



دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه علمی - فضای جغرافیایی

سال بیست و یکم، شماره ۷۶
زمستان ۱۴۰۰، صفحات ۷۴-۵۵

DOI:10.52547/GeoSpa.21.4.55

رقیه جعفری^۱
کریم امینی نیا^{۲*}
علی پناهی^۳

روند تغییرات و توزیع فضایی روزهای سرد فرین شمال غرب ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۵/۳۱

چکیده

در سال‌های اخیر، پدیده‌های حدی دما (امواج سرمایی و گرمایی) از مباحث داغ می‌باشند و جامعه علمی را بر آن داشته که تحقیقات گسترده‌ای جهت بررسی و کشف روند، فراوانی، شدت و گستره وقوع این پدیده‌ها انجام دهند. در این تحقیق نیز، هدف شناسایی روند و تحلیل فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین در شمال غرب ایران است. بدین منظور از داده‌های حداقل دمای روزانه ۲۱ ایستگاه همدید کشور در بازه زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۷ برای ماه‌های ژانویه، فوریه، مارس، آوریل، نوامبر و دسامبر استفاده شد. با استفاده از ضریب شاخص استاندارد روزهای سرد با شدت پایین‌تر از ۱/۲- به عنوان روزهای سرد فرین برای هر ایستگاه به صورت ماهانه استخراج شده و برای شناسایی رفتار روزهای سرد فرین از آزمون من کندال و تحلیل فضایی با استفاده از شاخص انسلین موران محلی I و آماره لکه داغ G_i^* استفاده گردید. نتایج نشان داد که وجود روند کاهشی روزهای سرد فرین در اکثر ماه‌ها فاقد معنی‌داری آماری می‌باشند و تنها در ماه مارس روند کاهشی معنی‌داری در حدود ۵۰ درصد از ایستگاه‌ها رخ داده است. تحلیل فضایی روند ماه مارس نشان داد که روند کاهشی معنی‌دار در شمال غرب و جنوب شرق منطقه تشکیل خوشه و لکه سرد داده است. همچنین نتایج حاصل از شاخص‌های تحلیل فضایی در شمال غرب کشور بیانگر این است که فراوانی و حداکثر تعداد رخداد روزهای سرد فرین در منطقه در ماه‌های مورد مطالعه، تشکیل الگوی خوشه‌ای بالا (خودهمبستگی مثبت) و پایین (خودهمبستگی منفی) داده‌اند و بیش از ۵۰ درصد از وسعت پهنه مورد

۱- دانشجوی دکتری رشته آب و هواشناسی، واحد اهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اهر، ایران.

E-mail: araz183@yahoo.com

*۲- گروه جغرافیا، واحد اهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اهر، ایران. (نویسنده مسئول).

۳- گروه جغرافیا، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.

مطالعه نیز فاقد الگوی فضایی هستند. الگوهای خوشه‌ای تشکیل شده در ماه‌های مختلف سال، در مکان‌های متفاوتی شکل گرفته و آرایش فضایی الگوهای خودهمبستگی و لکه‌های داغ در ماه‌های مورد مطالعه، مشابه نیستند. همچنین نتایج حاصل بر اساس شاخص G_i^* محل تشکیل خوشه‌ها را در شاخص موآرن محلی I تایید می‌کند.

کلید واژه‌ها: روزهای سرد فرین، توزیع فضایی، روند، فراوانی، شمال غرب کشور.

مقدمه

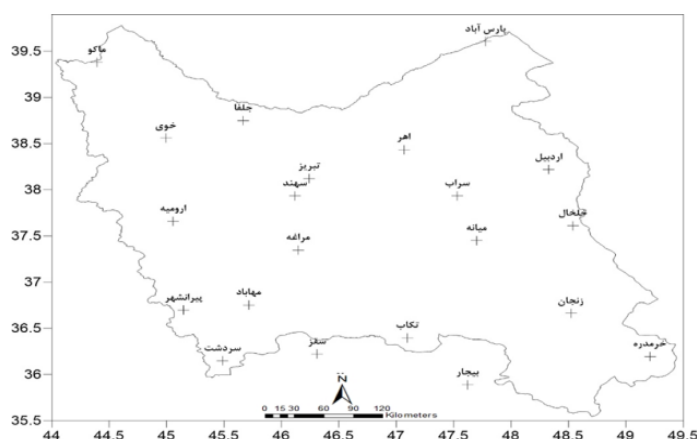
طی چند دهه گذشته قطب شمال تقریباً دو برابر سریع‌تر از کل نیمکره شمالی گرم شده است (Screen and Simmonds, 2010: 1334; Serreze et al., 2009: 11). گرم شدن گسترده ناشی از ترکیبی از افزایش گازهای گلخانه‌ای و بازخورد مثبت ناشی از یخ دریا، برف، بخار آب و ابرها است (Stroeve et al., 2012: 1005). کاهش مساحت یخ‌های دریایی در تابستان از دهه ۱۹۸۰ در ایالات متحده آمریکا آغاز شده است. با شروع یخ‌زدگی در پاییز، انرژی خورشیدی جذب شده اضافی در تابستان در این قسمت‌های وسیع از آب به صورت گرما به جو آزاد و منتقل می‌شود؛ بنابراین این سوال پیش خواهد آمد که آیا گردش بزرگ مقیاس جوی تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد، اما چگونه؟ در حالی که مدل‌های آب‌وهوایی جهان نشان می‌دهد که فرکانس و شدت انواع بسیاری از رخدادهای حدی آب و هوایی با ادامه افزایش گازهای گلخانه‌ای در جو افزایش خواهد یافت. رفتار رخدادهای حدی به دلیل تغییرات آب و هوایی در حال تغییر است. برای مثال سیل خشکسالی و امواج گرمایی با افزایش فرکانس، شدت و مدت در حال وقوع هستند. از طرف دیگر، تعداد شب‌های سرد رو به کاهش است (IPCC., 2012). احتمال وقوع امواج گرمایی در تمام طول سال وجود دارد و در هر فصلی مشکلات و آسیب‌های خاص خود را ایجاد می‌کند. این امواج در فصل زمستان به دلیل کم بودن زاویه تابش خورشید و سردتر بودن هوا، با قدرت بیش‌تری عمل می‌کنند و نه تنها حیات تمامی موجودات زنده را با خطر مواجه می‌نمایند؛ بلکه نقش مهم و تعیین‌کننده‌های در مسائل اقتصادی، زیست‌محیطی و عمرانی مانند جاده‌سازی، سدسازی و پل‌سازی دارند (Hozhabrpour and Alijani., 2007: 90). برخی از مطالعات نشان می‌دهد که رخدادهای فرین سرد اخیر در نیمکره شمالی مربوط به کاهش یخ‌های دریای قطب شمال و تغییرات در جو قطبی است (Kim et al., 2014; Honda et al., 2009; Francis and Vavrus., 2012; Orsolini et al., 2016). مطالعاتی نیز نشان می‌دهند که علی‌رغم زمستان‌های سرد اخیر، تعداد روزهای سرد کم‌تر شده است. (Cohen et al (2014); Fischer and Knutti (2014); Rahimzadeh et al (2008) ۲۰۰۸). نتایج نشان داد که روزهای گرم و بسیار گرم روند افزایشی و روزهای سرد و بسیار سرد رود کاهش‌ی دارند. روزهای سرد شدید به ترتیب بالاترین میزان را در سال‌های ۱۹۷۲، ۱۹۸۳، ۱۹۹۲ و ۱۹۹۳ داشتند. پس از سال ۲۰۰۵

نیز روند کاهشی روزهای سرد شدید مشاهده شد. فراوانی روز گرم شدید از سال ۲۰۰۰ افزایش یافته است. به خصوص در سال ۲۰۱۰، گرم‌ترین سال در ترکیه از سوابق ایستگاه‌ها در طول دوره مطالعه است. Kim and Lee (2019) روند روزهای سرد شدید را با استفاده از تحلیل رگرسیون برای سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ در ۲۲ ایستگاه کره جنوبی مطالعه کردند. نتایج نشان می‌دهد که در طی ۴۰ سال گذشته حداقل دمای روزانه زمستان در ده سال آخر افزایش یافته و ۹ ایستگاه از ۲۲ ایستگاه روند کاهشی رخدادهای سرد شدید را داشتند و از ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳ اوج رخدادهای سرد شدید می‌باشد. در ایران محققین بسیاری بر روی امواج سرمایی مطالعه نموده‌اند که بیش‌تر این مطالعات از نوع همید می‌باشد: (Massodiyan and Darand (2011) در بررسی واکاوی ناهنجاری‌های فشار تراز دریا در روزهای همراه با رخداد سرماهای فرین ایران نشان دادند که سردترین و فراگیرترین سرماهای ایران با چهار الگوی ناهنجاری فشار تراز دریا همراه است. (Azizi et al (2016) الگوهای همید موثر در شکل‌گیری ناهنجاری‌های دمایی ایران و اروپا را با استفاده از دمای حداقل (۲۰۱۰-۱۹۵۱) در دوره‌های سرد بررسی نمودند. نتایج نقش مهم شکل‌گیری سامانه‌های بندالی و پشته قوی روی اروپا و اطلس را در وقوع دمای حداقل فرین در ایستگاه‌های ایران نشان داد. (Dostkamian et al (2018) امواج سرمایشی و فراگیر شمال غرب کشور را بر اساس داده‌های دمای ۴۴ ایستگاه در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ و بر اساس تحلیل خوشه‌ای بررسی کردند نتایج چهار الگوی فراگیر سرمای فرین با تداوم ۳ روزه را نشان داد. (Yarmoradi et al (2018) امواج سرمای غرب کشور را با استفاده از دمای حداقل روزانه ایستگاه‌های همدان، خرم‌آباد، سنندج و کرمانشاه طی دوره‌ی آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۰ و با استفاده از شاخص‌های آماری میانگین و انحراف معیار بلندمدت، آستانه عددی امواج سرمایی به‌دست آورده و بر اساس تحلیل خوشه‌ای الگوبندی کردند؛ نتایج یک الگوی گردش جوی را عامل اصلی امواج سرمای منطقه نشان داد. مطالعات آماری نیز بر روی امواج سرمایی انجام شده که از آن جمله: (Ahmadi and Gavidel (2011) دماهای فرین منطقه شمال غرب ایران را با استفاده از روش NTD مطالعه و با در نظر گرفتن فراسنج‌های شدت وقوع و وسعت، ۸۰ روز دمای فرین فراگیر را شناسایی کردند. (Massodiyan and Darand (2011) روند روزهای فرین سرد ایران را طی سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۲ با استفاده از نمایه NTD بررسی و نتایج نشان داد که گستره روند منفی بیش از روند مثبت است. روند مثبت تعداد روزهای فرین سرد از ناهمواری‌های شهرکرد، سنندج، زنجان تا اردبیل و به صورت نوار باریکی بر روی کوه‌های البرز قرار گرفته، در حالی که روند منفی رخداد تعداد روزهای فرین سرد در نیمه مرکزی و جنوب ایران دیده می‌شود. همچنین (Yazdanpanah et al (2013) شرایط سینوپتیکی امواج سرمایی سنندج را در فاصله زمانی (۱۹۶۱-۲۰۰۹) بررسی و نتایج یک روند کاهشی در دو دهه‌ی اخیر در فراوانی روزهای سرد نشان داد. (Alijani and Frajzadeh (2015) روند شاخص‌های فرین در شمال غرب ایران را طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۸ با استفاده از روش من کندال و تحلیل موجک‌ها بررسی کردند. نتایج نشان داد که روند شاخص‌های فرین در اکثر ایستگاه‌های منتخب حاکی از کاهش فراوانی شاخص‌های سرد فرین و افزایش فراوانی شاخص‌های گرم فرین است و شاخص‌های سرد فرین دارای نوسان‌های دوره‌ای معنی‌دار کاملاً آشکار طی چرخه‌های ۲ تا ۴ ساله

هستند. تحقیقات انجام شده نشان از اهمیت بررسی فرین‌های آب‌وهوایی دارد. با توجه به بحران تغییرات اقلیمی جهانی و تاثیر بسزای آن بر روند فرین‌های دمای، به نظر می‌رسد مطالعه این تغییرات به صورت محلی و منطقه‌ای جهت جلوگیری از خسارات احتمالی و اثرات اقتصادی-اجتماعی آن که می‌تواند بر تمامی ابعاد زندگی انسان تاثیر بگذارد، ضروری باشد. بدین جهت در این تحقیق تلاش شده رفتار روزهای سرد فرین شمال غرب کشور مورد بررسی قرار گیرد تا کمکی در جهت برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای در ابعاد مختلف باشد.

مواد و روش‌ها

برای بررسی روند تغییرات وقوع روزهای سرد فرین در منطقه شمال غرب ایران و جهت دستیابی به اهداف تحقیق، داده‌های حداقل دمای روزانه ۲۱ ایستگاه سینوپتیک کشور برای ماه‌های ژانویه، فوریه، مارچ، آوریل، نوامبر و دسامبر برای یک دوره ۳۲ ساله (۲۰۱۷-۱۹۸۶) از سازمان هواشناسی کشور تهیه گردید. توزیع فضایی این ایستگاه‌ها در شکل (۱) ارائه شده است.



شکل ۱: توزیع فضایی ایستگاه‌های انتخابی

Figure 1: Spatial distribution of selected stations

شاخص نمره استاندارد (Z): در این تحقیق برای شناسایی و مطالعه روزهای فرین سرمای از شاخص نمره استاندارد (Z) استفاده شده است که معادله آن به شرح ذیل می‌باشد:

$$T_{\min} = (T_{\min_i} - \bar{T}_{\min}) / SD \quad \text{رابطه (۱)}$$

در این معادله: T_{\min} دمای استاندارد شده در هر روز از ماه سال، T_{\min_i} حداقل دمای روزانه در هر ماه، \bar{T}_{\min} میانگین دمای روزانه هر روز در طی ۳۰ سال و انحراف معیار هر روز طی ۳۰ سال مورد بررسی می‌باشند. بر این اساس داده‌های روزانه ایستگاه‌ها استاندارد می‌شود. پس از اعمال این روش بر روی تمام داده‌ها، یکبار آستانه $1/2$ -نمره استاندارد را که (Alijani and Hoshyar (2002) نیز برای امواج سرمای به کار بردند، به عنوان مبنای فرین‌های سرد در نظر گرفته شد که شامل روزهای سرد تا روزهای ابر سرد می‌شود. با این وصف برای هر ایستگاه در ماه‌های ژانویه،

فوریه، مارچ، آپریل، نوامبر و دسامبر روزهای سرد فرین استخراج شد. در ادامه جهت مطالعه رفتار روزهای سرد فرین، از آزمون من کندال استفاده شده است. آزمون من کندال یک آزمون ناپارامتریک است که روند تغییرات موجود در سری زمانی را در سطح ۹۵ درصد اطمینان نشان می‌دهد. داده‌های روزهای سرد فرین نیز داده ناپارامتریک هستند بنابراین آزمون کندال به بهترین شکل می‌تواند روند موجود در سری زمانی روزهای سرد فرین را نشان دهد. بدین صورت که ابتدا روزهای سرد فرین استخراج شده به صورت نمره استاندارد Z به صورت سری زمانی ماهانه توسط آزمون کندال و تحلیل فضایی مطالعه شده. سپس جمع ماهانه روزهای سرد (فراوانی) و همچنین حداکثر تعداد وقوع روزهای سرد فرین برای هر ماه در طی دوره مورد مطالعه (بیشترین تعداد رخداد روزهای سرد فرین در هر ماه) به استخراج و بر روی آن شاخص موران محلی و شاخص لکه داغ G_i^* اعمال و مورد مطالعه قرار گرفته است.

آزمون روند من-کندال: مان در سال ۱۹۴۵ آزمون من-کندال را ابداع و بعدها کندال^۴ در سال ۱۹۷۵ آن را توسعه داد تغییرات اقلیمی ناگهانی را با استفاده از آماره رتبه‌ای من-کندال می‌توان شناسایی کرد (Sneyers, 1975). آماره τ کندال از به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\tau = \frac{4P}{n(n-1)} \quad \text{رابطه (۲)}$$

τ آماره کندال، n تعداد کل سال‌های آماری و P از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$P = \sum_{i=1}^n n_i \quad \text{رابطه (۳)}$$

n_i تعداد رتبه‌های بزرگ‌تر از هر داده (x_i) است که بعد از آن قرار می‌گیرد. آزمون معنی‌داری آماره τ از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$(\tau)_i = \pm tg \sqrt{\frac{4n+10}{9n(n-1)}} \quad \text{رابطه (۴)}$$

مقدار τ روند موجود در داده‌ها را نشان می‌دهد. وقتی روندی وجود نداشته باشد این مقدار در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین محدوده ± 1.96 قرار می‌گیرد (Mirza et al., 1998) در ادامه برای این که توزیع فضایی نیز مورد بررسی قرار گیرد باید ابتدا داده‌های نقطه‌ای (ایستگاهی) به داده‌های شبکه‌ای منظم باید تبدیل شوند. برای تبدیل داده‌های نقطه‌ای به داده‌های شبکه‌ای از درون‌یابی فضایی استفاده شد. درون‌یابی کریجینگ، به فرآیند برآورد ارزش‌های کمی، برای نقاط بدون داده، به کمک نقاط مجاور و معلوم، درون‌یابی می‌گویند. این فرآیند به دلیل محدودیت داده‌های

نقطه‌ای و ضرورت تدوین نقشه از کل یک پهنه، به منظور تهیه نقشه‌های هم ارزش (هم باران، همدم و ...) انجام می‌گیرد. روش‌های بسیاری برای میانابی نقاط نامعلوم در آمار فضایی متدوال است که یکی از این روش‌ها، روش کریجینگ است. در روش کریجینگ رفتار منطقه‌ای یا محلی متغیر و همچنین خطای تصادفی متغیر باعث تکوین انواع روش‌های کریجینگ مانند کریجینگ ساده^۶، کریجینگ معمولی^۷، کریجینگ روند دار^۸، کریجینگ قطعه‌ای^۹ و کوکریجینگ^{۱۰} شده است. برای محاسبه روش کریجینگ از تابع وریوگرام استفاده می‌شود. وریوگرام تابعی است که بر اساس آن، شباهت نقاط را در فواصل مختلف یا تغییرات مکانی متغیر را می‌توان محاسبه نمود. روش کریجینگ برای داده‌هایی که پراکنش نامنظم دارند، به کار می‌رود و روشی محلی - احتمالی، رسا، خطی، ناریب و با واریانس کمینه در یک نقطه به‌شمار می‌آید (Asakereh, 2009). نیمه وریوگرام تجربی از روش زیر حاصل می‌شود:

$$z(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad \text{رابطه (۵)}$$

در فرمول بالا $y(h)$ مقدار وریوگرام برای جفت نقاطی که به فاصله h از هم قرار دارند، بنابراین یا هر بار که h تغییر می‌کند یک مرتبه از نیمه وریوگرام تجربی به دست می‌آید. $z(x_i)$ و $z(x_i + h)$ ارزش عددی z یعنی مقدار مشاهده شده متغیر در نقاط x_i و $x_i + h$ است که با تاخیر h مشخص می‌شود. $n(h)$ نیز تعداد زوج نقاط (x_i) می‌باشد که به h فاصله از هم قرار دارند. در این رویه ارزش مقداری (z) در یک نقطه مثل Z_0 به شکل $Z_0 = \sum_{i=1}^n w_x z_x$ است. وزن‌ها از حل مجموعه‌ای از معادلات همزمان و با حداقل کردن واریانس $\text{var} \{ \sum w_i z(x_i, y_i) - z(x_0, y_0) \}$ به دست می‌آید. شکل کلی معادلات را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\sum_{i=1}^n w_i y(h_{ij}) + \lambda = y(h_i, 0), j = 1, \dots, n \quad \text{رابطه (۶)}$$

شاخص انسلین محلی موران: یکی از اهداف پژوهشگران در علوم مختلف کشف روابط و الگوهای فضایی حاکم بر پدیده‌ها یا رخدادها می‌باشد. تشخیص توزیع روند و الگوی فضایی خاص بر رویدادها بسیار بااهمیت است. تکنیک‌های تحلیل آمار فضایی، ابزارهای بسیار سودمند و قدرتمندی در جهت کشف توزیع الگوی فضایی پدیده‌ها و رخدادها هستند. به منظور تشخیص دقیق محل خوشه‌ها یا توزیع فضایی الگوهای خوشه‌ای، موران محلی به کار می‌رود. شاخص موران محلی I_i در سال ۱۹۹۵ توسط انسلین^{۱۱} پیشنهاد شده است. شاخص موران محلی از فرمول زیر به دست می‌آید (Sotodeh and Alijani, 2015):

-
- 6- Simple Kriging
 - 7- Ordinary Kriging
 - 8- Universal Kriging
 - 9- Block Kriging
 - 10- Cokriging
 - 11- Anselin

$$I = \frac{(x_i - \bar{x})}{s_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j} (x_i - \bar{x}) \quad \text{رابطه (۷)}$$

در فرمول بالا x_i متغیر مورد بررسی برای رخدادهای i و \bar{x} میانگین متغیر مورد مطالعه و $w_{i,j}$ وزن فضایی بین هر سلول i و سلول همسایه‌اش j است. همچنین $s_i = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j}}{n-1} - \bar{x}^2$ که واریانس کل منطقه است.

$$z_{ii} = \frac{I - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$E[I] = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j}}{n-1} \quad V[I] = E[I_1^2] - E[I_1]^2 \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$I = \frac{z_i \sum_j w_{ij} z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

آماره گتیس-ارد جی یا لکه داغ G_i^* در تحلیل داده‌های مکانی، اغلب لازم است که مشخص شود آیا الگوهای مکانی قابل شناسایی هستند یا نه؛ که برای این منظور آماره‌ی G و G^* در سال ۱۹۹۲ به‌عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری میزان ارتباط فضایی توسط گیتس و آرد پیشنهاد شد که اهمیت بررسی همبستگی و خودهمبستگی مکانی در سری‌های زمانی آشکار شود. آماره گتیس-ارد جی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (Geties and Ord, 1992).

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} x_j - \bar{x} \sum_{j=1}^n w_{i,j}}{S \sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

در این فرمول x_j مقدار خصیصه برای عارضه j ، $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه i و j و n برابر با تعداد کل عارضه‌ها می‌باشد.

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (\bar{x})^2}{n} - (\bar{x})^2} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

یافته‌ها و بحث

در این تحقیق، با استفاده از شاخص نمره استاندارد (مقادیر پایین‌تر از $-1/2$ - به‌عنوان روزهای سرد فرین)، تعداد روزهای سرد فرین در ماه‌های ژانویه، فوریه، مارس، آوریل، نوامبر و دسامبر برای هر ایستگاه استخراج شد. در ادامه برای مطالعه چگونگی توزیع فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین در منطقه شمال غرب ایران مشخص شود، از شاخص انسلین موران محلی I و آماره لکه داغ G_i^* استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون تاو من کندال بر روی سری

زمانی ماهانه روزهای سرد فرین شمال‌غرب، در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد در ماه‌های نوامبر و دسامبر هیچ‌گونه روند معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد در فراوانی روزهای سرد فرین منطقه رخ نداده است. در ماه ژانویه نیز تنها در ایستگاه اردبیل روند کاهشی در فراوانی روزهای سرد فرین در سطح اطمینان ۹۵ درصد دیده می‌شود. مقادیر تاو کندال (τ) در تمامی ماه‌ها برای اغلب ایستگاه‌ها گویای روند کاهشی در فراوانی روزهای سرد فرین است که این روند در بازه اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست. در ماه فوریه ایستگاه میانه، در ماه آپریل زنجان و پیرانشهر روند کاهشی معنی‌داری را با $Pvalue > 0.05$ نشان می‌دهند. در ماه مارس حدود ۴۳ درصد از ایستگاه‌های مورد مطالعه روند کاهشی معنی‌داری در تعداد روزهای سرد فرین شمال‌غرب ایران را در بازه اطمینان ۹۵ درصد دارند (جدول ۱).

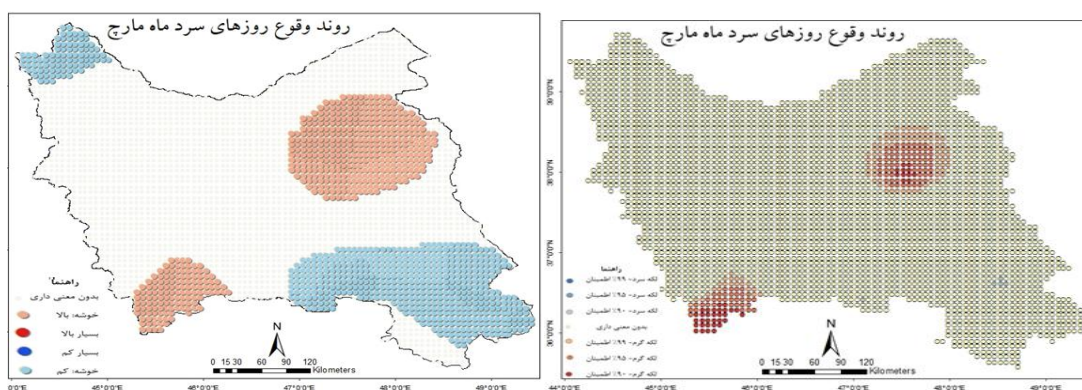
جدول ۱- نتایج آماره کندال (τ) برای تعداد روزهای سرد در ایستگاه‌های شمال‌غرب ایران

Table 1- Results of Kendall (τ) statistics for the number of cold days in northwest stations of Iran

| ایستگاه | ژانویه | فوریه | مارس | آپریل | نوامبر | Pvalue | دسامبر | Pvalue |
|-----------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
| ارومیه | ۰/۶ | ۰/۶۴ | -۰/۰۵ | ۰/۶۸ | -۰/۲۲ | ۰/۰۹ | ۰/۰۳ | ۰/۸۴ |
| اردبیل | -۰/۳* | ۰/۰۲* | -۰/۱۴ | ۰/۳۱ | -۰/۱۹ | ۰/۱۶ | -۰/۲۵ | ۰/۰۶ |
| اهر | -۰/۰۵ | ۰/۷۲ | ۰/۰۸ | ۰/۵۴ | -۰/۱۸ | ۰/۱۸ | ۰/۰۲ | ۰/۹۹ |
| بیجار | -۰/۰۹ | ۰/۴۷ | -۰/۰۲ | ۰/۱۵ | -۰/۲۴ | ۰/۰۷ | -۰/۲۲ | ۰/۰۹ |
| پارس‌آباد | ۰/۰۱ | ۰/۹۶ | -۰/۰۸ | ۰/۵۳ | -۰/۲۴ | ۰/۰۷ | -۰/۲۱ | ۰/۱۲ |
| پیرانشهر | -۰/۱۷ | ۰/۲ | -۰/۲۵ | ۰/۰۶ | -۰/۳۲* | ۰/۰۰۵* | -۰/۱۲ | ۰/۱۹ |
| تبریز | ۰/۰۱ | ۰/۹۵ | -۰/۱۲ | ۰/۳۷ | -۰/۲۵ | ۰/۰۶ | ۰/۰۹ | ۰/۵۲ |
| تکاب | -۰/۱۸ | ۰/۱۷ | ۰/۲۳ | ۰/۰۹ | -۰/۳۷* | ۰/۰۰۵* | -۰/۱۵ | ۰/۷۲ |
| جلفا | ۰/۰۲ | ۰/۹ | -۰/۴۵ | ۰/۷۳ | -۰/۳* | ۰/۰۲* | ۰/۱ | ۰/۸۶ |
| خرمدره | -۰/۲۱ | ۰/۹ | -۰/۱۲ | ۰/۳۴ | -۰/۳۵* | ۰/۰۱* | -۰/۱۴ | ۰/۳۱ |
| خلخال | -۰/۰۲ | ۰/۰۹ | -۰/۲۵ | ۰/۰۶ | -۰/۲۳ | ۰/۰۸ | ۰/۱ | ۱ |
| خوی | ۰ | ۰/۱۱ | -۰/۱۴ | ۰/۲۸ | -۰/۲۷* | ۰/۰۴* | ۰/۰۲ | ۰/۴۹ |
| زنجان | -۰/۲۵ | ۰/۹۹ | -۰/۲۲ | ۰/۱ | -۰/۳۷* | ۰/۰۰۵* | -۰/۱ | ۰/۴۴ |
| سراب | ۰/۰۱ | ۰/۰۵ | -۰/۲۳ | ۰/۰۹ | -۰/۰۷ | ۰/۰۶ | ۰/۰۰۲ | ۰/۴۹ |
| سردشت | ۰/۰۲ | ۰/۸۷ | -۰/۱۳ | ۰/۳۱ | -۰/۰۳ | ۰/۰۲ | -۰/۱ | ۰/۶ |
| سقز | -۰/۱ | ۰/۴۳ | -۰/۱۳ | ۰/۳۲ | -۰/۱۶ | ۰/۲۴ | ۰/۰۴ | ۰/۶۵ |
| سهند | -۰/۰۸ | ۰/۵۳ | -۰/۲۱ | ۰/۱ | -۰/۲۳ | ۰/۰۸ | ۰/۰۱ | ۰/۳۱ |
| ماکو | -۰/۰۶ | ۰/۶۴ | -۰/۱۶ | ۰/۲۳ | -۰/۳۵* | ۰/۰۱* | -۰/۱ | ۰/۳۳ |
| مراغه | ۰/۰۳ | ۰/۸ | -۰/۰۲ | ۰/۱۳ | -۰/۳۲* | ۰/۰۲* | ۰/۰۲ | ۰/۹۹ |
| مهاباد | -۰/۱۳ | ۰/۳۳ | -۰/۱۶ | ۰/۲۲ | -۰/۱۵ | ۰/۲۵ | ۰/۱ | ۰/۷۴ |
| میانه | -۰/۰۸ | ۰/۵۶ | -۰/۲۷* | ۰/۰۴* | -۰/۲۸* | ۰/۰۳* | ۰/۱۸ | ۰/۴۶ |

همان‌طور که در بالا ذکر شد در ۴۳ درصد از ایستگاه‌های مورد مطالعه، روند کاهشی معنی‌دار در تعداد روزهای سرد ماه مارس رخ داده است. برای شناخت الگوی توزیع فضایی در روند روزهای سرد از شاخص انسلین محلی موران I و شاخص تحلیل لکه داغ GI* استفاده شده است. نتایج حاصل این روش‌ها نشان می‌دهد که روند موجود در

ایستگاه‌ها به صورت تصادفی، پراکنده و یا خوشه‌ای در فضا توزیع شده است. شکل (۲) توزیع فضایی الگوی خودهمبستگی روند فراوانی روزهای سرد فرین ماه مارس را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که روند کاهشی معنی‌دار، مقادیر کم‌تر از -0.28 (در روش من کندال) به دست آمده که در نقشه با خوشه‌های آبی‌رنگ به عنوان ارزش عددی پایین (LL) نشان داده می‌شود، بنابراین لکه‌های آبی‌رنگ در واقع مکان‌هایی که در آن فراوانی روزهای سرد فرین روند کاهشی معنی‌داری را تجربه کرده‌اند. لکه‌های قرمز نیز روند کاهشی را نشان می‌دهد که به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند و مقادیر نزدیک به صفر را در بر می‌گیرند که به صورت خودهمبستگی مثبت (HH) نشان داده شده است. شکل (۲) سمت راست نشان می‌دهد که خوشه‌های با ارزش پایین (روند کاهش معنی‌دار) در گوشه جنوب شرقی و شمال غربی منطقه و خوشه‌های با ارزش بالا (روند فاقد معنی‌داری) در شمال شرق و جنوب غرب منطقه تشکیل شده‌اند. وسعت زیادی از منطقه نیز مقادیر پراکنده را نشان می‌دهد که فاقد الگوی مشخصی هستند. شاخص لکه داغ G^* برای تحلیل فضایی روند روزهای سرد فرین ماه مارس، مکان وقوع لکه‌های داغ (خودهمبستگی مثبت) را در مکانی که شاخص موران محلی I نشان می‌دهد، تایید می‌کند و توزیع لکه‌های سرد را بسیار محدود به چند لکه سرد در جنوب شرق منطقه نشان می‌دهد.



شکل ۲: توزیع فضایی الگوی خودهمبستگی فضایی بر اساس شاخص موران I (سمت راست) و بر اساس شاخص G^* (سمت چپ)

Figure 2: Spatial distribution of spatial autocorrelation pattern based on Moran I index (right) and G^* index (left)

برای نشان دادن توزیع فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین طی سال‌های مورد مطالعه نیز از دو شاخص نامبرده استفاده شد. باید ذکر شود که در تحلیل‌ها منظور از لکه داغ یا خودهمبستگی مثبت در هر یک از پارامترهای فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین سرد در واقع نشان دهنده الگوی خوشه‌ای با ارزش بالا می‌باشد که پارامتر فراوانی و یا حداکثر، بیش‌ترین مقدار را در آن مکان نشان می‌دهد. همچنین خودهمبستگی منفی و یا لکه سرد نشان دهنده کم‌ترین مقدار این دو پارامتر در یک مکان است که به صورت الگوی خوشه‌ای با ارزش پایین شناسایی شده است. عدم معنی‌داری نیز یعنی مناطقی که مقادیر پراکنده از این دو پارامتر را نشان می‌دهد و الگوی خوشه‌ای مشخصی در آن‌ها تشکیل نشده است. جدول‌های (۲ و ۳) درصد مساحت تحت پوشش الگوهای حاصل از شاخص انسلین

موران محلی و شاخص GI^* را برای روزهای سرد فرین در شمال غرب ایران نشان می‌دهند. با دقت به جدول‌ها و شکل‌های (۳ و ۴) توزیع فضایی شاخص موران محلی و شاخص لکه داغ مشخص می‌شود که در هر دو شاخص درصد زیادی از پهنه مورد مطالعه در هر دو فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین فاقد الگوی خوشه‌ای معنی‌داری هستند. نتایج حاصل از موران محلی نشان می‌دهد که در فراوانی روزهای سرد فرین، الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی منفی وسعت بیش‌تری را نسبت به خودهمبستگی مثبت به خود اختصاص داده است. لکه‌های سرد (آبی، یعنی کم‌ترین رخداد روزهای سرد) و لکه‌های داغ (قرمز، یعنی بیش‌ترین رخداد روزهای سرد) به صورت الگوهای پراکنده خوشه‌ای برای فراوانی و همچنین حداکثر روزهای سرد فرین در ماه‌های مختلف دیده می‌شود. الگوی خودهمبستگی منفی در ماه ژانویه برای فراوانی روزهای سرد فرین حدود ۱۲/۷ درصد و برای حداکثر روزهای سرد فرین حدود ۲۱/۶ درصد از شمال غرب کشور است که نسبت به الگوی خودهمبستگی مثبت (به ترتیب ۵/۲ و ۱۷/۷ درصد وسعت) قسمت‌های وسیع‌تری را درگیر کرده است. چند الگوی خوشه‌ای مثبت به صورت پراکنده از شرق تا غرب پهنه و چند الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی منفی در شمال شرق و جنوب غرب و جنوب شرق دیده می‌شود. در حداکثر روزهای سرد فرین نیز الگوی خوشه‌ای منفی با وسعت بیش‌تر در شرق تا جنوب کشیده شده و الگوی خودهمبستگی مثبت در شمال تا مرکز منطقه گسترش یافته است. در شکل (۴) توزیع فضایی روزهای سرد فرین حاصل از شاخص GI^* از وسعت لکه‌های داغ (خودهمبستگی مثبت) به شدت کاسته شده و در حداکثر روزهای سرد فرین در شمال منطقه محدود ولی لکه‌های سرد به صورت لکه‌های پراکنده با وسعت کم‌تر در همان مناطق مشاهده می‌شود. در واقع توزیع فضایی شاخص GI^* وضعیت مشابه به شاخص موران محلی را نشان می‌دهد با این تفاوت که از وسعت لکه‌ها در شاخص GI^* کاسته می‌شود. در ماه فوریه (در فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین) وسعت مناطق فاقد الگوی معنی‌دار در شاخص موران محلی نسبت به ماه ژانویه حدود ۱۷ درصد کاسته شده و وسعت الگوهای خودهمبستگی فضایی مثبت و منفی افزایش یافته است و تقریباً در هر دو حدود ۱۷ تا ۱۷/۵ درصد از پهنه در دو پارامتر فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین دیده می‌شود. نقشه‌های شماره (۳) به روشنی افزایش سطح الگوهای خوشه‌ای خودهمبستگی مثبت و منفی را نسبت به ماه ژانویه نشان می‌دهد. البته توزیع این الگوهای خوشه‌ای در منطقه در پارامتر فراوانی متفاوت از پارامتر حداکثر روزهای سرد فرین است و این عدم انطباق در ماه ژانویه نیز دیده می‌شود. در شکل (۴) توزیع فضایی خودهمبستگی بر اساس شاخص GI^* نیز لکه‌های داغ و لکه‌های سرد در همان مناطقی که در شاخص موران محلی تشکیل شده، واقع گردیده‌اند با این تفاوت که مانند ماه ژانویه کاهش چشم‌گیر سطح دربرگیرنده این لکه‌ها نسبت به شاخص موران محلی دیده می‌شود. در ماه مارچ وسعت خودهمبستگی فضایی مثبت نسبت به ماه فوریه کاسته شده است. در این ماه مجدداً پهنه‌های فاقد الگوی خوشه‌ای معنی‌دار افزایش می‌یابد. شکل (۳) الگوهای خودهمبستگی فراوانی روزهای سرد فرین به الگوهای حداکثر روزهای سرد فرین شباهتی ندارند و فقط لکه‌های خوشه‌ای منفی در بخشی از شرق منطقه تشابه مکانی دارند. پراکنش این الگوهای خوشه‌ای تقریباً در جهت مخالف در دو نقشه دیده می‌شود. در نقشه‌های حداکثر

روزهای سرد لکه‌های خوشه‌ای خودهمبستگی منفی ماه مارس و فوریه تقریباً در پهنه مشابه دیده می‌شود که تا حدودی مشابه با نقشه الگوهای ماه دسامبر می‌باشد. با مراجعه به جدول (۳) و نقشه‌های (۴) مشخص می‌شود که مقداری خودهمبستگی مثبت یا لکه‌های داغ در شاخص GI* نسبت به دو ماه قبل چندان قابل توجه نیست و همچنان محل تشکیل لکه‌های داغ و سرد منطبق بر نقشه‌های حاصل از موران محلی است و وسعت تحت پوشش را بسیار کم تر از نتایج شاخص موران محلی نشان می‌دهد. در ماه آوریل در شاخص موران محلی، درصد منطقه تحت پوشش خودهمبستگی مثبت و منفی (به ترتیب ۱۲/۸ و ۲۰/۴ درصد از پهنه) نسبت به سه ماه گذشته افزایش یافته و الگوی خوشه‌ای فاقد معنی‌داری نسبت به سایر ماه‌ها به کم‌ترین وسعت خود ۵۹/۸ درصد می‌رسد. در حداکثر روزهای سرد فرین الگوی خودهمبستگی منفی (الگوی خوشه‌ای با ارزش پایین) به کم‌ترین مقدار خود (۶/۷ درصد از وسعت منطقه) نسبت به سایر ماه‌ها رسیده است. در نقشه (۳) ماه آوریل، الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی مثبت فراوانی روزهای سرد به صورت چند لکه پراکنده در منطقه دیده می‌شود اما الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی منفی، یک خوشه متمرکز از شرق تا نزدیک جنوب منطقه را نشان می‌دهد. در الگوهای خوشه‌ای خودهمبستگی مثبت و منفی نیز پراکندگی این خوشه‌ها بیش‌تر در نیمه جنوبی منطقه دیده می‌شود. در شاخص GI* در فراوانی لکه‌ی سرد وسعت بیش‌تری نسبت به لکه‌های داغ دارد. دو لکه داغ در گوشه جنوب شرق و جنوب غرب منطقه شکل گرفته است. در مقابل در حداکثر روزهای سرد فرین لکه‌های داغ به صورت پراکنده وسعت بیش‌تری دارند و لکه سردی در نقشه مربوطه تشکیل نشده است. لکه‌های داغ و لکه‌های سرد این دو نقشه نیز در محل تشکیل الگوهای خوشه‌ای حاصل از شاخص موران محلی شکل گرفته است و تاییدی بر آن می‌باشد. الگوهای خوشه‌ای خودهمبستگی مثبت حاصل از شاخص موران محلی در ماه نوامبر، در فراوانی و حداکثر روزهای سرد (به ترتیب ۱۲/۹ و ۱۲/۷ درصد) نسبت به ماه آوریل و مارچ کاهش داشته که چندان چشمگیر نیست. الگوی خودهمبستگی منفی نسبت به سایر ماه‌ها تغییرات چندان زیادی را نشان نمی‌دهد. گرچه الگوی خودهمبستگی منفی حداکثر روزهای سرد نسبت به ماه آوریل افزایش داشته است. در این ماه در هر دو پارامتر حدود ۶۸ تا ۶۹ درصد وسعت منطقه دارای الگوی فاقد معنی‌داری هستند بنابراین در وسعت زیادی از منطقه الگوی خوشه‌ای تشکیل نشده است. شکل (۳)، نقشه‌های ماه نوامبر دو خوشه‌ی خودهمبستگی منفی در شرق و غرب و چند خوشه پراکنده که بزرگ‌ترین آن در جنوب منطقه شکل گرفته است را در فراوانی روزهای سرد فرین نشان می‌دهد. در حداکثر روزهای سرد فرین نیز یک خوشه خودهمبستگی منفی با وسعت بیش‌تر در غرب منطقه مانند الگوی فراوانی روزهای سرد تشکیل داده است. دو خوشه‌ی خودهمبستگی مثبت نیز در شمال غرب و شمال منطقه (با وسعت بیش‌تر) شکل داده است. در شکل (۴) لکه‌های داغ در مکان الگوی خوشه‌ای مثبت حاصل از موران محلی شکل گرفته ولی با وسعت بسیار کم‌تر از آن و لکه‌های سرد نیز همین‌طور با این تفاوت که وسعت بیش‌تری را نسبت به لکه‌های داغ نشان می‌دهند. وسعت تحت پوشش الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی منفی (شاخص موران محلی I) ماه دسامبر برای فراوانی و حداکثر رخداد روزهای سرد فرین در منطقه نسبت به ماه نوامبر کم‌تر شده است؛ اما الگوهای

خودهمبستگی مثبت فراوانی روزهای سرد تغییر چندانی نداشته و حداکثر روزهای سرد فرین به نسبت افزایش داشته است. خوشه‌های خودهمبستگی مثبت برای فراوانی روزهای سرد در جنوب و غرب و شمال غرب منطقه به صورت پراکنده تشکیل شده که خوشه مثبت در حداکثر روزهای سرد فرین تقریباً منطبق بر مکان شکل‌گیری آن در فراوانی روزهای سرد فرین است. الگوی خوشه‌ای خودهمبستگی منفی نیز در بخش‌های شمال غربی و شمالی در هر دو فراوانی و حداکثر روزهای سرد با وسعت متفاوت در مناطق یکسان دیده می‌شود و چند خوشه‌ی پراکنده دیگر در سایر نقاط منطقه نیز شکل گرفته است. در شاخص *GI نیز لکه‌های سرد تشکیل شده در گوشه شمال غرب منطقه تقریباً یکسان است (شکل ۴). در نقشه‌های حاصل از شاخص *GI وسعت لکه‌های شکل گرفته نسبت به خوشه‌های شاخص موران محلی مانند سایر ماه‌ها بسیار محدودتر است. لکه‌های داغ شکل گرفته در این ماه نیز وسعت بسیار کم تری را نسبت به الگوی خوشه‌ای موران محلی نشان می‌دهد.

جدول ۲- درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از شاخص موران محلی I روزهای سرد فرین شمال غرب ایران

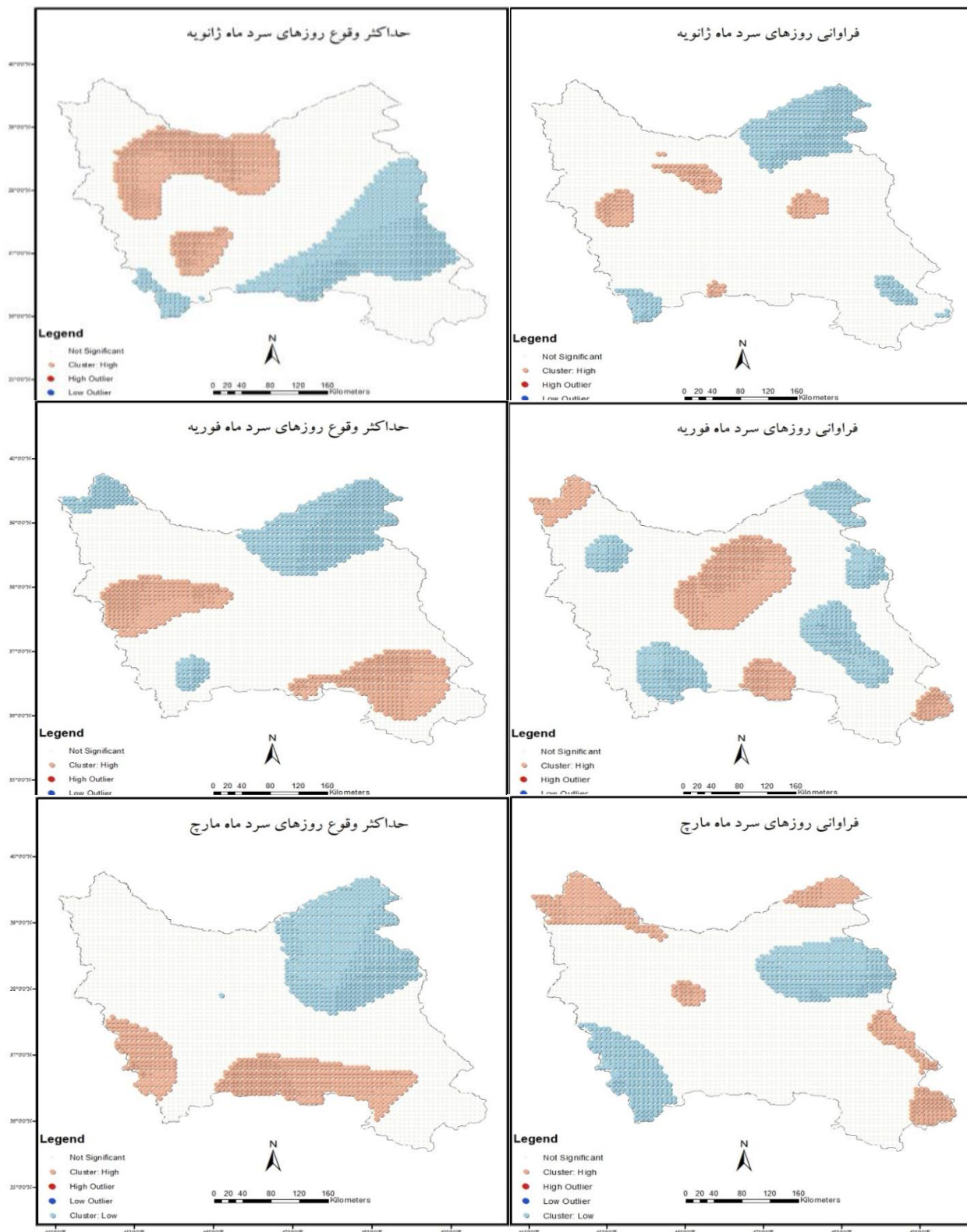
Table 2- Percentage of area covered by the pattern obtained from the local Moran I index of cold days in northwestern Iran

| دسامبر | نوامبر | آوریل | مارس | فوریه | ژانویه | نوع الگو | |
|--------|--------|-------|------|-------|--------|----------|-----------------------|
| ۱۲/۳ | ۱۲/۹ | ۱۹/۷ | ۱۲/۸ | ۱۷/۶ | ۵/۲ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی مثبت |
| ۱۵ | ۱۲/۷ | ۱۵/۸ | ۱۵ | ۱۷ | ۱۷/۷ | حداکثر | |
| ۷۲/۵ | ۶۷/۷ | ۵۹/۸ | ۷۰/۸ | ۶۴/۹ | ۸۲/۱ | فراوانی | فاقد معنی داری |
| ۶۹/۷ | ۶۸/۹ | ۷۷/۶ | ۶۶/۱ | ۶۵/۹ | ۶۰/۷ | حداکثر | |
| ۱۵/۱ | ۱۹/۴ | ۲۰/۴ | ۱۶/۴ | ۱۷/۵ | ۱۲/۷ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی منفی |
| ۱۵/۳ | ۱۸/۴ | ۶/۷ | ۱۸/۹ | ۱۷/۱ | ۲۱/۶ | حداکثر | |

جدول ۳- درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از شاخص *GI روزهای سرد فرین شمال غرب ایران

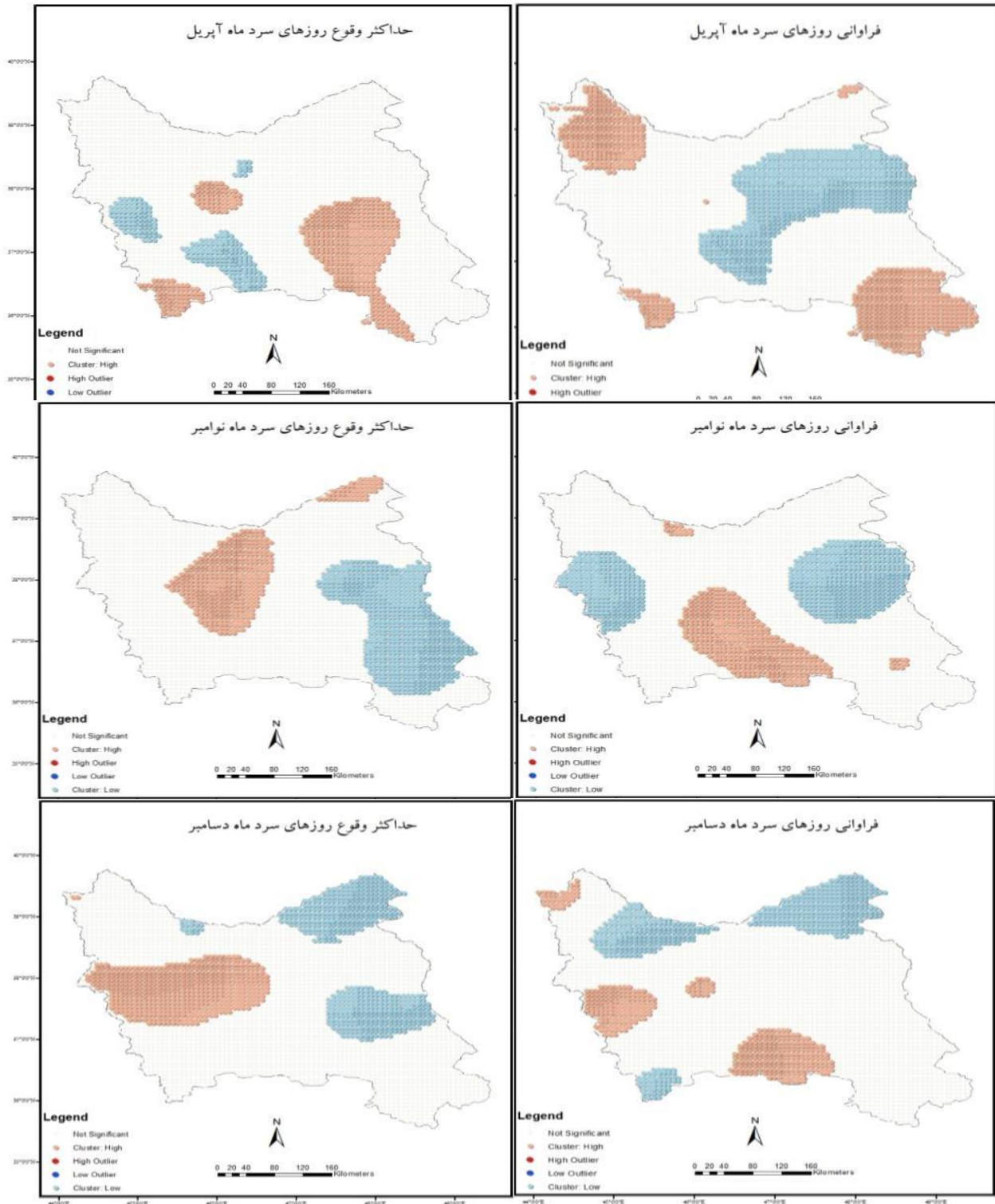
Table 3: Percentage of area covered by the pattern obtained from the GI index * Cold days in northwestern Iran

| دسامبر | نوامبر | آوریل | مارس | فوریه | ژانویه | نوع الگو | |
|--------|--------|-------|------|-------|--------|----------|--------------------------------------|
| ۱/۸ | ۰ | ۰ | ۱/۲ | ۰/۷ | ۳/۳ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد |
| ۰ | ۰/۳ | ۰ | ۰ | ۰/۳ | ۰ | حداکثر | |
| ۲/۴ | ۲/۸ | ۰/۴ | ۴/۱ | ۱/۴ | ۲/۸ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۵ درصد |
| ۱/۷ | ۴/۷ | ۰ | ۰/۹ | ۴/۳ | ۰/۶ | حداکثر | |
| ۳/۵ | ۴/۳ | ۴/۶ | ۲/۸ | ۲ | ۱/۶ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۰ درصد |
| ۲/۳ | ۳/۷ | ۰ | ۴/۷ | ۳/۷ | ۳/۵ | حداکثر | |
| ۹۴/۴ | ۸۸/۵ | ۹۲/۷ | ۸۹ | ۹۲/۲ | ۹۲/۲ | فراوانی | فاقد الگوی معنی داری |
| ۹۰/۸ | ۹۰/۷ | ۹۲/۴ | ۹۰/۳ | ۹۱ | ۹۳ | حداکثر | |
| ۱/۶ | ۲/۸ | ۲/۴ | ۲/۲ | ۲/۷ | ۰/۱ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۰ درصد |
| ۱/۲ | ۰/۶ | ۲/۲ | ۲/۷ | ۰/۷ | ۱/۷ | حداکثر | |
| ۱/۲ | ۱/۶ | ۰ | ۰/۶ | ۱ | ۰ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۵ درصد |
| ۱/۹ | ۰/۱ | ۲/۵ | ۱/۴ | ۰ | ۱/۱ | حداکثر | |
| ۰ | ۰ | ۰ | ۰/۱ | ۰/۱ | ۰ | فراوانی | خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد |
| ۱/۳ | ۰ | ۲/۹ | ۰ | ۰ | ۰ | حداکثر | |



شکل ۳: توزیع مکانی الگوی خودهمبستگی فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین شمال غرب ایران (بر اساس شاخص موران محلی I)

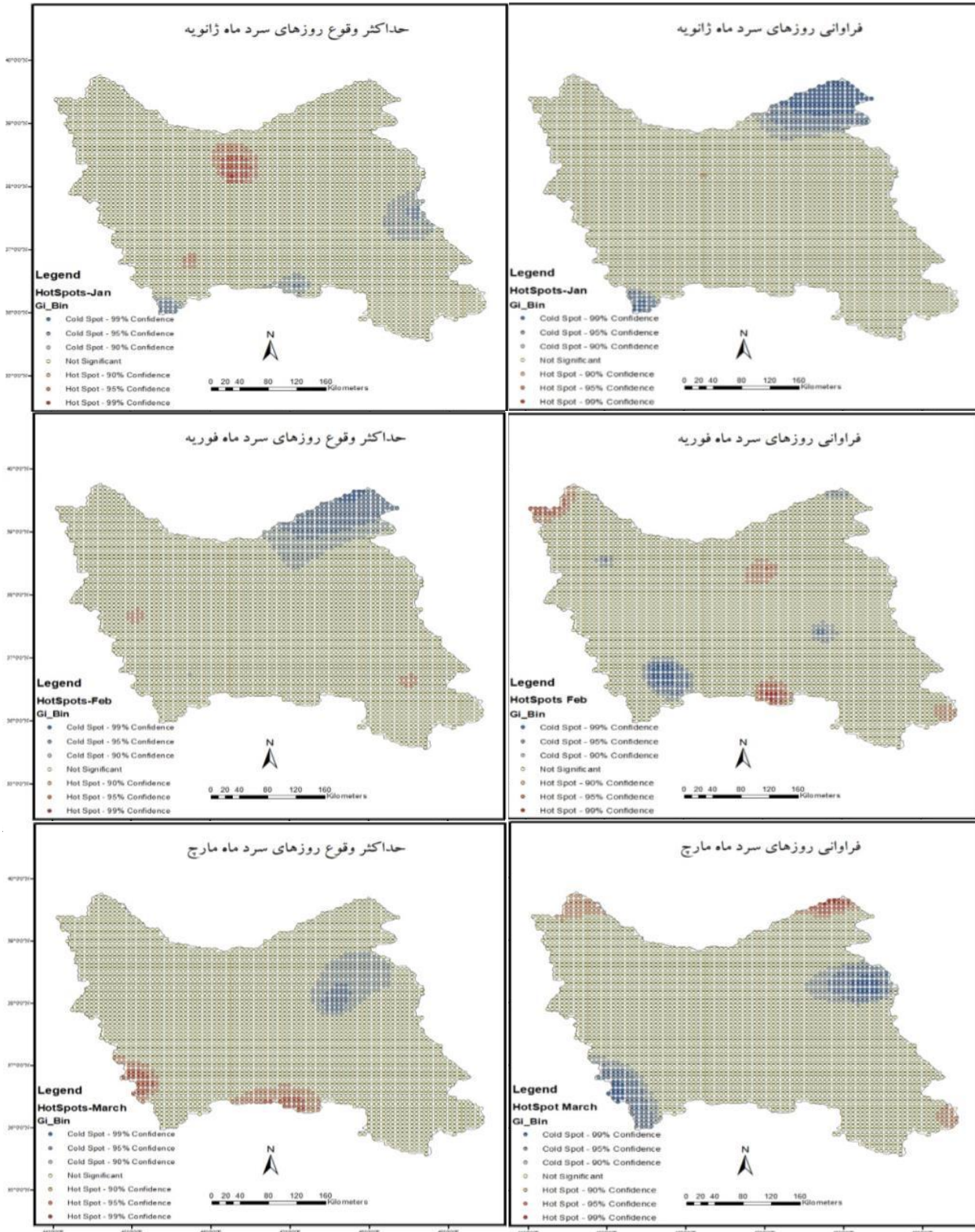
Table 3: Spatial distribution of spatial autocorrelation pattern of frequency and maximum cold days in northwest of Iran (based on local Moran index I)



ادامه شکل ۳: توزیع مکانی الگوی خودهمبستگی فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین شمال غرب ایران (بر اساس شاخص موران

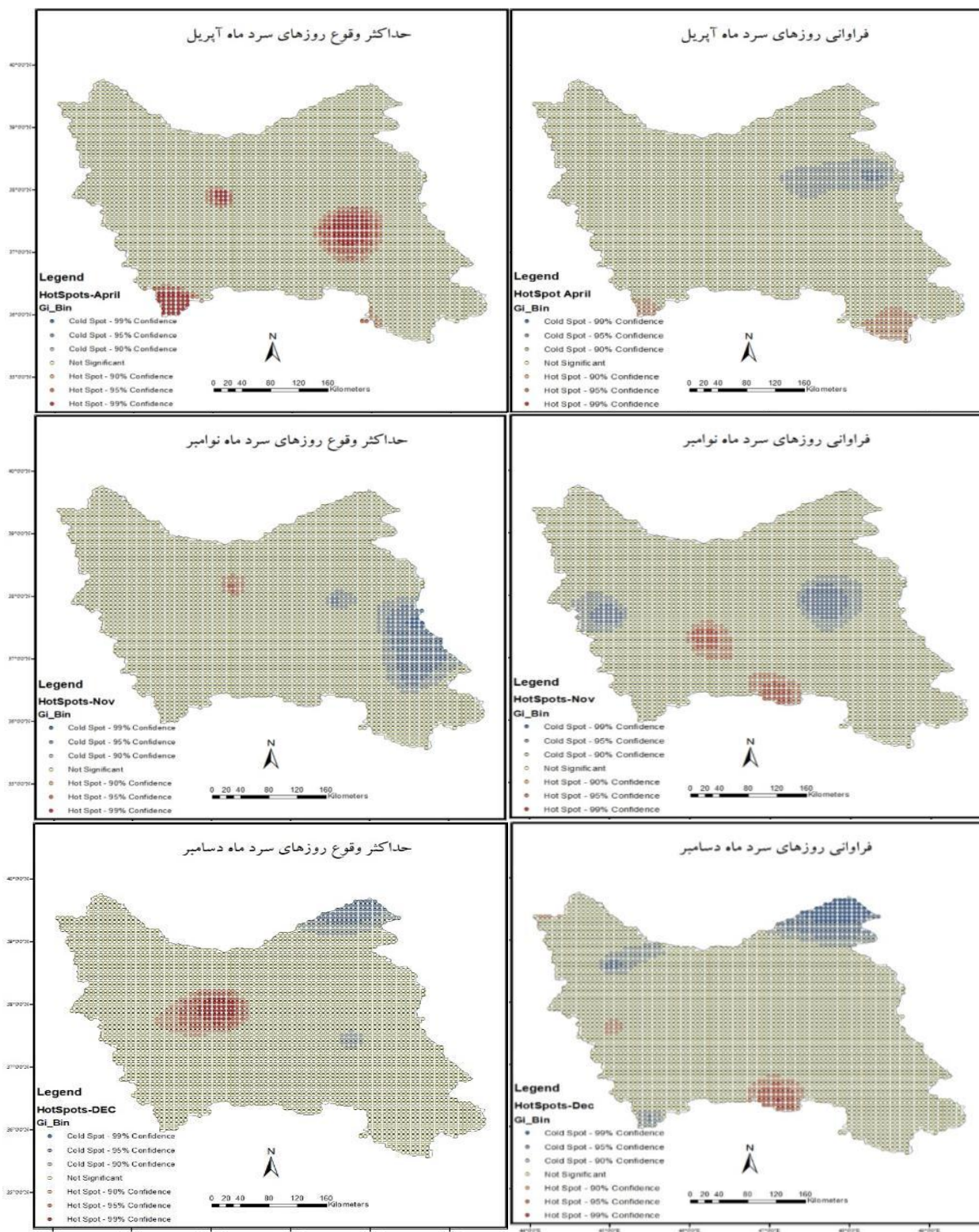
محلی I)

Continue of Figure 3: Spatial distribution of spatial autocorrelation pattern of frequency and maximum cold days in northwest of Iran (based on local Moran index I)



شکل ۴: توزیع مکانی الگوی خودهمبستگی فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین شمال غرب ایران (بر اساس شاخص G^*)

Figure 4: Spatial distribution of spatial autocorrelation pattern of frequency and maximum cold days in northwest of Iran (based on G^* index)



ادامه شکل ۴: توزیع مکانی الگوی خودهمبستگی فضایی فراوانی و حداکثر روزهای سرد فرین شمال غرب ایران (بر اساس شاخص G^*)

Continue of Figure 4: Spatial distribution of spatial autocorrelation pattern of frequency and maximum cold days in northwest of Iran (based on G^* index)

نتیجه گیری

با توجه به این که شرایط آب و هوایی جز لاینفک محیط طبیعی است و بر ابعاد مختلف زیست بشر تاثیر مستقیم دارد و دما نیز یکی از عناصر مهم اقلیم کره زمین و تعیین کننده آب و هوای هر منطقه به شمار می رود که کوچک ترین تغییری در مقدار آن می تواند وقایع اقلیمی مخربی مانند سیلاب ها، طوفان ها، خشکسالی، یخبندان های شدید و ... را ایجاد نماید؛ بنابراین بررسی و شناخت هر چه بیشتر ابعاد مختلف دمایی در هر منطقه ای بسیار حائز اهمیت می باشد و نیز شناخت روند، فراوانی و حداکثر رخداد روزهای سرد فرین می تواند کمک بسیاری به برنامه ریزی های زیست محیطی برای جلوگیری از اثرات مخرب فرین های آب و هوایی داشته باشد. در این تحقیق به منظور بررسی تغییرات رفتار روزهای سرد فرین در منطقه شمال غرب ایران از حداقل دمای روزانه ۲۱ ایستگاه سینوپتیک در بازه زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۷ (۳۲ سال) برای ماه های ژانویه، فوریه، مارس، آوریل، نوامبر و دسامبر استفاده شده است. برای استخراج روزهای سرد فرین با استفاده از ضریب شاخص استاندارد Z روزهایی با مقادیر پایین تر از $1/2$ - به عنوان روزهای سرد فرین در نظر گرفته شد. با اعمال آزمون من کندال بر روی روزهای سرد فرین استخراج شده، با توجه به این که تقریباً در اکثر ماه ها و ایستگاه ها روند منفی دیده می شود ولی در بازه اطمینان ۹۵ درصد این روند معنی دار نبود. مگر در یکی دو ایستگاه (که در ماه نوامبر و دسامبر روند معنی دار کاهشی داشتند). روند کاهشی معنی دار در حدود ۴۳ درصد از ایستگاه ها در بازه اطمینان ۹۵ درصد فقط در ماه مارس اثبات شد که بر اساس شاخص موران محلی I و شاخص G^* روند کاهشی خوشه ای خودهمبستگی منفی و لکه سرد در شمال غرب و جنوب شرق منطقه تشکیل داده است. وجود روند کاهشی تعداد روزهای سرد در ترکیه (Acar et al., 2018) و سایر نقاط دنیا (Kim and Lee, 2019; Kohen et al., 2014; Fischer and Knutti, 2014) و همچنین در شمال غرب ایران نیز طی سال های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۸ (Alijani and Farajzadeh, 2015) اثبات شده است.

با هدف شناخت الگوهای خوشه ای و به بیانی دیگر آرایش مکانی و تحلیل رفتار پارامترهای فراوانی مطلق و حداکثر تعداد رخداد روزهای سرد فرین در هر ماه طی دوره مورد مطالعه، از شاخص انسلین موران محلی I و شاخص لکه داغ G^* برای تحلیل فضایی استفاده شد. نتایج حاصل نشان داد که فراوانی مطلق و حداکثر تعداد رخداد روزهای سرد فرین در شمال غرب ایران در تمامی ماه های مورد مطالعه، الگوی خوشه ای بالا (خودهمبستگی مثبت: بیشترین فراوانی هر دو پارامتر) و الگوی خوشه ای پایین (خودهمبستگی منفی: کمترین فراوانی هر دو پارامتر) را در پهنه مورد مطالعه تشکیل داده اند و نیز بیشتر وسعت منطقه در ماه های مختلف، فاقد الگوی فضایی معنی داری می باشد. همچنین نتایج گویای این واقعیت است الگوهای خوشه ای تشکیل شده در ماه های مورد مطالعه در مکان های مختلفی تشکیل شده است. بدین معنی که الگوی خوشه ای و یا لکه های داغ و سرد در این ماه ها رفتار یکسان در منطقه نداشته اند. نتایج مشابه در مطالعه (Jahanbakhsh et al (2011) نیز نشان داد میانگین منطقه های حداقل دما و روند آن در شمال غرب ایران در ماه های مختلف سال رفتار یکسانی نداشته است. همچنین نتایج حاصل بر اساس شاخص G^* محل تشکیل خوشه ها را در شاخص موران محلی I تایید می کند با این تفاوت که در شاخص G^*

وسعت لکه‌های داغ و سرد بسیار محدودتر از الگوهای خوشه‌ای موران محلی می‌شود. لازم به ذکر است با توجه به این‌که روش‌های به‌کار رفته برای تحلیل فضایی عوارض در پهنه، بر اساس میزان شباهت نقاط همسایه عمل می‌کند و با توجه به این‌که پهنه شمال‌غرب کشور به لحاظ توپوگرافی پیچیدگی منحصر به فردی دارد و تقریباً در ارتفاعات ایستگاه جوی وجود ندارد و همچنین ایستگاه‌های موجود نیز از نظر پراکنش توزیع مناسبی در سطح پهنه مورد مطالعه ندارند، بنابراین انتظار می‌رود با تغییر تعداد ایستگاه‌ها (به خصوص در مناطق مرتفع) و نیز روش‌های دیگر نتایج کامل‌تر و متفاوتی به‌دست آید.

References

- Alijani, B., Farajzadeh, H., (2015), "Trend analysis of extreme temperature indices in the north west of iran", *Geography and Planning*, 52 (19): 229-256. [In Persian].
- Acar, Z., Gnencgil, B., Korucu, N., Çanakkale, G., (2018), "Long-term changes in hot and cold extremes in turkey", *Journal of Geography*, 37: 57-67.
- Ahmadi, M., Gavidel, Y., (2011), "Identification and analyzing of the widespread low extreme temperatures in north west region of iran, by using ntd method", *Researches In Earth Sciences*, 6: 77-92. [In Persian].
- Alijani, B., Hoshyar, M., (2009), "Synoptic origin of cold temperatures over the northwest of Iran", *Physical Geography Research Quarterly*, 65: 1-16. [In Persian].
- Asakereh, H., (2008), "Kriging application in climatic element interpolation a case study: Iran precipitation in 1996.12.16", *Journal of Geography and Development*, 12: 25-42. [In Persian].
- Asakereh, H., (2009), "Spectral analysis of Tabriz annual temperature time series", *Journal of Geographical Research*, 76: 35-50. [In Persian].
- Azizi, G., Miri, M., Rahimi, M., (2015), "Identification of synoptic patterns influencing formation of temperature anomalies in Iran and Europe", *Physical Geography Research*, 47 (1): 91-104. [In Persian].
- Cohen, J., Screen, J. A., Furtado, J. C., Barlow, M., Whittleston, D., Coumou, D., (2014), "Recent arctic amplification and extreme mid-latitude weather", *Nature Geoscience*, 7: 627-637.
- Darand, M., Dolatyari, Z, Aslani, F., Azizi, Y., (2014)," The investigation of extreme precipitation and temperature behavior in kermanshah by statistic tests", *Journal Of Geographic Space*, 46: 213-233. [In Persian].
- Doostkamian, M., Jalali, M., Taherianzad, A., (2018), "Statistical synoptic analysis of pervasive cooling waves in northwest iran", *Journal Of Physical Geography Research* , 49: 699-718. [In Persian].
- Fischer, E. M., Knutti, R., (2014), "Detection of spatially aggregated changes in temperature and precipitation extremes", *geophysical research letters*, 41 (2): 553-570.
- Francis, J. A., Vavrus, S. J., (2012), "Evidence linking arctic amplification to extreme weather in mid-latitudes geophysics", *Res. Lett.*, 39 (6): 1-6.
- Geties, A., Ord, J. K., (1992), "The analysis of spatial association by use of distance statistics", *Geomphicd Analysis*, 24: 189-206.
- Honda, M., Inoue, Yamane, S., (2009), "Influence of low arctic sea-ice minima on anomalously cold Eurasian winters", *Geophysics. Res. Lett*, 36 (8):1-60.
- Hozhbar Pour, Gh., Alijani, B., (2007), "Synoptic analysis of frost days of Ardebil province", *Geography And Development*, 10: 89-106. [In Persian].
- IPCC., (2012), IPCC managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation, Ippc special report environ, Health Prospect., Number P. A58, Scopus google: Cambridge.
- Jahanbakhsh, S., Rezaie, S., Ghasemeh, A., Tadayoni, M., (2011), "The synoptically analysis of the spring frosts in Tabriz (case study: spring frosts 2003 & 2004)", *Journal of Geographical Research*, 26: 1-24. [In Persian].
- Kim, B. M., Son, S. W., Min, S. K., Jeong, J. H., Kim, S. J., Zhang, X., (2014), "Weakening of the stratospheric polar vortex by arctic sea-ice loss nat", *Nature comunication*, 4646: 1-8.
- Massodiyani, S.A., Darand, M., (2011), "Synoptic analysis of farin colds of Iran", *Geography And Development*, 22 (9):165-185. [In Persian].

- Mirza, M. Q., Warrick, R. A., Ericksen, N. J. Kenny, G. J., (1998), "Trends and persistence in precipitation in the ganges, Brahmaputra and Meghna river basins", *Hydrological Sciences-Journal- Des Sciences Hydrologiques*, 43: 845-858.
- Mohammadi, S., Mohammadi, G. H., Rashrdi, S.H. Hoseini Sadr, A., (2018), "Study of the cold period monthly minimum temperature trend in northwest of Iran", *Journal Of Geography And Planning*, 21: 72-96. [In Persian].
- Ord, J. K., Geties, A., (1995), "Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application", *Geographical Analysis*, 27 (4): 286-306.
- Orsolini, Y. J., Senan, R., Vitart, F., Balsamo G., Weisheimer, A., Doblas-Reyes, F. J., (2016), "Influence of the eurasian snow on the negative north atlantic oscillation in subseasonal forecasts of the cold winter 2009/2010", *Clim. Dyn*, 47 (3-4): 1325-1334.
- Rahimzadeh, F., Asgari, A., Fattahi, E., (2008), "Variability of extreme temperature and precipitation in iran during recent decades", *International Journal of Climatology*, 29: 329-343.
- Screen, J. A., Simmonds, I., (2010), "The central role of diminishing sea ice in recent arctic temperature amplification", *Nature*, 464: 1334-1337.
- Serreze, M. C., Barrett, A. P., Stroeve, J. C., Kindig, D. N., Holland, M. M., (2009), "The Emergence of surface-based Arctic amplification", *Cryosphere*, 3: 11-19.
- Shekhar, S. E., Michael, R., Kang, J. M., Andmohan, P., (2011), "Identifying Patterns In Spatialinformation", *A Survey Of Methods*, 1: 191-214.
- Sneyers, R., (1975), "Sur l'analyse statistique des series d'observations.omm publication no.415, note technique 143. omm", World meteorological Organization (WMO), Geneva & Switzerland.
- Sotodeh, F., Alijani B., (2015), "The relationship between spatial distribution of heavy precipitation and pressure patterns in Guilan province", *Journal of Spatial Analysis Environmental hazarts*, 2 (1) :63-73.
- Stroeve, J., C., Serreze, M., Holland, M., Maslanik, J., Barrett, A. P., (2012), "The arc tic's rapidly shrinking sea ice cover: a research synthesis", *Clim. Change*, 110: 1005-1027.
- Yarmoradi, Z., Keikhosravi, G.H., Nasiri, B., (2018), " Investigating cold weather waves in the western part of Iran", *Journal Of Researches In Earth Sciences*, 35 (9): 51-67. [In Persian].
- Yazdanpanah, H., Nazari, A., Sepandar, N., Ahmadian, M., (2013), "Analysis of Sanandaj cold waves in the period 1961-2009", Naional conference on border cities and security, Zahedan, 18-19 April 2013. [In Persian]