم و سرد تعریف کردند. الگوهای مختلف مکانی برای امواج گرم و سرد در منطقه کارپات شناسایی و رخداد موج گرم بیانگر افزایش کلی در همه پارامترهای مورد بررسی است، در حالیکه رخداد موج سرد نشان‌دهنده کاهش همه متغیرها در غرب منطقه کارپات و افزایش در شمال-شرق منطقه کارپات می‌باشد. سچرینی<sup>۱۴</sup> و همکاران (۲۰۱۶) با بررسی اندازه و فرکانس امواج گرم و سرد دهه‌های اخیر در آمریکای جنوبی نشان دادند که افزایش در شدت و فراوانی امواج گرم رخ داده است. در مقابل تغییرات معنی‌داری در امواج سرد مشاهده نشده است.

گرم سال ۲۰۰۳ اروپا نشان داد که این موج از ماه ژوئن تا سپتامبر طول کشیده و نتایج مدل نشان دهنده آن است که در ازای افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای جو، دمای تابستان بطور متوسط در حدود ۴ درجه سانتی‌گراد افزایش و در پی آن فراوانی امواج گرم فرین افزایش می‌یابد. هررا<sup>۹</sup> و همکاران (۲۰۰۵) دمای فرین تابستانه شبه جزیره ایبری و اثر آن بر مرگ و میر روزانه دو شهر بزرگ لیسبون و مادرید را بر مبنای مدل باکس-جنکینز تحلیل و نشان دادند که در هر دو مورد اثر تحریک کننده دمای حداکثر روزانه بیش از آستانه معین (۳۴ درجه در لیسبون و ۳۶ درجه در مادرید) بر روی مرگ و میر امری واضح بوده و اثر شدیدترین رخدادهای گرم با تعداد مرگ و میر در طی سه روز متوالی با دمای بالای سطح آستانه در هر دو شهر خیلی مشابه هستند. بنابراین شهر لیسبون با ۳۱ درصد، تاثیر بیشتری را در مقایسه با مادرید (۲۱ درصد) نشان می‌دهد. این تفاوت را می‌توان به عوامل جمعیتی و اقتصادی-اجتماعی نسبت داد. بارنت<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۲) با مطالعه موج‌های گرم و سرد ایالات متحده آمریکا نشان دادند که به طور کلی افزایش مرگ و میر ناشی از امواج سرد کوچک بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و حتی شواهدی از کاهش خطر در سردترین امواج وجود دارد. همچنین امواج گرم به ویژه برای گرم‌ترین آستانه گرما، خطر مرگ را افزایش داده، و امواج سرد با شدت بالا خطرناک نبودند. امواج سرد قبل از شروع فصل سرد و امواج گرم قبل از شروع فصل گرم بیشتر خطرناک بودند. داساری<sup>۱۱</sup> و همکاران (۲۰۱۴) برای شبیه‌سازی اقلیم منطقه‌ای اروپا بمدت ۶۰ سال (۱۹۵۰ تا ۲۰۱۰) از مدل WRF و داده‌های ۲/۵ درجه‌ای NCEP لایه مرزی دمای هوا

۱۲. Spinoni  
۱۳. Carpathian  
۱۴. Ceccherini

۹. Herrera  
۱۰. Barnett  
۱۱. Dasari

دوره‌های گرم تابشی (تیپ A) که از طریق گرم شدن توده هوا در اثر مقدار بالای تابش ایجاد شده و در فصل گرم نیز غالب است، و ۲) امواج و دوره‌های گرم همرفتی (تیپ B) که عمدتاً از طریق همرفت هوای گرم در فصول زمستان و انتقالی ایجاد می‌شود. جیریناس<sup>۲۰</sup> و همکاران (۲۰۱۷) ویژگی‌های اقلیمی و هم‌دیدگی امواج گرم برزیل را مورد بررسی قرار داده و معتقدند وجود روند مثبت و معنی‌دار در فراوانی HW از سال ۱۹۸۰ بویژه در شهرهای سائوپائولو<sup>۲۱</sup>، مانائوس<sup>۲۲</sup> و رسیف<sup>۲۳</sup> قابل اثبات بوده و در آخرین دهه، شهر برازیلیا<sup>۲۴</sup> بیشترین تعداد روزهای سال همراه با رژیم HW را در مقایسه با شهر ریو دو ژانیرو<sup>۲۵</sup> با کمترین تعداد رژیم HW نشان می‌دهد. کیم<sup>۲۶</sup> و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند سه مدل گردش عمومی جو (AGCMs) بطور پیوسته نقش مهمی در رخداد گرم فرین کره زمین داشته‌اند. افزایش احتمال وقوع گرمای فرین در تابستان ۲۰۱۳ در حدود ۲۰ بار مشاهده شده است که نتایج بدست آمده از فاز ۵ مدل زوجی مقایسه‌ای GCM زوجی را پشتیبانی می‌کند. دیپیتتری و مک فیروسون<sup>۲۷</sup> (۲۰۱۹) با بررسی مخاطرات آب و هوایی ۱۴۰ ساله شهر نیویورک نتیجه گرفتند که مخاطرات به طور سیستماتیک با امواج گرم به عنوان مرگبارترین و طوفان‌ها به عنوان هزینه‌برترین حوادث بر شهر تاثیر گذاشته‌اند. همچنین وقایع حد سیلابی و امواج گرم به طور منظم بر روی شهر در گذشته تاثیر داشته و روند افزایشی در متوسط تعداد مخاطرات در هر دهه مشاهده می‌شود. سیموئز دوس ریس<sup>۲۸</sup> و همکاران

علاوه بر این، روند دامنه تغییرات سالانه ( $\bar{T}_{max} - \bar{T}_{min}$ ) بیشتر از ۱ درجه سانتی‌گراد در دهه در منطقه برون حاره، مثبت بوده و بیشتر از ۰/۵ درجه سانتی‌گراد در دهه در منطقه حاره‌ای، منفی بوده است. مهدی و دکاله<sup>۱۵</sup> (۲۰۱۶) اقلیم‌شناسی طولانی‌مدت و روند امواج گرم و سرد را در بهار جنوبی<sup>۱۶</sup> هند را بررسی و نشان دادند که فرین‌های دمایی با فراوانی زیاد به ترتیب به میزان ۰/۱۵ و ۰/۱۷ با سطح معنی‌داری ۹۵ درصد در سال کاهش می‌یابند. نتایج نشان داد فراوان‌ترین امواج گرم در منطقه IIIA و IIIB به ترتیب در ماه می و ژوئن نیز داغ‌تر و طولانی‌تر از سایر ماه‌های دوره هستند، اما امواج سرد ماه ژانویه در هر دو منطقه نیز از فراوانی بیشتر و مدت طولانی‌تر برخوردار می‌باشند. دورده<sup>۱۷</sup> و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی توزیع مکانی روند دما و فرین‌های ایالت ماهاراشترا و کارناتاکا<sup>۱۸</sup> هند نشان دادند که در طی ۳۸ سال (۱۹۶۹ تا ۲۰۰۶)، افزایش در  $T_{max}$  و  $T_{min}$  رخ داده است. در اکثر مناطق افزایش  $T_{max}$  سریع‌تر از  $T_{min}$  بوده و باعث افزایش دامنه تغییرات دمایی روزانه شده است. در همین زمان، متوسط دمایی سالانه (TM) افزایش معنی‌داری را در ناحیه مورد مطالعه نشان می‌دهد. همچنین افزایش رخداد فرین-های گرم در نواحی جنوبی و فرین‌های سرد در نواحی مرکزی و شمال شرقی این ناحیه مشاهده شده و رخداد شرایط موج سرد در مقایسه با شرایط موج گرم نیز افزایش سریع‌تری داشته است. اسفیکا<sup>۱۹</sup> و همکاران (۲۰۱۷) آستانه صدک ۹۰ام دمایی حداکثر و توالی حداقل سه روزه را برای شناسایی امواج گرم در نظر گرفتند. بدین ترتیب با واکاوی هم‌دیدگی ۱۱۱ موج گرم و ۴۲۳ دوره گرم، دو تیپ اصلی (۱) امواج و

۲۰. Geirinhas

۲۱. Sao Paulo

۲۲. Manaus

۲۳. Recife

۲۴. Brasília

۲۵. Rio de Janeiro

۲۶. Kim

۲۷. Depietri & McPhearson

۲۸. Simoes dos Reis

۱۵. Mahdi & Dhekale

۱۶. Southern Bihar

۱۷. Dhorde

۱۸. Maharashtra and Karnataka

۱۹. Sfica

در بخش‌های مختلف جامعه چندان قابل درک نیست. از لحاظ تاریخی، امواج گرم و سرد بیش از هر خطر طبیعی دیگر، افراد بشر را در معرض خطر مرگ و میر قرار می‌دهند. گرچه امواج گرم و سرد امری غیرمعمول نیستند، اما گرایش به سمت امواج گرم و سرد مکرر و شدیدتر، نگران کننده است. پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۵۰ تعداد مرگ و میرهای ناشی از امواج گرم و سرد به تبع افزایش فرکانس و شدت این امواج تحت تغییرات آب و هوای ناشی از گرم شدن کره زمین به میزان قابل توجهی افزایش یابد. اثرات امواج شدید گرم و سرد در بسیاری از بخش‌های جامعه، از عموم مردم گرفته تا سازمان‌ها و صنایع دولتی، بهداشت، خدمات، تجارت، کشاورزی و زیرساخت‌ها متظاهر می‌شود. با توجه به آثار گسترده امواج گرم بر روی حیات طبیعی و انسانی و همچنین زیرساخت‌های ایجاد شده توسط انسان، لزوم مطالعه آنها با توجه به افزایش رخدادشان باید جزء ضرورت‌های مطالعات اقلیمی ناحیه ساحلی دریای خزر و استان گیلان در نظر گرفته شود.

### داده‌ها و روش‌ها

به منظور بررسی امواج گرم استان گیلان از دمای حداکثر روزانه بمدت ۴۰ سال (۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰) استفاده شده است. داده‌های دمای حداکثر از سایت مرکز اروپایی پیش‌بینی میان‌مدت جو<sup>۲۹</sup> تحت نسخه ERA<sup>۵</sup> برای طول جغرافیایی  $48^{\circ}$  و  $22^{\circ}$  تا  $50^{\circ}$  و  $36^{\circ}$  طول شرقی و عرض جغرافیایی  $36^{\circ}$  و  $33^{\circ}$  تا  $38^{\circ}$  و  $27^{\circ}$  عرض شمالی تهیه گردید. اندازه هر یاخته نیز  $0.25^{\circ} \times 0.25^{\circ}$  بوده و ماتریسی به ابعاد  $10 \times 10$  سطر و ستون تشکیل شد که ۱۰۰ یاخته را در هر بار اندازه‌گیری پوشش می‌دهد. در شکل ۱ موقعیت محدوده مورد مطالعه و شبکه‌بندی آن آورده شده است.

(۲۰۱۹) نیز ۵۴ و ۳۴ موج گرم را به ترتیب در ناحیه اول و دوم منطقه جنب حاره‌ای با استفاده از روش صدک‌ها شناسایی کردند که بیشتر در زمستان و بهار و کمتر در تابستان رخ می‌دهند. همچنین رابطه نزدیکی بین نوسان دهه‌ای اقیانوس آرام<sup>۲۹</sup> و نوسان ال‌نینوی جنوبی<sup>۳۰</sup> مشاهده می‌شود که هر دوی آنها قادر به تعدیل امواج گرمایی در دو ناحیه هستند. در ناحیه اول بیشترین تعداد امواج گرم در طی فاز گرم (سرد) نوسان دهه‌ای اقیانوس آرام مشاهده شده و در مواقعی که انسو در فاز خنثی قرار دارد بیشترین امواج گرم در هر دو ناحیه اتفاق می‌افتد. ونلان<sup>۳۱</sup> و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی امواج سرد در چین شمالی نشان دادند که فراوانی رخداد سالانه امواج سرد کاهش یافته و مدت‌شان نیز کوتاه‌تر شده است. عبارتی زمان شروع‌شان دیرتر و زمان خاتمه آنها زودتر اتفاق می‌افتد. با این وجود دمای موج سرد سالانه و روندهای مکانی رخداد امواج سرد برحسب فراوانی و مدت افزایش یافته و متعاقب آن دمای موج سرد در اکثر مناطق چین شمالی افزایش نشان می‌دهد. بسون<sup>۳۲</sup> و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از روش رگرسیون کریگینگ شبکه منظم ۱ کیلومتری دمای حد روزانه (امواج گرم و سرد) نشان دادند که مدت موج گرم سال ۲۰۰۶ نیز ۳ روز کوتاه‌تر از دوره مرجع بوده و آخرین و طولانی‌ترین موج گرم شرق فرانسه در سال ۲۰۱۸ اتفاق افتاده است. همچنین شمال شرق فرانسه و برخی کشورهای منطقه مدیترانه توسط موجی که دارای رتبه دو و سه برحسب شدت جهانی است متاثر شده و منطقه ساحلی اقیانوس اطلس کمتر از موج تاثیر پذیرفته است.

علیرغم اینکه امواج گرم و سرد یکی از رایج‌ترین خطرات طبیعی هستند، ولی هنوز تأثیرات متنوع آن

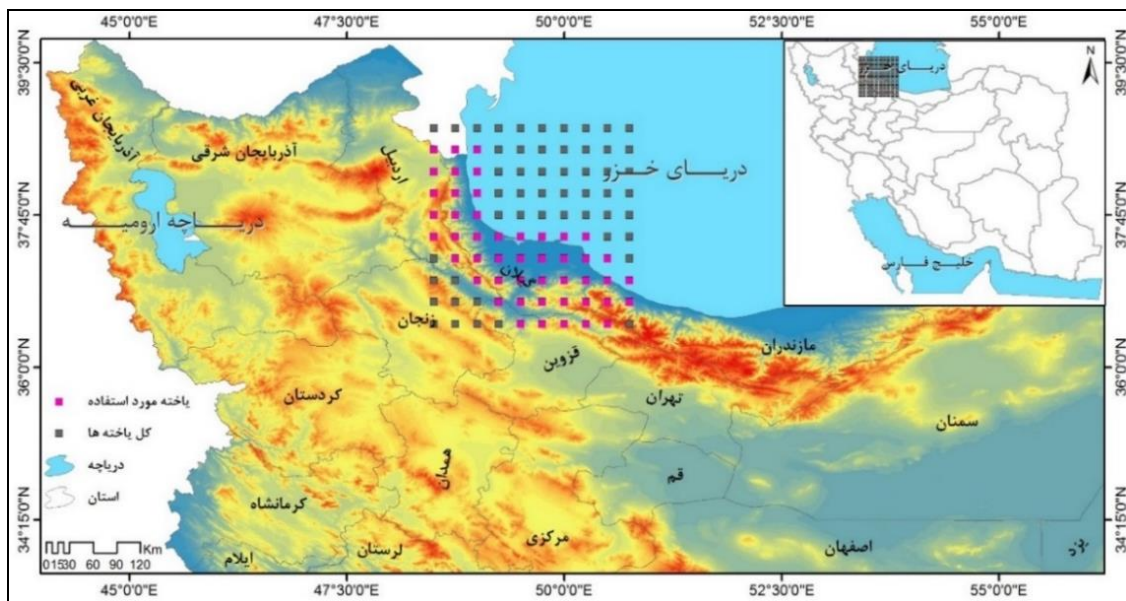
۲۹. Pacific Decadal Oscillation

۳۰. El Nino-Southern Oscillation (ENSO)

۳۱. Wenlan

۳۲. Besson

۳۳. European center for Medium-Range Weather



شکل ۱: شبکه بندی  $0.25^\circ \times 0.25^\circ$  داده های بازتحلیل سایت ECMWF نیز تحت عنوان ERA<sup>۵</sup> (منبع: نویسندگان ۱۴۰۲)

- شدت بی مقیاس شده زیرشاخه موج گرم <sup>۳۷</sup>: به جمع دماهای حداکثر سه روزه یک زیرشاخه موج گرم گفته می شود.
  - شدت زیرشاخه موج گرم <sup>۳۸</sup>: شدت بی مقیاس شده زیرشاخه موج گرم به مقدار احتمال بین صفر تا ۱ تبدیل می شود، که به شدت زیرشاخه موج گرم معروف است.
  - شدت موج گرم <sup>۳۹</sup>: شدت هر موج گرم بصورت جمع شدت های  $n$  زیرشاخه موج گرم تعریف می گردد.
  - شاخص شدت موج گرم <sup>۴۰</sup>: به حداکثر تمامی شدت های موج گرم در یک سال مفروض گفته می شود.
- در همین راستا به منظور تحلیل الگوی فضایی امواج گرم از دو آماره I موران جهانی و محلی استفاده گردید. آماره I موران برای توصیف خودهمبستگی و الگوی فضایی مورد استفاده قرار گرفته و مقدار این آماره با رابطه زیر مشخص می شود.

- در این پژوهش، آستانه دما برای شناسایی امواج گرم نیز صدک ۹۰ام دمای حداکثر روزانه هر یاخته در طی ۴۰ سال بوده است. بر این اساس، ۱۰۰ آستانه دمایی برای ۱۰۰ یاخته با استفاده از سری زمانی دمایی روزانه ۴۰ ساله شناسایی شد. سپس مراحل زیر جهت تعیین یک موج گرم (HW) طی گردید:
- آستانه روزانه <sup>۳۴</sup>: با استفاده از تعریف بالا، آستانه روزانه برای دوره مرجع (۱۹۸۱ تا ۲۰۲۰) محاسبه می شود.
- انتخاب موج گرم <sup>۳۵</sup>: برای هر سال تمامی امواج گرم که دارای حداقل سه روز متوالی دمایی حداکثر بالای مقدار آستانه روزانه دارند انتخاب می گردند.
- موج گرم به زیرشاخه موج گرم <sup>۳۶</sup>: هر موج گرم به  $n$  زیرشاخه موج گرم تجزیه می شود، در اینجا یک زیر شاخه موج گرم نیز موج گرمی با توالی سه روزه است.

<sup>۳۷</sup>.Subheat wave unscaled magnitude  
<sup>۳۸</sup>.Subheat wave magnitude  
<sup>۳۹</sup>.Heat wave magnitude  
<sup>۴۰</sup>. Heat wave magnitude index

<sup>۳۴</sup>.Daily threshold  
<sup>۳۵</sup>.Heat wave selection  
<sup>۳۶</sup>.Heat wave to subheat waves

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \quad (3)$$

در این رابطه  $n$  برابر با تعداد کل عوارض است. در این آماره امتیاز استاندارد  $Z$  محاسبه شده و در یک سطح اطمینان مورد آزمون قرار می‌گیرد. امتیاز استاندارد  $ZI_i$  به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$ZI_i = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (4)$$

در این رابطه امید ریاضی  $E[I_i]$  برابر با

$$E[I_i] = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} \quad (5)$$

و واریانس  $V[I_i]$  برابر با

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad (6)$$

در این تحلیل اگر مقدار  $I_i$  مثبت و معنی‌دار باشد بیانگر این است که سلول‌های موجود توسط سلول-های مشابه خود محاصره شده‌اند. مقادیر مثبت  $I_i$  نشان‌دهنده این است که سلول مورد نظر با مقادیر مشخص توسط سلول‌هایی با مقادیر مشابه احاطه شده است (بالا-بالا یا پایین-پایین)، و به اینگونه سلول‌ها خوشه گفته می‌شود. از طرف دیگر مقادیر منفی و معنی‌دار  $I_i$  بیانگر آن است که سلول مورد نظر توسط سلول‌هایی که از لحاظ ارزشی اصلاً مشابهتی با یکدیگر ندارند احاطه شده است (بالا-پایین یا پایین-بالا)، که به اینگونه سلول‌ها، ناخوشه گفته می‌شود و وجود چنین سلول‌هایی حاکی از همبستگی فضایی منفی است (علیجانی و همکاران، ۱۳۹۴).

#### یافته‌های تحقیق

محاسبات آماره  $I$  موران جهانی طول موج‌های گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵، ۱۸، ۲۱، ۲۴، ۲۷ و ۳۰ روزه ۳۵۵۸، یاخته ناحیه گیلان به همراه مقدار شاخص  $I$  موران، شاخص مورد انتظار، واریانس، نمره  $P$ ،  $Z$ ، روش فاصله و نوع الگو در جدول ۱ آورده شده است.

$$I = \frac{n}{S_i} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

بطوریکه  $x_i$  و  $x_j$  مقادیر متغیر را در سلول  $i$  و  $j$  نشان می‌دهد. همچنین  $\bar{x}$  میانگین ویژگی هر سلول را مشخص می‌کند.  $w_{ij}$  نیز مقدار وزن فضایی سلول‌های  $i$  و  $j$  می‌باشد. اگر  $i$  و  $j$  در همسایگی یکدیگر قرار گرفته باشند، مقدار  $w_{ij}$  برابر با یک است. در غیر اینصورت، یعنی  $i$  و  $j$  در همسایگی یکدیگر نباشند، مقدار  $w_{ij}$  صفر خواهد شد.  $S_i$  نیز مجموع تمام عناصر را نشان می‌دهد. دامنه تغییرات شاخص  $I$  موران بین -۱ تا +۱ است. اگر مقادیر موران معنی‌دار و بزرگتر از صفر باشد، همبستگی فضایی مثبت وجود داشته و متغیر حالت خوشه‌ای دارد، در غیر اینصورت همبستگی فضایی منفی بوده و متغیر پراکنده است. زمانی که  $Z(I)$  صفر باشد، الگوی تصادفی در آن متغیر وجود دارد و همبستگی فضایی به مقادیر نمره  $Z$  وابسته است. حال اگر مقادیر نمره  $Z$  مثبت باشد، الگوی فضایی متغیر مورد نظر الگوی خوشه‌ای خواهد شد. همچنین معنی‌داری نمره  $Z$  زمانی است که مقادیر آن بزرگتر از مقدار مورد انتظار  $1/96$  و یا بیش از  $2/58$  باشد (خسروی و بحری، ۱۳۹۷).

تحلیل خوشه و ناخوشه نیز به شاخص  $I$  موران محلی (آنسلین) نیز معروف است، این شاخص الگوی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد. برای تحلیل خوشه و ناخوشه، مقدار شاخص  $I$  موران محلی، نمره  $Z$  و  $P$  value که بیانگر معنی‌داری شاخص است، محاسبه می‌شود. این آماره براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x}) \quad (2)$$

در این رابطه،  $x_i$  ویژگی سلول  $i$  و  $\bar{x}$  میانگین ویژگی مربوطه و  $w_{ij}$  وزن فضایی بین سلول  $i$  و  $j$  می‌باشد. مقدار  $S_i^2$  از رابطه زیر بدست می‌آید.



جدول ۱: شاخص I موران جهانی امواج گرم با طول موجهای مختلف (منبع: نویسندگان ۱۴۰۲)

ماه	طول موج	شاخص I موران	شاخص مورد انتظار	واریانس	نمره Z	P Value	روش فاصله	نوع الگو
ژانویه	روزه ۳	۰/۹۷۳۴	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۴۴۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۸۲۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۲۲۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۰۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۴۴۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۷۴۳	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۵۰۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۸۳۲۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۵	۶۹/۰۶۵	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۸	۰/۹۶۷۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۰۶۲	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
فوریه	روزه ۳	۰/۹۶۲۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۵۸۲	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۴۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۵۳۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۸۷	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۱۰۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
مارس	روزه ۳	۰/۹۸۰۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۹۷۹	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۹۲	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۹۱۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۷۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۸۰۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۰۵۱	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
آوریل	روزه ۳	۰/۹۸۴۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۳۸۳۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۶۵۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۷۸۱۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۵۲۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۸/۷۵۶۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
می	روزه ۳	۰/۹۷۱۴	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۱۲۸۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۹۸	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۹۵۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۵۲۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۸/۷۵۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
ژوئن	روزه ۳	۰/۹۶۶۴	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۸۶۹	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۸۸	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۸۷۵	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۷۱۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۳۱۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۶۷۰	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۹۰۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۲۴۲	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۶/۵۲۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۸	۰/۹۰۷۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۵	۷۵/۳۹۹	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
ژوئای	روزه ۳	۰/۹۶۷۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۹۲۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۷۴	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۷۷۴	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۵۳	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۷۷۱	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۶۵۷	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۷۸۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۷۱۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۳۳۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
آگوست	روزه ۳	۰/۹۷۸۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۸۲۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۶۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۷۱۴	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۷۰۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۱۹۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۸۸۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۷۳۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۹۷۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۲/۴۷۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۸	۱/۰۰۵۲	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۳/۰۹۱	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
سپتامبر	روزه ۳	۰/۹۸۴۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۲/۵۰۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۷۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۷۶۸	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۷۳۳	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۴۲۱	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۸۷۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۵۹۴	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۰۷۹	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۵	۷۵/۳۹۹	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
اکتبر	روزه ۳	۰/۹۸۴۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۱/۳۵۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۶۳۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۶۳۰	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۶۲	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۸۷۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
نوامبر	روزه ۳	۰/۹۵۳۷	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۸/۸۰۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۶۷۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۹۷۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۶۵۷	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۷۹۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۶۱۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۷۹/۴۷۳	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۷۷۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۸۵۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
دسامبر	روزه ۳	۰/۹۶۴۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۷۹/۷۰۵	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۶	۰/۹۷۵۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۷	۸۰/۶۱۶	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۹	۰/۹۷۱۱	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۳۷۷	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۲	۰/۹۶۸۵	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۰۴۹	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای
	روزه ۱۵	۰/۹۶۷۶	-۰/۰۰۰۲۸۱	۰/۰۰۰۱۴۶	۸۰/۰۶۲	۰/۰۰۰	اقلیدسی	خوشه‌ای

نوع غیرتصادفی است. زیرا مقدار Z محاسبه شده در هر سه سطح اطمینان یعنی ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد ( $\alpha = 0.10$ ،  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$ ) بزرگتر از مقدار

نتایج محاسبه آماره I موران جهانی فراوانی امواج گرم ماه ژانویه در این جدول نشان می‌دهد که الگوی مشاهده شده امواج گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵، ۱۸ روزه از

پایین-پایین بصورت نواحی معین در سطح استان گسترده شده‌اند. قسمت اعظم مساحت استان دارای رفتار تصادفی نسبت به تشکیل خوشه هستند، بعبارتی عدم معنی‌داری تشکیل خوشه کاملاً واضح است. اما الگوی خوشه‌ای با مقادیر بالا در نواحی ساحلی و کوهپایه‌ای تالش، شهرستان انزلی و شهرستان رودبار و ارتفاعات ماسوله برای امواج گرم ۳ روزه مشاهده می‌شود. همینطور خوشه‌های با مقادیر پایین-پایین بصورت نواحی مجزا در محدوده جلگه‌ای و کوهپایه‌ای استان و همچنین در منتهی‌الیه شهرستان آستارا و شهرستان رودسر قابل شناسایی هستند. بررسی امواج گرم ۶ روزه با این روش بیانگر آن است که خوشه‌های با مقادیر بالا-بالا در مناطق کوهستانی تالش، ماسوله و ارتفاعات غرب شهرستان رودبار و خوشه‌های با مقادیر پایین-پایین بیشتر در ناحیه جلگه مرکزی و شرق استان تشکیل شده‌اند. الگوی فراوانی امواج گرم ۹ روزه از نوع خوشه‌ای بوده و نواحی کوهستانی ارتفاعات شرق گیلان و محدوده کوچکی واقع در ارتفاعات تالش دارای الگوی خوشه‌ای بالا-بالا و الگوی خوشه‌ای پایین-پایین بصورت نواحی کوچک از شمال تا شرق استان مشاهده می‌شوند. در این راستا الگوی شکل گرفته فراوانی امواج گرم ۱۲ روزه حاکی از آن است که خوشه بالا-بالا در نواحی کوهستانی غرب شهرستان رودبار تا ارتفاعات جنوب شهرستان تالش امتداد می‌یابد. همچنین الگوی خوشه‌ای پایین-پایین از محدوده شمال شهرستان آستانه اشرفیه تا غرب شهرستان انزلی و ارتفاعات شرقی شهرستان رودبار و رودسر کشیده شده است. همانگونه که از این شکل پیداست با افزایش طول موج فراوانی رخداد امواج گرم، از وسعت و پراکندگی انواع خوشه‌ها در سطح استان کاسته می‌شود. بطوری که الگوی خوشه‌ای HH و LL فراوانی امواج گرم ۱۵ روزه محدود به ارتفاعات غربی استان (در مجاورت هم) و الگوی

Z برابر با  $+۱/۶۵$ ،  $+۱/۹۶$  و  $+۲/۵۸$  بدست آمد. در نتیجه فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر تصادفی بودن الگوی فراوانی امواج گرم با طول موج‌های مختلف رد و فرض خلاف صفر ( $H_1$ ) مبنی بر غیر تصادفی بودن الگوی فراوانی رخداد امواج گرم تایید می‌گردد. بعبارت دیگر الگوی خوشه‌ای بر فراوانی امواج گرم ماه ژانویه در استان گیلان حاکم بوده و عدم همگنی مکانی و رفتار غیر یکنواخت فراوانی رخداد آنها در بازه‌های مختلف به اثبات می‌رسد. الگوی خوشه‌ای نیز در مورد فراوانی امواج گرم سایر ماه‌های سال نیز صدق کرده و بیانگر آن است که عدم همگنی مکانی در فراوانی رخداد امواج گرم ماه‌های مختلف سال وجود داشته و رفتار غیر تصادفی آن را تبیین می‌کند. لازم به ذکر است که مقدار شاخص I موران فراوانی امواج گرم در تمامی ماه‌های سال و برای تمامی بازه‌ها از نوع مثبت بوده، و این نشان‌دهنده بزرگتر یا کوچکتر بودن مقدار فراوانی موج گرم هر یاخته از مقدار متوسط فراوانی رخداد آن است.

همچنین معنی‌داری الگوی خوشه‌ای فراوانی رخداد امواج گرم ماه‌های مختلف سال در هر سه سطح اطمینان مورد بررسی تایید می‌گردد و فرض خلاف صفر برای فراوانی رخداد امواج گرمایی تمامی ماه‌ها و بازه‌ها پذیرفته می‌شود. در نهایت اینکه فراوانی رخداد امواج گرم ناحیه مورد مطالعه از لحاظ زمانی و مکانی ناهمگن عمل می‌کنند. در شکل ۲ و ۳ نتایج محاسبه آماره I موران محلی ۱۲ ماه سال برای طول موج-هایمختلف امواج گرم آورده شده است که به ترتیب مورد بررسی قرار می‌گیرد:

در راهنمای نقشه‌های شکل ۲، پنج گزینه بی‌معنی، خوشه بالا-بالا، برون‌هسته بالا (ناخوشه بالا)، برون-هسته پایین (ناخوشه پایین) و خوشه پایین-پایین آماره I موران محلی فراوانی امواج گرم ماه ژانویه برای بازه‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵ و ۱۸ روزه آورده شده است. چنانچه مشاهده می‌شود الگوی خوشه‌ای بالا-بالا و

خوشه‌ای HH فراوانی امواج گرم ۱۸ روزه محدود به نواحی کوهستانی شرق استان هستند.

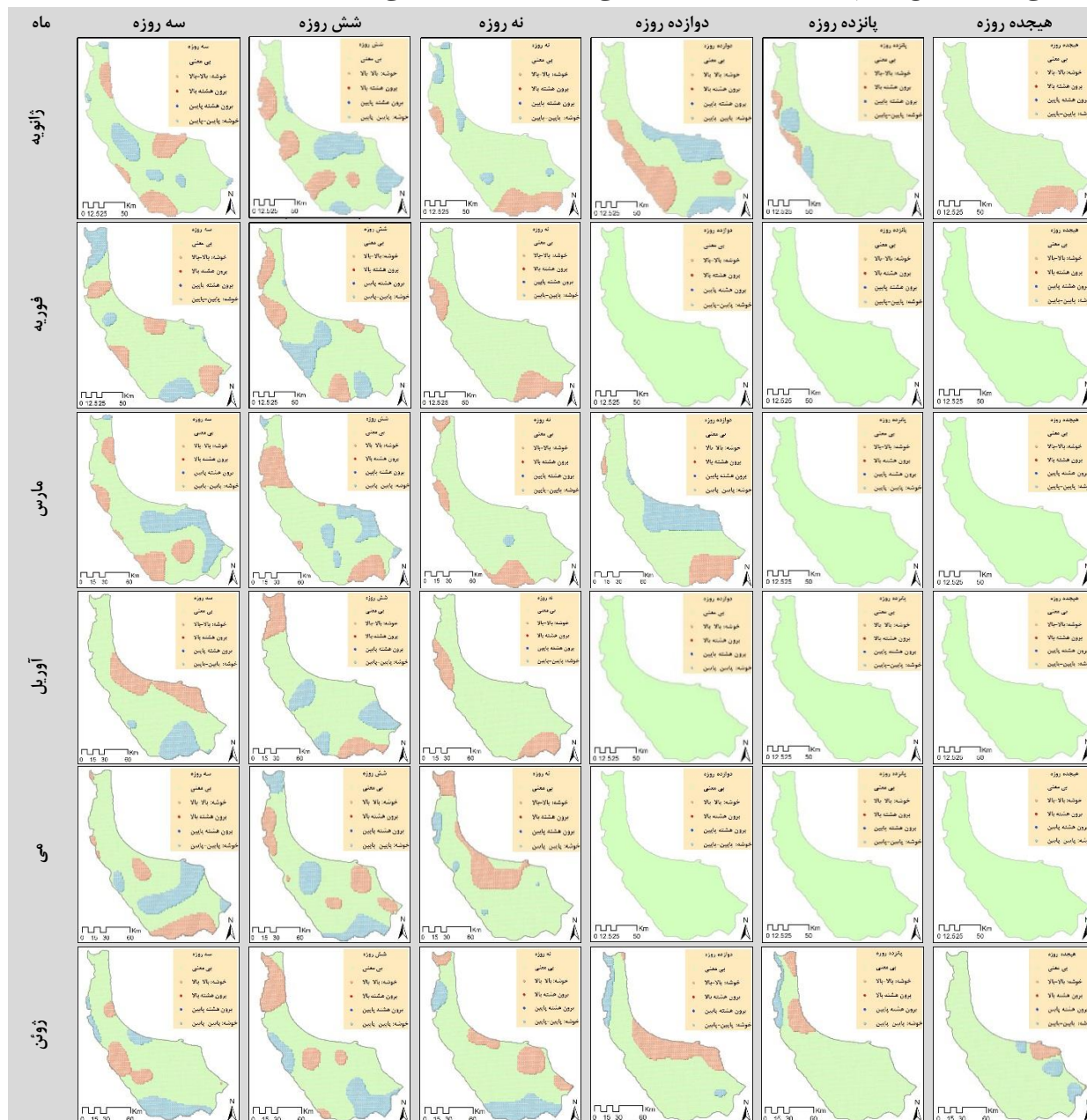
شاخص I موران محلی فراوانی امواج گرم ۳، ۶ و ۹ روزه ماه فوریه نشان می‌دهد که با افزایش طول موج امواج گرم، الگوی خوشه‌ای HH و LL از تعدادی نواحی مجزا که در کل استان توزیع شده‌اند و به تعداد مشخصی از الگوهای خوشه‌ای در طول موج‌های بالاتر محدود می‌شوند. بعنوان مثال الگوی HH امواج گرم ۳ روزه در نواحی شرقی استان، شهرستان انزلی و ارتفاعات ماسوله و همچنین بخش کوچکی از ناحیه ساحلی تا مناطق کوهستانی شهرستان تالش و الگوی LL در بخش شمالی شهرستان تالش و آستارا، شهرستان رضوانشهر و ارتفاعات شرقی شهرستان رودبار مشاهده می‌شوند. این مهم نیز برای فراوانی امواج گرم ۶ روزه نشان می‌دهد که الگوی HH در مناطق کوهستانی ارتفاعات تالش، بخش ساحلی کیشهر و ارتفاعات شرقی دره سفیدرود واقع در شهرستان رودبار و الگوی LL نیز در مناطق کوهستانی شرقی شهرستان رودبار و غرب دره سفیدرود، از ناحیه جلگه‌ای تا ارتفاعات ماسوله گسترش می‌یابد. در نهایت الگوی خوشه‌ای HH امواج گرم ۹ روزه ماه فوریه به ارتفاعات تالش و مناطق کوهستانی شرق شهرستان رودبار و رودسر محدود می‌گردد. سایر مناطق استان الگوی خاصی را نشان نداده و تفاوت معنی‌دار در الگوی فراوانی رخداد امواج گرم مشاهده نمی‌شود و دارای رفتار تصادفی هستند.

شاخص I موران محلی فراوانی امواج گرم ۳، ۶، ۹ و ۱۲ روزه ماه مارس حاکی از شکل‌گیری هر دوی الگوی HH و LL در این ناحیه است، بطوریکه الگوی خوشه‌ای بالا-بالا (HH) در دره سفید، ارتفاعات تالش و ناحیه ساحلی آن و الگوی خوشه‌ای پایین-پایین (LL) از ناحیه کوهستانی شرق استان به سمت ساحل تا شهرستان انزلی و بسمت داخل جلگه مرکزی استان بصورت قوسی کشیده شده است. در همین راستا

الگوی امواج گرم ۶ روزه نسبت به امواج ۳ روزه در ماه مارس تغییراتی را نشان می‌دهد، بطوریکه ارتفاعات نواحی شرقی استان و قسمت اعظم مناطق ساحلی تا کوهستانی شهرستان تالش دارای الگوی HH و مناطق ساحلی شهرستان‌های آستانه، لاهیجان و رشت و محدوده کوچکی در جلگه مرکزی استان دارای الگوی LL هستند. الگوی خوشه‌ای بالا-بالا امواج گرم ۹ روزه محدود به نواحی کوهستانی شهرستان آستارا، تالش و رودبار بوده و الگوی LL محدوده کوچکی را در جلگه مرکزی استان در بر می‌گیرد. در نهایت الگوی HH امواج گرم ۱۲ روزه نواحی جلگه‌ای سه شهرستان آستانه، رشت، انزلی تا رضوانشهر و الگوی LL ارتفاعات شرقی دره سفیدرود واقع در شهرستان رودبار و رودسر را شامل می‌شود.

در ماه آوریل امواج گرم ۳ روزه با الگوی بالا-بالا (HH)، ناحیه جلگه‌ای سه شهرستان لنگرود، لاهیجان، رشت، انزلی و رضوانشهر تا ناحیه جنوبی شهرستان تالش را در بر می‌گیرند. در همین ماه الگوی پایین-پایین (LL) از بخش جنوبی شهرستان رشت تا ارتفاعات شهرستان رودبار و لاهیجان کشیده شده است. امواج گرم ۶ روزه در این ماه بصورت نواحی جدا از هم در سطح استان توزیع شده‌اند. بطوریکه ناحیه شمالی استان (شهرستان تالش و آستارا) و ناحیه جنوبی آن (شهرستان رودبار و رودسر) دارای الگوی HH و نواحی جلگه‌ای شهرستان رودسر، لنگرود، صومعه‌سرا و فومن دارای الگوی LL هستند. در همین راستا الگوی فراوانی رخداد امواج گرم ۹ روزه این ماه حاکی از آن است الگوی HH محدود به نواحی کوهستانی شهرستان رودسر و ارتفاعات غربی آن در شهرستان تالش است و اثری از الگوی LL در ماه آوریل برای فراوانی امواج گرم ۹ روزه در سطح استان وجود ندارد. شکل‌گیری الگوی

خوشه‌های HH و LL نشان از رفتار غیرتصادفی فراوانی رخداد امواج گرم بوده و فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن رخداد فراوانی امواج گرم در این ماه رد می‌گردد.



شکل ۲: شاخص I موران محلیفراوانی امواج گرم با طول موج‌های مختلف در شش ماه اول (منبع: نویسندگان ۱۴۰۲)

الگوی مورد نظر برای فراوانی رخداد امواج گرم ۶ روزه همین ماه نیز قابل شناسایی است، که الگوی HH شهرستان تالش و الگوی LL نیز ارتفاعات جنوبی استان، شهرستان‌های انزلی، صومعه‌سرا، فومن و همچنین بخش شمالی شهرستان تالش و آستارا را در

چنانچه از شکل پیداست امواج گرم ۳ روزه ماه می از دو الگوی بالا-بالا و پایین-پایین پیروی می‌کنند. بطوریکه الگوی HH در مناطق کوهستانی جنوبی استان و شهرستان صومعه‌سرا مشاهده شده و الگوی LL در محدوده جلگه مرکزی استان با جهت جنوب غربی به سمت ارتفاعات ماسوله کشیده شده است. دو

شوند. در نتیجه رفتار غیرتصادفی الگوی فراوانی رخداد امواج گرم ماه ژوئن در تمامی بازه‌ها با روش I موران محلی اثبات می‌شود.

در شکل ۳ تعداد زیادی پهنه‌های کوچک و بزرگ با الگوی خوشه‌ای HH و LL در سطح استان برای دوره‌های گرم ۳ روزه ماه ژولای تشکیل شده است. برای امواج گرم ۶ روزه، الگوی LL محدود به ارتفاعات شرقی استان بوده و الگوی HH بصورت چهار پهنه جدا از هم از شهرستان آستانه تا آستارا کشیده شده است. الگوی HH امواج گرم ۹ روزه در مناطق جلگه-ای و کوهپایه‌ای شرق سفیدرود و الگوی LL در ارتفاعات جنوبی و غربی استان بصورت باریکه‌ای در راستای شرقی-غربی و شمالی-جنوبی مشاهده می‌شود. در همین راستا، الگوی HH و LL برای امواج گرم ۱۲ روزه نیز حاکی از پراکنش پهنه‌های درگیر در کل استان است، بطوریکه خوشه‌های بالا-بالا در ارتفاعات غربی تالش در راستای شمالی-جنوبی، ارتفاعات شرقی شهرستان رودبار و ناحیه جلگه‌ای شهرستان‌های لاهیجان، لنگرود و رودسر و الگوی پایین-پایین در جلگه مرکزی استان گیلان از ناحیه ساحلی شهرستان رشت تا منجیل، رضوانشهر و پهنه کوچکی در ارتفاعات شهرستان رودسر قابل مشاهده هستند. همانطوری که قبلاً گفته شد با افزایش طول موج گرم از پهنه‌های درگیر با این پدیده کاسته می‌شود. این مهم در مورد فراوانی امواج گرم ۱۵ و ۱۸ روزه ماه ژولای استان گیلان نیز صدق می‌کند.

همانگونه که مشاهده می‌شود معنی‌داری الگوی خوشه‌ای و غیرتصادفی بودن فراوانی امواج گرم در بازه‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵، ۱۸ و ۲۱ روزه در ماه آگوست تایید می‌شود. در این راستا، الگوی خوشه‌ای بالا-بالای امواج گرم ۳ روزه در ارتفاعات جنوبی و غربی استان و الگوی خوشه‌ای پایین-پایین در بخش جلگه‌ای و کوهپایه‌ای نواحی شرق آن وجود دارد. همچنین الگوی HH فراوانی امواج گرم ۶ روزه

بر می‌گیرد. اما الگوی LL امواج گرم ۹ روزه بخش کوچکی ارتفاعات تالش و الگوی HH نیز بخش جلگه‌ای شهرستان‌های انزلی، رضوانشهر، بخش جنوبی ناحیه جلگه‌ای شهرستان تالش، شهرستان رشت و آستانه و همچنین بخش شمالی تالش و آستارا را شامل می‌شوند.

نتایج محاسبه شاخص I موران محلی بر روی فراوانی رخداد امواج گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵ و ۱۸ روزه ماه ژوئن نشان می‌دهد که با افزایش طول موج گرم، از وسعت و تعداد الگوهای بالا-بالا و پایین-پایین کاسته می‌شود. در این ماه الگوی HH به ارتفاعات ماسوله و اطراف آن و بخش جلگه‌ای ناحیه جنوبی شهرستان محدود شده است، در حالی که الگوی LL ارتفاعات جنوبی استان، محدوده تالاب انزلی و بصورت باریکه‌ای ارتفاعات تالش را در بر می‌گیرد. این الگوها نیز برای امواج گرم ۶ روزه نیز برقرار هستند، بطوریکه بخش شمالی استان (تالش و آستارا) و جلگه مرکزی آن (نواحی کوچک) دارای الگوی HH و نواحی جنوبی ارتفاعات تالش و ارتفاعات جنوب شرق استان دارای الگوی LL می‌باشند. الگوی HH امواج گرم ۹ روزه به صورت چهار ناحیه مجزا در بخش جلگه‌ای و ارتفاعات آستارا و الگوی LL بصورت دو ناحیه مجزا در مناطق کوهستانی شهرستان تالش و ارتفاعات جنوبی استان قرار دارند. با افزایش طول موج امواج گرمایی به ۱۲ روزه، الگوی HH نیز ناحیه جلگه‌ای شهرستان‌های لاهیجان، آستانه، رشت، انزلی و رضوانشهر و الگوی LL نیز باریکه نواحی کوهستانی شهرستان آستارا و تالش را در راستای شمالی-جنوبی پوشش می‌دهد. در این ماه الگوی HH و LL فراوانی امواج گرم ۱۵ روزه فقط در سه شهرستان آستارا، تالش و رضوانشهر به ترتیب در نواحی جلگه‌ای و کوهپایه‌ای و سپس نواحی کوهستانی قابل شناسایی است. در نهایت الگوی HH و LL امواج گرم ۱۸ روزه در بخش جلگه‌ای شرق استان بصورت واحدهای مجزای کوچک مشخص می‌-

خلاف صفر ( $H_1$ ) مبنی بر غیر تصادفی بودن الگوی فراوانی رخداد امواج گرم پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان گفت با افزایش طول موج امواج گرم از وسعت الگوی HH و LL در سطح استان کاسته می‌شود. الگوی خوشه‌ای پایین-پایین فراوانی رخداد امواج ۳ روزه نیز بصورت ۴ پهنه جدا از هم در ناحیه جنوبی استان تا شمال آن و الگوی خوشه‌ای بالا-بالا نیز از ساحل کیشهر تا بخش جنوبی استان در راستای دره سفیدرود و نیمه شمالی شهرستان آستارا به همراه چندین پهنه کوچک در غرب استان قابل شناسایی هستند. این مهم برای امواج گرم ۶ روزه نشان می‌دهد که الگوی HH در بخش مرکزی و شمالی استان بصورت دو پهنه بزرگ جدا از هم و الگوی LL نیز در قسمت اعظم ارتفاعات شرق آن مشاهده می‌شود. در همین راستا الگوی HH بازه‌های ۹ روزه فراوانی رخداد امواج گرم به صورت یک پهنه بزرگ در ناحیه جلگه‌ای شهرستان‌های لاهیجان، آستانه، رشت، انزلی، کیشهر و جنوب تالش و الگوی LL در ارتفاعات غربی استان (شمالی-جنوبی) نمود پیدا کرده‌اند. در این راستا مشخص شد که الگوی خوشه‌ای فراوانی امواج گرم ۱۲ روزه ماه سپتامبر مشابه الگوی خوشه‌ای فراوانی امواج گرم ۹ روزه همین ماه است. در نهایت الگوی فراوانی امواج گرم ۱۵ روزه این ماه نشان می‌دهد که الگوی پهنه‌های کوچک واقع در بخش ساحلی و جلگه‌ای شهرستان‌های رشت تا رودسر از نوع HH و LL هستند و در سایر مناطق استان رفتار تصادفی بر فراوانی رخداد امواج گرم حاکم است.

شاخص I موران محلی فراوانی رخداد امواج گرم ماه اکتبر برای سه بازه ۳، ۶ و ۹ روزه نشان می‌دهد که الگوی خوشه‌ای HH طول موج ۳ روزه امواج گرم بصورت پهنه‌های مجزا در نواحی مختلف استان توزیع شده‌اند، این در حالی است که الگوی خوشه‌ای LL فقط در بخش جنوبی استان (ارتفاعات شهرستان رودبار) مشاهده می‌شود. برای طول موج‌های ۶ روزه

بصورت دو پهنه مجزا در ناحیه جلگه‌ای و ساحلی شهرستان آستارا و رشت و همچنین شهرستان انزلی، رضوانشهر و بخش جنوبی تالش مشاهده می‌شود. الگوی LL امواج گرم ۶ روزه از ارتفاعات شرقی استان شروع شده و به صورت باریکه‌ای به سمت جلگه مرکزی آن کشیده می‌شود. الگوی LL امواج گرم ۹ روزه نیز ارتفاعات بخش جنوبی و غربی استان و الگوی HH نیز دو پهنه جلگه مرکزی و شهرستان آستارا را پوشش می‌دهد. فراوانی امواج گرم ۱۲ روزه نیز همانند سایر بازه‌های امواج گرم دارای الگوی خوشه‌ای HH و LL هستند، بطوری که الگوی HH در ناحیه جلگه‌ای شرق استان و ارتفاعات شهرستان تالش و الگوی LL نیز بصورت پهنه‌های مجزا در شهرستان آستارا، مرکز استان و ارتفاعات جنوبی آن مشاهده می‌شوند. در همین راستا الگوی خوشه‌ای بالا-بالای ۱۵ روزه ماه آگوست در بخش مرکزی استان و ناحیه ساحلی کیشهر و الگوی خوشه‌ای پایین-پایین نیز در ارتفاعات جنوبی شهرستان رودبار شکل گرفته است. همچنین الگوی HH فراوانی امواج گرم ۱۸ روزه نیز در بخش غربی جلگه مرکزی و آستارا و الگوی LL نیز بصورت پهنه کوچکی در ارتفاعات شهرستان آستارا مشاهده می‌شود. در نهایت رفتار فراوانی امواج گرم ۲۱ روزه در اکثر نواحی استان تصادفی بوده و ناحیه کوچک جلگه‌ای واقع در شهرستان‌های رودسر، لنگرود، لاهیجان و آستانه از الگوی HH و LL پیروی کرده و بیانگر رفتار غیرتصادفی فراوانی رخداد امواج گرم در این ناحیه هستند.

شاخص I موران محلی فراوانی امواج گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۵ روزه ماه سپتامبر در شکل ۳ نشان می‌دهد که معنی‌داری الگوی خوشه‌ای بالا-بالا (HH) و پایین-پایین (LL) برای تمامی طول موج‌های امواج گرم این ماه برقرار بوده و فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر تصادفی بودن الگوی فراوانی رخداد امواج گرم رد شده و فرض

گرم ۹ روزه دارای الگوی خوشه‌ای LL نیستند، اما الگوی خوشه‌ای HH در ارتفاعات جنوبی و غربی آن وجود دارند.

نیز الگوی HH نیز بخش جلگه‌ای شهرستان رودسر و ارتفاعات جنوبی استان را در بر گرفته و همچنین الگوی LL نیز بصورت سه پهنه کوچک مجزا، از مرکز استان تا شمال آن توزیع شده‌اند. در این ماه امواج



شکل ۳: شاخص آموران محلی فراوانی امواج گرم با طول موج‌های مختلف در شش ماه دوم سال (منبع: نویسندگان ۱۴۰۲)

شهرستان‌های انزلی، هشتپر و آستارا مشاهده می‌شوند. اما الگوی خوشه‌ای پایین-پایین در مناطق جلگه‌ای و کوهستانی شرق و غرب استان وجود دارند. در این راستا الگوی HH فراوانی امواج گرم ۶ روزه در ناحیه جلگه‌ای شرق و ارتفاعات غربی استان و همچنین الگوی LL در جلگه مرکزی، شهرستان‌های انزلی و هشتپر و آستارا شکل گرفته‌اند. در امواج ۹ روزه، الگوی HH محدود به ارتفاعات جنوبی و محدوده کوچکی واقع در غرب استان بوده و الگوی LL نیز محدود به شهرستان‌های هشتپر و آستارا می‌باشد. همچنین الگوی HH فراوانی امواج گرم ۱۲ روزه در ارتفاعات جنوبی و شهرستان هشتپر از جلگه تا کوهستان قابل رویت بوده و الگوی LL این امواج گرم فقط بصورت باریکه‌ای در بخش شمالی استان در راستای شمالی-جنوبی مشاهده می‌شود. در نهایت مهم‌ترین الگوی شکل گرفته برای امواج گرم ۱۵ روزه در ناحیه مورد مطالعه از نوع HH بوده و مناطق کوهستانی جنوب استان را در بر می‌گیرند. در نتیجه اثری از الگوی LL امواج گرم ۱۵ روزه در این ناحیه وجود ندارد و فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر تصادفی بودن الگوی فراوانی رخداد امواج گرم در طول موج‌های مختلف رد و فرض خلاف صفر ( $H_1$ ) مبنی بر رفتار غیرتصادفی بودن الگوی فراوانی رخداد امواج گرم در طول موج‌های مختلف تایید می‌گردد. بعبارت دیگر عدم پذیرش فرض صفر به معنی معنی‌داری الگوی خوشه‌ای HH و LL فراوانی رخداد امواج گرم در تمامی طول موج‌های مورد بررسی است.

نتایج آزمون t تک نمونه‌ای فراوانی رخداد امواج گرم ماه‌های مختلف با طول موج‌های معین در جدول ۲ آورده شده است. چنانچه مشاهده می‌شود امواج گرم ۳ روزه در تمامی ماه‌های سال در پهنه استان گیلان دارای رفتار غیرتصادفی بوده و تفاوت معنی‌داری بین فراوانی رخداد این امواج در ۴۸ یاخته مورد بررسی وجود دارد. زیرا مقدار  $\alpha$  محاسبه شده امواج

محاسبات مربوط به شاخص I موران محلی فراوانی امواج گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۵ روزه ماه نوامبر استان گیلان در طی دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۲۰ بیانگر آن است که الگوی بالا-بالا نواحی جلگه‌ای شرق استان، از لنگرود تا رودسر و نواحی جلگه‌ای تا کوهستانی غرب آن را از شهرستان تالش تا ارتفاعات غربی شهرستان رودبار در بر می‌گیرد. الگوی خوشه‌ای پایین-پایین فراوانی امواج ۳ روزه نیز ارتفاعات جنوبی و غربی استان و همچنین ناحیه جلگه‌ای را بصورت دو پهنه کوچک جدا از هم شامل می‌شود. در همین راستا الگوی HH امواج گرم ۶ روزه ماه نوامبر نشان‌دهنده شکل‌گیری دو پهنه نسبتاً بزرگ در ناحیه جلگه‌ای، شرق دره سفیدرود و همچنین ارتفاعات غربی استان گیلان است. همچنین الگوی LL هم در ناحیه جلگه‌ای و کوهستانی غرب و شرق شهرستان رشت مشاهده می‌شود. برای امواج گرم ۹ روزه نیز معنی‌داری الگوی خوشه‌ای در ناحیه مورد مطالعه به اثبات رسیده و نشان‌دهنده شکل‌گیری الگوی HH گسترده در ارتفاعات جنوبی و ناحیه کوچکی در غرب استان است. همچنین الگوی LL بصورت ۴ پهنه مجزا از ناحیه جلگه‌ای شرق استان شروع شده و کل شهرستان آستارا را در بر می‌گیرد. در امواج گرم ۱۲ روزه اثری از شکل‌گیری الگوی LL نبوده و الگوی HH نیز نواحی کوهستانی جنوب و غرب محدوده مورد مطالعه را پوشش می‌دهد. در نهایت الگوی شکل گرفته برای امواج گرم ۱۵ روزه از نوع HH بوده و بخش شمالی شهرستان رشت را پوشش می‌دهد و اثری از الگوی خوشه‌ای LL امواج گرم ۱۵ روزه ماه نوامبر در این ناحیه وجود ندارد.

نتایج محاسبه شاخص I موران محلی فراوانی رخداد امواج گرم ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۵ روزه ماه دسامبر استان گیلان نشان‌دهنده وجود هر دو الگوی HH و LL در امواج گرم ۳ روزه است. بطوریکه الگوی با مقادیر بالا-بالا در مناطق جلگه‌ای و کوهستانی ناحیه مرکزی،



آزمون  $t$  تک نمونه‌ای در مورد فراوانی رخداد امواج گرم ۱۵ و ۱۸ روزه نسبت به امواج گرم با طول موج کوتاه‌تر کاملاً متفاوت است. در این امواج مقدار  $\alpha_{cal} \geq 0.05$  بوده و فرض صفر مبنی بر عدم تفاوت معنی‌دار بین فراوانی رخداد امواج گرم ۱۲ و ۱۸ روزه در ناحیه مورد مطالعه مورد تایید قرار گرفته و تصادفی بودن فراوانی رخداد آنها تایید می‌شود (به استثنای امواج گرم ۱۵ روزه ژولای و نوامبر).

گرم ۳ روزه در همه ماه‌ها کمتر از مقدار  $\alpha = 0.05$  است. در نتیجه اگر مقدار  $\alpha_{cal} \leq 0.05$  باشد فرض صفر مبنی بر رفتار تصادفی یا عدم تفاوت معنی‌دار بین فراوانی رخداد امواج گرم یاخته‌ها با طول موج‌های مختلف رد و فرض خلاف صفر مبنی بر عدم رفتار تصادفی تایید می‌شود. این مهم نیز در مورد فراوانی امواج گرم ۶، ۹ و ۱۲ روزه (به استثنای امواج گرم ۱۲ روزه ماه فوریه) صدق می‌کند. اما نتایج

جدول ۲: آزمون  $t$  فراوانی امواج گرم با طول موج‌های مختلف در سطح استان گیلان (منبع: نویسندگان ۱۴۰۲)

ماه	امواج گرم ۳ روزه			ماه	امواج گرم ۶ روزه		
	t	df	Sig. (۲-tailed)		t	df	Sig. (۲-tailed)
روزه ژانویه	۲۰/۷۸۴	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژانویه	۲۷/۱۸۲	۴۷	۰/۰۰۰
روزه فوریه	۲۵/۸۵۰	۴۷	۰/۰۰۰	روزه فوریه	۲۸/۸۰۲	۴۷	۰/۰۰۰
روزه مارس	۲۰/۴۲۷	۴۷	۰/۰۰۰	روزه مارس	۲۹/۷۲۵	۴۷	۰/۰۰۰
روزه آوریل	۱۸/۰۰۷	۴۷	۰/۰۰۰	روزه آوریل	۲۳/۱۳۸	۴۷	۰/۰۰۰
روزه می	۱۵/۸۵۲	۴۷	۰/۰۰۰	روزه می	۳۳/۸۹۴	۴۷	۰/۰۰۰
روزه ژوئن	۲۳/۴۴۸	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژوئن	۲۰/۶۵۹	۴۷	۰/۰۰۰
روزه ژولای	۲۸/۸۲۵	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژولای	۲۳/۸۹۷	۴۷	۰/۰۰۰
روزه اگوست	۲۸/۷۷۷	۴۷	۰/۰۰۰	روزه اگوست	۳۳/۷۹۶	۴۷	۰/۰۰۰
روزه سپتامبر	۳۳/۵۹۲	۴۷	۰/۰۰۰	روزه سپتامبر	۱۷/۱۲۶	۴۷	۰/۰۰۰
روزه اکتبر	۳۸/۲۱۰	۴۷	۰/۰۰۰	روزه اکتبر	۲۱/۳۳۰	۴۷	۰/۰۰۰
روزه نوامبر	۱۶/۸۲۱	۴۷	۰/۰۰۰	روزه نوامبر	۲۵/۱۸۱	۴۷	۰/۰۰۰
روزه دسامبر	۲۳/۸۲۹	۴۷	۰/۰۰۰	روزه دسامبر	۲۷/۹۰۲	۴۷	۰/۰۰۰

ماه	امواج گرم ۹ روزه			ماه	امواج گرم ۱۲ روزه		
	t	df	Sig. (۲-tailed)		t	df	Sig. (۲-tailed)
روزه ژانویه	۷/۴۳۵	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژانویه	۷/۶۷۰	۴۷	۰/۰۰۰
روزه فوریه	۳/۴۸۳	۴۷	۰/۰۰۱	روزه فوریه	۱/۴۳۰	۴۷	۰/۱۵۹
روزه مارس	۵/۸۶۴	۴۷	۰/۰۰۰	روزه مارس	۸/۴۲۶	۴۷	۰/۰۰۰
روزه آوریل	۴/۵۹۵	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژوئن	۴/۴۱۸	۴۷	۰/۰۰۰
روزه می	۴/۸۴۸	۴۷	۰/۰۰۰	روزه ژولای	۵/۳۵۳	۴۷	۰/۰۰۰
روزه ژوئن	۶/۷۴۴	۴۷	۰/۰۰۰	روزه اگوست	۳/۷۱۴	۴۷	۰/۰۰۱
روزه ژولای	۱۲/۷۶۱	۴۷	۰/۰۰۰	روزه سپتامبر	۴/۱۷۸	۴۷	۰/۰۰۰
روزه اگوست	۱۲/۲۱۵	۴۷	۰/۰۰۰	روزه نوامبر	۳/۰۶۶	۴۷	۰/۰۰۴
روزه سپتامبر	۴/۹۶۵	۴۷	۰/۰۰۰	روزه دسامبر	۴/۲۵۸	۴۷	۰/۰۰۰
روزه اکتبر	۵/۴۱۹	۴۷	۰/۰۰۰				
روزه نوامبر	۸/۲۷۸	۴۷	۰/۰۰۰				
روزه دسامبر	۱۱/۵۷۵	۴۷	۰/۰۰۰				

ماه	امواج گرم ۱۵ روزه			ماه	امواج گرم ۱۸ روزه		
	t	df	Sig. (۲-tailed)		t	df	Sig. (۲-tailed)
روزه ژانویه	۲/۰۶۷	۴۷	۰/۰۴۴	ژانویه ۱۸ روزه	۲/۳۳۸	۴۷	۰/۰۲۴
روزه فوریه	۱/۴۳۰	۴۷	۰/۱۵۹	ژوئن ۱۸ روزه	۱/۷۷۰	۴۷	۰/۰۸۳
روزه مارس	۲/۳۳۸	۴۷	۰/۰۲۴	ژولای ۱۸ روزه	۱/۴۳۰	۴۷	۰/۱۵۹
روزه ژوئن	۲/۰۶۷	۴۷	۰/۰۴۴	اگوست ۱۸ روزه	۱/۴۳۰	۴۷	۰/۱۵۹
روزه ژولای	۲/۸۳۳	۴۷	۰/۰۰۷				
روزه اگوست	۲/۰۶۷	۴۷	۰/۰۴۴				
روزه سپتامبر	۲/۰۶۷	۴۷	۰/۰۴۴				
روزه نوامبر	۳/۳۹۳	۴۷	۰/۰۰۲				
روزه دسامبر	۲/۰۶۷	۴۷	۰/۰۴۴				

## بحث و نتیجه گیری

دماهای شدید نه تنها به عنوان رخداد های کوتاه مدت، بلکه در دوره های چند روزه اتفاق می افتند، و اثرات ترکیبی بر سلامت انسان و سیستم های محیطی و اجتماعی، مانند منابع آب، عملکرد محصول، یا مصرف برق و غیره دارد. امواج گرم و سرد از جمله مخاطراتی هستند که بسته به مدت، بزرگی و فراوانی آن ها و همچنین در معرض قرار گرفتن افراد، کالاها و آسیب پذیری قلمرو در اقالیم مختلف، اثرات متفاوتی دارند. به همین دلیل، درک اینکه چگونه امواج گرم و سرد می توانند بر آب و هوای مختلف تاثیر بگذارند و پیش بینی بالقوه این امواج بر اساس دانش کافی از منشاء و رفتارهای رایج آنها بسیار مهم است. با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش اقدام به تحلیل فضایی امواج گرم در پهنه استان گیلان شده است. بدین منظور در ابتدا داده های دمای حداکثر پهنه استان از آخرین مجموعه داده های بازتحلیل سایت ECMWF نیز تحت عنوان ERA<sup>۵</sup> بمدت ۴۰ سال داندود گردید. در این راستا از آستانه صدک ۹۰ام برای تعیین موج گرم استفاده شد. در مرحله بعد با کدنویسی اقدام به جداسازی و شمارش فراوانی امواج گرم و سرد با توالی های ۳، ۶، ۹ تا n روزه گردید. نتایج بدست آمده از شاخص I موران جهانی بر روی فراوانی رخداد امواج گرم با طول موج های مختلف بیانگر رفتار غیر تصادفی الگوی مکانی این امواج در پهنه استان گیلان است. زیرا مقدار Z محاسبه شده در هر سه سطح اطمینان یعنی ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد یا  $\alpha = 0.10, \alpha = 0.05, \alpha = 0.01$  بزرگتر از مقدار Z برابر با  $+1/65, +1/96$  و  $+2/58$  بدست آمد. در نتیجه فرض صفر ( $H_0$ ) مبنی بر تصادفی بودن الگوی فراوانی امواج گرم با طول موج های مختلف رد و فرض خلاف صفر ( $H_1$ ) مبنی بر غیر تصادفی بودن الگوی فراوانی

رخداد امواج گرم تایید می گردد. بعبارت دیگر الگوی خوشه ای بر فراوانی امواج گرم ماه های مختلف در استان گیلان حاکم بوده و عدم همگنی مکانی و رفتار غیر یکنواخت فراوانی رخداد آنها در بازه های مختلف به اثبات می رسد. همچنین مقدار شاخص I موران جهانی فراوانی امواج گرم در تمامی ماه ها و طول موج ها از نوع مثبت بوده، و این موضوع نشان دهنده بزرگتر یا کوچکتر بودن مقدار فراوانی موج گرم هر یاخته از مقدار متوسط فراوانی رخداد آن است. همچنین معنی داری الگوی خوشه ای فراوانی رخداد امواج گرم ماه های مختلف سال در هر سه سطح اطمینان مورد بررسی تایید می گردد و فرض خلاف صفر برای فراوانی رخداد امواج گرمایی تمامی ماه ها و بازه ها پذیرفته می شود. در نهایت اینکه فراوانی رخداد امواج گرم ناحیه مورد مطالعه از لحاظ زمانی و مکانی ناهمگن عمل می کنند. محاسبه آماره I موران محلی فراوانی رخداد امواج گرم ماه های مختلف سال نشان داد که الگوی خوشه ای LL و HH از لحاظ مکانی و زمانی در پهنه استان گیلان برقرار بوده و فرض صفر  $H_0$  مبنی بر عدم وجود خوشه های محلی و رفتار تصادفی در فراوانی رخداد امواج گرم با طول موج های مختلف رد و فرض خلاف صفر  $H_1$  مبنی بر وجود خوشه های محلی و رفتار غیر تصادفی در فراوانی آنها مورد تایید قرار گرفتند. همچنین بررسی معنی داری یا عدم معنی داری تغییرات شدت و فراوانی امواج گرم با آزمون t تک نمونه ای نشان داد که امواج گرم ۳، ۶، ۹ و ۱۲ روزه در تمامی ماه های سال دارای رفتار غیر تصادفی بوده و تفاوت معنی داری بین فراوانی رخداد این امواج وجود دارد. اما نتایج این آزمون بر روی فراوانی رخداد امواج گرم ۱۵ و ۱۸ روزه نسبت به امواج گرم با طول موج کوتاه تر تا حدودی متفاوت است. بعبارتی فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن

of heat and cold waves in recent decades: the case of South America”, *Natural Hazards Earth System Science*, ۳: ۷۳۷۹-۷۴۰۹. Doi: ۱۰.۵۱۹۴/nhessd-۳-۷۳۷۹-۲۰۱۵.

Changnon, D., Sandstorm, M., & Schaffer, C., (۲۰۰۳), Relating changes in agricultural practices to increasing dew points in extreme Chicago heat waves, *Climate Research*, ۲۴: ۲۴۳-۲۵۴. Doi: ۱۰.۳۳۵۴/cr۰۲۴۲۴۳.

Dasari, H. P., Salgado, R., Perdigao, J., & Challa, V. S., (۲۰۱۴), “A Regional Climate Simulation Study Using WRF-ARW Model over Europe and Evaluation for Extreme Temperature Weather Events”, *International Journal of Atmospheric Sciences*, ۲۰۱۴: ۱-۲۲. Doi.org/۱۰.۱۱۵۵/۲۰۱۴/۷۰۴۰۷۹.

Depietri, Y., & McPhearson, T., (۲۰۱۹), “Changing urban risk: ۱۴۰ years of climatic hazards in New York City”, *Climatic Change*, ۱۴۸ (۱): PP: ۹۵-۱۰۸. Doi.org/۱۰.۱۰۰۷/s۱۰۵۸۴-۰۱۸-۲۱۹۴-۲.

Dhorde, A. G., Korade, M. S., & Dhorde, A. A., (۲۰۱۷), “Spatial distribution of temperature trends and extremes over Maharashtra and Karnataka States of India”, *Theor Appl Climatol*, ۱۳۰: ۱۹۱-۲۰۴. Doi.org/۱۰.۱۰۰۷/s۰۰۷۰۴-۰۱۶-۱۸۷۶-۹.

Domonkos, P., Kysely, J., Piotrowicz, K., Petrovic, P., & Likso, T., (۲۰۰۲), “Variability of extreme temperature events in south-central Europe during the ۲۰th century and its relationship with large-scale circulation”, *International journal of climatology*, ۲۳: ۹۸۷-۱۰۱۰. Doi: ۱۰.۱۰۰۲/joc.۹۲۹.

Esmailnejad, M., (۲۰۱۶), “The spatial analysis of heat waves in south east of Iran a case study: Sistan and Baluchestan province”, *Geographia Technica*, ۱۱ (۲): ۵۰-۶۰. Doi: ۱۰.۲۱۱۶۳/GT\_۲۰۱۶\_۱۱۲\_۰۵.

Geirinhas, J. L., Trigo, R. M., Libonati, R., Coelho, C. A. S., & Palmeira, A. C., (۲۰۱۷), “Climatic and synoptic characterization of heat waves in Brazil”, *International journal of climatology*, ۳۳ (۴): ۱۷۶۰-۱۷۷۶. Doi.org/۱۰.۱۰۰۲/joc.۵۲۹۴.

Herrera, R. G., Diaz, J., Trigo, R. M., & Hernandez, E., (۲۰۰۵), “Extreme summer temperatures in Iberia: health impacts and associated synoptic conditions”, *Annales Geophysicae*, ۲۳: ۲۳۹-۲۵۱. Doi.org/۱۰.۵۱۹۴/angeo-۲۳-۲۳۹-۲۰۰۵.

Kim, Y. H., Min, S. K., Stone, D. A., Shiogama, H., & Wolski, P., (۲۰۱۸), “Multi-model event attribution of the summer ۲۰۱۲ heat wave in Korea”, *Weather and Climate Extremes*, ۲۰: ۳۳-۴۴. Doi.org/۱۰.۱۰۱۶/j.wace.۲۰۱۸.۰۳.۰۰۴

Mahdi, S. S., & Dhekale, B. S., (۲۰۱۶), “Long term climatology and trends of heat and cold waves over southern Bihar, India”, *Journal of Earth System Science*, ۱۲۵ (۸): ۱۵۵۷-۱۵۶۷. Doi ۱۰.۱۰۰۷/s۱۲۰۴۰-۰۱۶-۰۷۶۲-۲.

Roshan, GH. R., Ghanghermeh, A. A., & Kong, Q., (۲۰۱۸), “Spatial and temporal analysis of outdoor human thermal comfort during heat and cold waves in Iran”, *Weather and Climate Extremes*, ۱۹: ۵۸-۶۷. Doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.wace.۲۰۱۸.۰۱.۰۰۵.

Sfica, L., Croitoru, A. E., Iordache, I., & Ciupertea, A. F., (۲۰۱۷), “Synoptic Conditions Generating Heat Waves and Warm Spells in Romania”, *Atmosphere*, ۸ (۳): ۱-۲۲. Doi.org/۱۰.۳۳۹۰/atmos۸۰۳۰۰۵.

Simões dos Reis, N. C., Boiaski, N. T., & Ferraz, S. E. T., (۲۰۱۹), “Characterization and Spatial Coverage of

فراوانی رخداد امواج گرم ۱۲ و ۱۸ روزه تایید و فرض خلاف آن مبنی بر غیرتصادفی بودن فراوانی رخداد آنها رد می شود.

## منابع

— اسماعیل نژاد، مرتضی. (۱۳۹۳). مخاطرات اقلیمی و امنیت موج های گرمایی در خراسان جنوبی. نشریه دانش انتظامی خراسان جنوبی، ۲ (۹)، ۳۴ تا ۳۹.

— خسروی، یونس؛ بحری، علی. (۱۳۹۷). استفاده از تکنیک های آمار فضایی جهت بررسی تغییرات زمانی-مکانی غلظت کلروفیل a در خلیج فارس. زیست شناسی دریا، ۱۰ (۱)، ۳۳ تا ۴۶.

— خورشید دوست، علی محمد؛ زنگنه شهرکی، سعید؛ زارعی، یوسف؛ محمودی، سعید. (۱۳۹۶). تحلیل همدیدی مخاطره امواج گرما در شمال غرب ایران. فصلنامه جغرافیای طبیعی، ۱۰ (۳۷)، ۱ تا ۱۴.

— علیجانی، بهلول؛ ثروتی، محمدرضا؛ علیزاده ویلنی، عمران. (۱۳۹۲). طبقه بندی موج گرما در استان گیلان. فصلنامه جغرافیای طبیعی، ۶ (۱۹)، ۱ تا ۱۶.

— علیجانی، بهلول؛ دوستکامیان، مهدی؛ اشرفی، سعیده؛ شاکری، فهیمه. (۱۳۹۴). بررسی تغییرات الگوهای خود همبستگی فضایی درون دهه های بارش ایران طی نیم قرن اخیر. جغرافیا و آمایش شهری منطقه ای، ۵ (۱۴)، ۷۱ تا ۸۸.

Barnett, A. G., Hajat, S., Gasparrini, A., & Rocklov, J., (۲۰۱۲), “Cold and heat waves in the United States”, *Environmental Research*, ۱۱۲: ۲۱۸-۲۲۴. Doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.envres.۲۰۱۱.۱۲.۰۱۰.

Bell, J. L., Sloan, L. C., Snyder, M. A., (۲۰۰۴), “Regional Changes in Extreme Climatic Events: A Future Climate Scenario”, *Journal of Climate*, ۱۷: ۸۱-۸۷. Doi.org/۱۰.۱۱۷۵/۱۵۲۰-۰۴۴۲ (۲۰۰۴)۰۱۷<۰۰۸۱: RCIECE>۲۰.0.CO; ۲.

Beniston, M., (۲۰۰۴), “The ۲۰۰۳ heat wave in Europe: A shape of things to come? An analysis based on Swiss climatological data and model simulations”, *Geophysical research letters*, ۳۱ (۲): ۱-۴. Doi.org/۱۰.۱۰۲۹/۲۰۰۳GL۰۱۸۸۵۷.

Besson, F., Dubuisson, B., Etchevers, P., Gibelin, A. L., Lassegues, P., Schneider, M., & Vincendon, B., (۲۰۱۹), “Climate monitoring and heat and cold waves detection over France using a new spatialization of daily temperature extremes from ۱۹۴۷ to present”, *Advances in Science & Research*, ۱۶: ۱۴۹-۱۵۶. Doi.org/۱۰.۵۱۹۴/asr-۱۶-۱۴۹-۲۰۱۹.

Ceccherini, G., Russo, S., Ameztoy, I., Romero, C. P., & Carmona-Moreno, C., (۲۰۱۵), “Magnitude and frequency

Wenlan, G., Keqin, D., & Shuangshuang, L., (۲۰۱۹), "Spatial-temporal variations in cold surge events in northern China during the period ۱۹۶۰-۲۰۱۶", *Journal of Geographical Sciences*, ۲۹ (۶): ۹۷۱-۹۸۳. Doi.org/۱۰.۱۰۰۷/s۱۱۴۴۲-۰۱۹-۱۶۶۸-۰.

Heat Waves in Subtropical Brazil", *Atmosphere*, ۱۰ (۵): ۲۸۴-۲۹۹. Doi: ۱۰.۳۳۹۰/atmos۱۰۰۵۰۲۸۴.

Spinoni, J., Lakatos, M., Szentimrey, T., Bihari, Z., Szala, S., Vogt, J., & Antofie, T., (۲۰۱۵), "Heat and cold waves trends in the Carpathian Region from ۱۹۶۱ to ۲۰۱۰", *International journal of climatology*, ۳۵: ۴۱۹۷-۴۲۰۹. Doi: ۱۰.۱۰۰۲/joc.۴۲۷۹.

## Spatial Pattern Analysis of Heat Waves in Gilan Province

Doi:10.71834/gisrs.2024.1130328

### Abstract

In recent decades, the occurrence of heat waves has been increasing and human effects can cause this. Gilan province experiences heat waves and different weather conditions every year. Therefore, in this research, their spatial pattern and spatial behavior were investigated in the province area by presenting a specific definition of heat wave threshold. The required maximum temperature data was obtained from the ECMWF website with a spatial resolution of  $25^{\circ} \times 25^{\circ}$  and dimensions of  $10 \times 10$  (100 cells) on a daily scale for 40 years (1981 to 2020). Then, by applying the 90th percentile threshold and a 3-day sequence on the daily maximum temperature data, heat waves were identified and the frequency of their occurrence was counted with a sequence of 3, 6, 9 to 30 days. In this regard, spatial statistics indicators such as global and local Moran's I and single-sample t-test were used to identify the type of pattern, temporal and spatial behavior, and frequency-intensity of heat waves. The results showed that the general pattern of occurrence of heat waves in all wavelengths is cluster type and non-random behavior dominates them. Also, the results of the local Moran's I statistic indicate that the HH (high-high) and LL (low-low) patterns exist in most heat waves with sequences of 3 to n days, and the number of zones containing the above patterns in short-term waves is more than waves are long-term. In other words, the spatial pattern of heat waves in longer wavelengths is also homogeneous and the entire province has a random behavior in terms of the frequency of their occurrence. In this regard, the single-sample t-test of the frequency of heat waves also confirms the predominant non-random behavior in short-term sequences and random behavior in long-term sequences.

**Keywords:** Warm waves, wave threshold, local Moran I Statistics, spatial pattern, Gilan province.