

تحلیل فضایی پراکنش رطوبت در ایران

غلامعباس فلاح قاله‌ری* - استادیار گروه جغرافیا، دانشگاه حکیم سبزواری
مهدی اسدی - دانشجوی دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، دانشگاه حکیم سبزواری
عباسعلی داداشی رودباری - دانشجوی کارشناسی ارشد اقلیم کاربردی، دانشگاه حکیم سبزواری

پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۱۲/۱۳ تأیید نهایی: ۱۳۹۴/۰۴/۳۰

چکیده

بخار آب موجود در جو، با جذب امواج تشعشعی با طول موج بلند بر تعادل دمای زمین تأثیر بسزایی می‌گذارد؛ از این رو، هدف اصلی این پژوهش شناسایی پراکنش فضایی رطوبت نسبی در ایران است. به این منظور، ابتدا به تشکیل پایگاه داده‌های شبکه‌ای رطوبت در ایران اقدام شد؛ سپس داده‌های این پایگاه در دوره آماری سی‌ساله‌ای، در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۲/۰۱/۰۱ تا ۲۰۱۲/۱۲/۳۱ میلادی مبنای پژوهش قرار گرفت و یافته‌های به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر بر منطقه پژوهش گسترانیده شد. به منظور دستیابی به تغییرات درون‌سالی رطوبت در ایران، از روش‌های نو آمار فضایی از قبیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ با استفاده از امکانات برنامه‌نویسی در محیط GIS بهره برده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که پراکنش فضایی رطوبت در ایران دارای الگوی خوشه‌ای بالاست. در این بین، براساس شاخص موران محلی و لکه‌های داغ، الگوهای رطوبتی در شمال، شمال غرب و شمال شرق، غرب و جنوب غرب کشور دارای الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت (الگوی رطوبتی نمناک) و بخش‌های جنوب شرقی و مرکزی کشور دارای خودهمبستگی فضایی منفی (الگوی رطوبتی خشک) بوده است. در طی دوره پژوهش، بخش اعظمی از کشور (حدود نیمی از کل مساحت) دارای الگوی معناداری یا خودهمبستگی فضایی بوده است.

کلیدواژه‌ها: ایران، پراکنش فضایی، رطوبت نسبی، شاخص لکه داغ، شاخص موران.

مقدمه

حاصل تعامل عوامل محلی و الگوهای گردشی در بلندمدت، نوع و حالت آرایش الگوهای رطوبتی هر پهنه جغرافیایی را تعیین می‌کند. آگاهی از پراکنش مکانی رطوبت در پهنه‌های جغرافیایی، زمینه‌ساز برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های درست محیطی است. رطوبت یکی از عناصر مهم اقلیمی است که آثار انکارناپذیری بر فعالیت‌های مختلف انسانی و فرایندهای طبیعی، به خصوص در مناطق خشک و نیمه‌خشک می‌گذارد. هوای خشک در طبیعت وجود ندارد و حتی در هوای به‌ظاهر خشک بیابانی هم مقداری رطوبت وجود دارد (علیچانی و کاویانی، ۱۳۸۵: ۲۰۶). رطوبت جوی عبارت است از مقدار بخار آب موجود در هوا که برحسب هکتوپاسکال بیان می‌شود. البته رطوبت موجود در جو را به‌سادگی می‌توان به

* E-mail: ab_fa789@yahoo.com

روش‌های مختلفی مانند نسبت اختلاط، فشار بخار آب، نم ویژه و نم نسبی که برای بیان مقدار رطوبت موجود در جو به کار می‌روند، به هم تبدیل کرد (مسعودیان، ۱۳۹۰: ۷۹). افزایش یا کاهش رطوبت در یک ناحیه وابسته به انتقال رطوبت به داخل یا خارج از ناحیه به وسیله جریان‌های اتمسفری و گردش هوا به شکل‌های گاز و مایع است. به همین علت است که چگونگی شار رطوبت به طور فزاینده‌ای با گردش جو، به خصوص الگوهای پرفشار، هم‌خوانی دارد (لیندسای، ۱۹۹۳: ۱۶۲؛ خنجیده و همکاران، ۲۰۰۳: ۳۳۵؛ زانگ، ۲۰۰۱: ۱۰۰۸). باتوجه به اینکه بارش اتفاق افتاده ارتباط مستقیمی با رطوبت موجود در جو یا سامانه بارش‌زا دارد، بررسی مقدار رطوبت جو و همچنین انتقال بخار آب، به یکی از موضوع‌های شایان توجه در پژوهش‌های جوی تبدیل شده است. متأسفانه تا به حال در داخل کشور پژوهشی درباره رطوبت با آمار فضایی انجام نگرفته است؛ اما در زمینه رطوبت و منابع رطوبتی بارش‌های ایران، پژوهش‌هایی صورت گرفته است که در ادامه به چند نمونه از آنها اشاره می‌شود: فرج‌زاده و همکاران (۱۳۸۸) منابع رطوبتی بارش‌های غرب کشور را با استفاده از مقادیر شار رطوبت بررسی کردند. آنها نشان دادند که دریای عرب و عمان در ترازهای پایینی و دریای سرخ در تراز میانی جو، بیشترین تأثیر را بر تأمین رطوبت بارش در این منطقه می‌گذارند. کلین و همکاران (۲۰۰۷) به بررسی لکه‌های خشک و مرطوب منطقه آند پرداختند. دیفنووک و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی تغییرات آب‌وهوایی و نقاط داغ ایالات متحده آمریکا پرداختند. آنها چند سناریو از الگوی اقلیمی را برای شناسایی تغییرات آب‌وهوایی نقاط داغ در ایالات متحده آمریکا بررسی کردند. براساس نتایج این پژوهش، الگوسازی لکه‌های داغ در ساختار الگوی GCM با حساسیت زیاد شناسایی شدنی است. اوهایون (۲۰۱۱) با استفاده از فراسنج‌های اقلیمی متوسط درجه حرارت ماهانه و متوسط کمینه و بیشینه دما در دوره ۳۷ ساله‌ای در سرزمین‌های فلسطین اشغالی، به مقایسه نتایج روش‌های آمار فضایی و سنتی پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد دما در این منطقه از الگوی پیچیده‌ای تبعیت می‌کند. دل‌ریو و همکاران (۲۰۱۱) نیز روش OLS^۱ را که روش بهینه‌ای برای الگوسازی روابط فضایی در آمار فضایی است، برای تجزیه و تحلیل روند تغییرات دمای ۴۷۳ ایستگاه آب‌وهواشناسی اسپانیا در دوره آماری ۲۰۰۶-۱۹۶۱ استفاده کردند. جیا و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از روش‌های آمار فضایی به ریزمقیاس نمایی الگوریتم بارش شبکه TRMM براساس شاخص NDVI و الگوی رقومی ارتفاع در حوضه کادمیوم^۲ چین پرداختند. در این پژوهش، از شاخص موران جهانی برای تحلیل الگوی شاخص NDVI استفاده شد. براساس نتایج این پژوهش، ریزمقیاس نمایی داده‌های بارش با استفاده از الگوریتم یادشده در شش ایستگاه پژوهش‌شده، باتوجه به روند داده‌ها دارای مقادیر متفاوتی است. چوبینگ و نیگ (۲۰۱۱) لکه‌های داغ جزایر حرارتی چین را بررسی کردند. آلد و سابرند (۲۰۱۲) در پژوهشی در منطقه کولمر^۳، واقع در شمال شرق فرانسه، برای داده‌های آب‌وهوایی و الگوهای پراکندگی اپیدمیولوژی گونه‌های گیاهی، از رویکرد کاربردی آمار فضایی بهره برده، مناطق حساس به تغییرات آب‌وهوایی را مشخص کردند. دی‌لوکنا و همکاران (۲۰۱۳) میدان‌های حرارتی منطقه شهری ریودوژانیرو در

1. ordinary least-square
2. Qaidam
3. Colmar

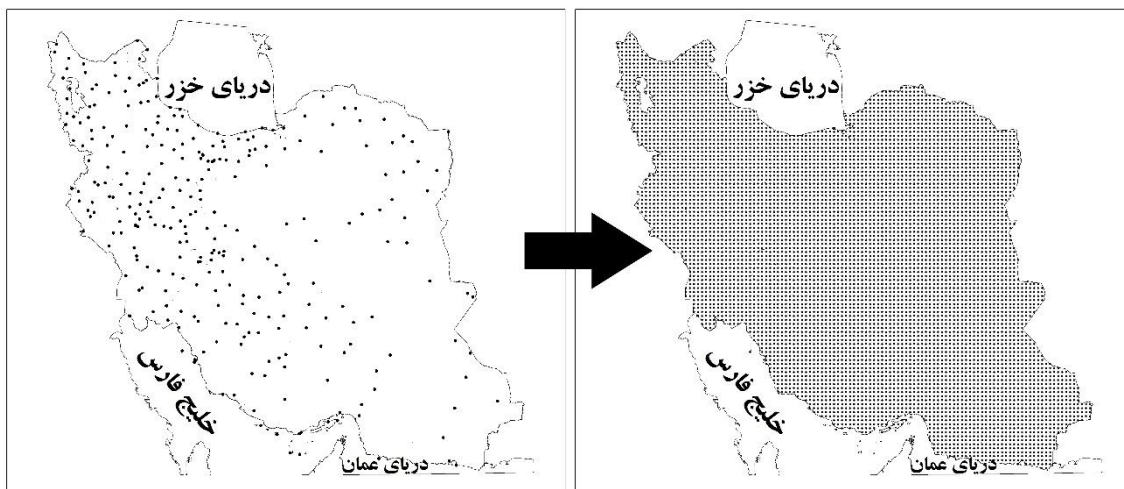
برزیل را با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ بررسی کردند. بجت و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی روند دما در صربستان (۲۰۱۰-۱۹۶۱) پرداختند. در این پژوهش، از داده‌های متوسط ماهانه دمای ۶۴ ایستگاه همدید استفاده شد و سپس روند دامنه‌های دما از روند خطی و همچنین روش کمترین مربعات معمولی به دست آمد. برای بررسی خودهمبستگی فضایی نیز از روش موران جهانی استفاده شد. نتایج پژوهش آنان نشان داد روند درجه حرارت در سراسر صربستان از الگوی تصادفی تبعیت می‌کند. روبسون و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی با استفاده از تابع K راییلی، ایستگاه‌های مهم هواشناسی جهان را تجزیه و تحلیل و بهترین نوع الگوی این تابع را معرفی کردند. تغییرات زمانی-مکانی بارش از مهم‌ترین موضوع‌های اقلیم کاربردی است. پژوهش‌هایی از این دست، بسیارند که می‌توان پژوهش‌های هومر و همکاران (۲۰۱۰)، آجنا و همکاران (۲۰۱۳)، نمک و همکاران (۲۰۱۳)، کیم و سینگ (۲۰۱۴) را به‌مثابه الگوهایی شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید. جمع‌بندی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که در پژوهش‌های اقلیمی در سطح کشور، باوجود قابلیت‌های زیاد آمار فضایی در تحلیل داده‌ها، از قابلیت‌های توابع تحلیلی آن همچون تحلیل لکه‌های داغ و تحلیل خوشه و ناخوشه‌ها بهره کافی برده نشده است. این پژوهش با رویکرد استفاده از توابع تحلیل مکانی آمار فضایی، شناسایی مناطق رطوبتی کشور را کانون توجه خود قرار داده است.

مواد و روش‌ها

منطقه پژوهش

در پژوهش پیش رو، مفهوم کلی واژه رطوبت عبارت است از رطوبت نسبی که درحقیقت نسبت بخار آب موجود در هوا به بیشترین بخار آبی است که هوا گنجایش جای دادن آن را در همان دما در خود دارد (علیجانی، ۱۳۸۹: ۱۰۱؛ قویدل رحیمی، ۱۳۹۱: ۱۷۰؛ فلاح قاله‌ری ۱۳۹۳: ۱۸۹). براین اساس، می‌توان اذعان داشت رطوبت نسبی مقدار بخار آبی را نشان می‌دهد که صرف نظر از دما، به داخل هوا تبخیر می‌شود (همان).

در این پژوهش، از آمار ۳۰۷ ایستگاه همدید و اقلیم‌شناسی کشور با دوره آماری مشترک سی ساله (۲۰۱۲-۱۹۸۲) استفاده شد. شکل ۱ پراکنش ایستگاه‌های پژوهش را نشان می‌دهد. در این پژوهش، داده‌های نقطه‌ای با استفاده از روش میان‌یابی کریگینگ در نرم‌افزار ArcGIS 10.2.2 به داده‌های پهنه‌ای با یاخته‌هایی به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر تعمیم داده شد. برای تسریع روند محاسبه‌ها، از قابلیت‌های برنامه‌نویسی نرم‌افزار GS+ و Spss استفاده شد. باتوجه‌به اینکه اطلاعات مربوط به رطوبت دارای همبستگی مکانی است، می‌توان با استفاده از روش‌های آمار فضایی، الگوی رطوبت را به دست آورد و سپس با استفاده از آماره‌های خوشه و ناخوشه و تحلیل لکه‌های داغ، پیش‌یابی‌های لازم را انجام داد.



شکل ۱. ایستگاه‌های همید و اقلیمی (سمت چپ) و یاخته‌های ۱۵×۱۵ کیلومتر (سمت راست)

در پژوهش پیش رو، داده‌های رطوبت با تعریف الگوی خطی با خطای وابسته مکانی با داده‌های مکان $Z(s_1), \dots, Z(s_n)$ که در مکان‌های $\{s_1, \dots, s_n\}$ مشاهده شده‌اند، به صورت رابطه ۱ الگوبندی شده‌اند:

$$Z(s) = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i(s) + \delta(S) \quad s \in D \subset R^d \quad (1)$$

که در آن، $\{x_i(s), i = 1, \dots, q\}$ گرادیه‌ای است از q متغیر توضیحی غیرتصادفی و $\delta(S)$ فرایند خطا با میانگین صفر و واریانس محدود است. برای پیش‌یابی مکانی روش‌های گوناگونی مطرح شده که در این پژوهش با توجه به بررسی‌های انجام گرفته و مقایسه مجموع مربع خطاهای الگوهای مختلف، پیش‌یابی روش کریگینگ، روش بهنجار تشخیص داده شده است؛ از این رو تمام بررسی‌های مبنی بر پیش‌یابی داده‌های رطوبتی ایران، براساس این روش مطرح شده است. پیش‌یاب که از روش کریگینگ به دست می‌آید، خطی، نارایب و دارای کوچک‌ترین واریانس در بین تمام پیش‌یاب‌های نارایب خطی بوده که به دو صورت کریگینگ معمولی و کریگینگ عام است.

در آمار فضایی، شناخت الگوها و کشف روندهای موجود در داده‌های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است (واجپیترسون و اسکلدز، ۲۰۰۶: ۲۶۸)؛ چراکه پیش از هرگونه تحلیل و تهیه نقشه در آمار فضایی باید این پیش‌دآوری صورت گیرد که داده‌ها چگونه در فضا توزیع شده‌اند و توزیع آنها در فضا از چه الگو و قاعده‌ای پیروی می‌کند (ایلان و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۱۳). در پژوهش پیش رو، به منظور درک بهتر داده‌ها و تصمیم‌گیری دقیق‌تر درباره سطح اعتماد آماری، از روش تحلیل الگوی موران محلی استفاده شد. در دهه‌های اخیر، سناریوهای مختلفی در زمینه تحلیل الگوهای داده فضایی در آمار فضایی بسط داده شده که از جمله می‌توان به شاخص جهانی موران - که به *Global Moran I* معروف است - اشاره کرد که این آماره عددی را به دست می‌دهد (با عنوان امتیاز استاندارد یا *z-score*) که با استفاده از آن می‌توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری کرد (میشل، ۲۰۰۵: ۱۹۳، ایلان و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۱۸). برای محاسبه آماره یا شاخص موران، ابتدا امتیاز استاندارد Z و *P-Value* محاسبه و در مرحله بعد، به ارزیابی و معنادار بودن شاخص پرداخته می‌شود. برای محاسبه خودهمبستگی فضایی با

استفاده از شاخص موران جهانی از رابطه ۲ استفاده می‌شود:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2)$$

در رابطه ۲، z_i برابر با تفاضل یا اختلاف بین مقدار خصیصه عارضه i با میانگین آن $(x_i - \bar{x})$ است. $w_{i,j}$ وزن موجود بین عارضه i و j ، n تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه استفاده شده و S_0 جمع کل وزن‌های فضایی است.

امتیاز استاندارد z_i برای آماره موران با رابطه ۳ به‌طور جداگانه محاسبه می‌شود:

$$z_i = \frac{i - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (3)$$

$$E[I] = -\frac{1}{n_1} \quad (4)$$

$$V[I] = E[I^2] - E[I]^2 \quad (5)$$

در رابطه ۳، $V[I]$ واریانس داده‌هاست. به‌طور کلی، اگر مقدار شاخص موران به عدد $+1$ نزدیک باشد، داده‌ها دارای خودهمبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای است و اگر مقدار شاخص موران به عدد -1 نزدیک باشد، داده‌ها از هم‌گسسته و پراکنده است.

در این پژوهش، از تحلیل خوشه و ناخوشه^۱ و تحلیل لکه‌های داغ^۲ برای بررسی رطوبت استفاده شد. تحلیل خوشه و ناخوشه که به شاخص انسلین محلی موران^۳ نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضاست (گیتس و آلدست، ۲۰۰۴: ۹۳؛ انسلین و همکاران، ۲۰۰۹: ۷۴؛ ویلر و پرز، ۲۰۰۹: ۴۶۵). برای تحلیل خوشه و ناخوشه برای هر عارضه موجود در لایه، مقدار شاخص موران محلی، امتیاز z_i و P -Value که بیان‌کننده معناداری شاخص محاسبه شده است، به دست می‌آید. آماره محلی موران I براساس رابطه ۶ محاسبه می‌شود:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j} w_{i,j} (x_i - \bar{x}) \quad (6)$$

در این رابطه، x_i خصیصه عارضه i و \bar{x} میانگین خصیصه مربوط و $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه i و j است. مقدار S_i با رابطه ۷ محاسبه می‌شود:

1. Cluster and Outlier Analysis
2. Hot Spot Analysis
3. Anselin Local Moran's I

$$S_i^r = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} - \bar{x}^r \quad (7)$$

در این رابطه، n برابر با تعداد کل عارضه‌هاست.

تحلیل لکه‌های داغ از آماره گتیس-ارد جی^۱ برای همه عوارض موجود در داده‌ها استفاده می‌شود (روگرسون، ۲۰۰۶: ۲۷۵). امتیاز Z محاسبه شده نشان می‌دهد که در کدام مناطق، داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده است. امتیاز Z برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد که مجموع محلی^۲ عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه شود (جیکاس و گرلینگ، ۲۰۰۳: ۲؛ زانگ و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۱۹). آماره گتیس-ارد جی، با رابطه ۸ محاسبه می‌شود:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x_i \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{\sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^r - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^r]}{n-1}}} \quad (8)$$

در این رابطه، x_j مقدار خصیصه برای عارضه^۳ $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه^۴ i و j و n تعداد کل عارضه‌هاست. برای

محاسبه S از رابطه ۹ استفاده می‌شود:

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_j^r}{n} - (\bar{x})^r} \quad (9)$$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} \quad (10)$$

که در آن، باتوجه به اینکه G_i خود نوعی امتیاز Z محسوب می‌شود، از محاسبه دوباره Z پرهیز شده است.

یافته‌های پژوهش

خروجی تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، به صورت عددی در جدول ۱ ارائه شده است. به‌طور کلی، اگر شاخص موران نزدیک به +۱ باشد، داده‌ها دارای خودهمبستگی فضایی و الگوی خوشه‌ای است و اگر مقدار شاخص موران نزدیک به عدد -۱ باشد، داده‌ها از هم گسسته و پراکنده است. در موران جهانی، فرضیه صفر این است که هیچ نوع خوشه‌بندی فضایی بین مقادیر عنصر مرتبط با عوارض جغرافیایی مورد نظر وجود ندارد؛ حال زمانی که مقدار P-Value بسیار کوچک و مقدار Z محاسبه شده (قدرمطلق آن) بسیار بزرگ باشد (خارج از محدوده اطمینان قرار گیرد)، می‌توان

1. Getis- Ord G_i
2. Local Sum

فرضیه صفر را رد کرد. اگر شاخص موران بزرگتر از صفر باشد، داده‌ها نوعی خوشه‌بندی فضایی را نشان می‌دهد. اگر مقدار شاخص کمتر از صفر باشد، عوارض بررسی شده دارای الگوی پراکنده است. براساس جدول ۱، مقدار شاخص موران جهانی برای هر دوازده ماه سال، بیش از ۰/۹۰ است. این نکته نشان‌دهنده آن است که براساس شاخص موران جهانی، رطوبت در ایران در دوره بررسی شده، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است. آماره z برای هر دوازده ماه دوره آماری بررسی شده، زیاد و بین ۲۴۷ تا ۲۶۳ است؛ بنابراین در مجموع، براساس موران جهانی می‌توان استنباط کرد که تغییرات درون سالی رطوبت در ایران از الگوی خوشه‌ای بالا تبعیت می‌کند. بنابراین باتوجه به زیاد بودن مقدار z و کم بودن مقدار $P-Value$ می‌توان فرضیه نبود خودهمبستگی فضایی بین داده‌ها در هر دوازده ماه سال را رد کرد. حال اگر قرار بود در ایران، رطوبت برای ماه‌های سال به‌طور طبیعی در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۰۱۳۹- می‌شد.

جدول ۱. خروجی ماهانه آماره موران

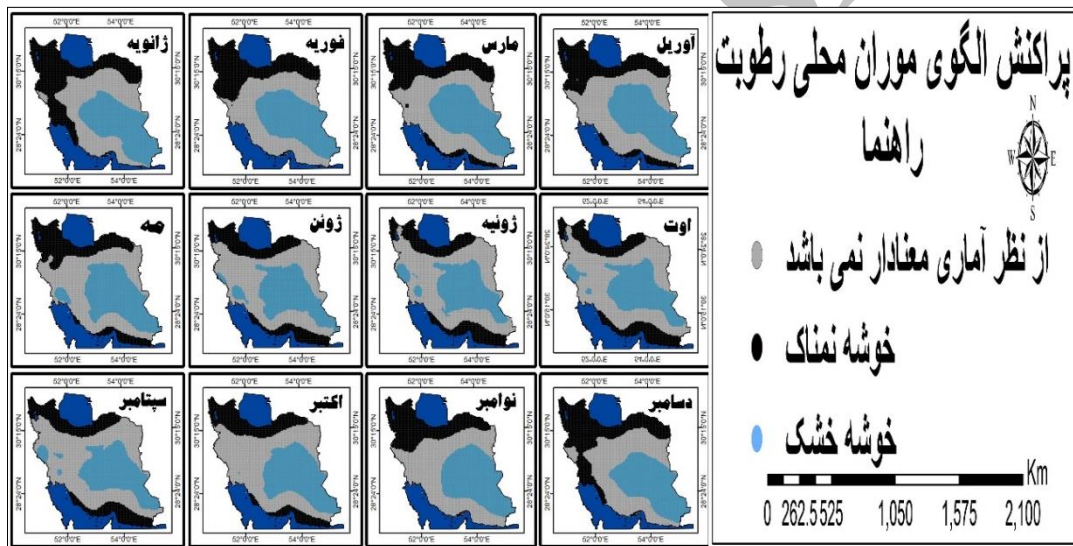
ماه	شاخص موران	شاخص موران مورد انتظار	واریانس	z-score	P-Value
ژانویه	۰/۹۶۸۷۷۵	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۱/۳۵۳۷۷۴	۰
فوریه	۰/۹۷۸۱۰۹	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۳/۸۶۹۴۲۶	۰
مارس	۰/۹۵۶۲۸۶	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۷/۹۹۷۵۸۱	۰
آوریل	۰/۹۴۷۶۸۳	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۵/۶۸۳۵۴۷	۰
مه	۰/۹۳۲۶۳۷	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۷/۰۱۱۴۳۸	۰
ژوئن	۰/۹۱۹۰۵۳	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۶/۶۸۲۸۰۱	۰
ژوئیه	۰/۹۲۰۱۹۲	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۸/۲۸۹۳۰۷	۰
اوت	۰/۹۱۸۰۲۹	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۷/۷۰۸۹۸۰	۰
سپتامبر	۰/۹۱۸۱۵۰	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۷/۷۴۴۵۷۱	۰
اکتبر	۰/۹۲۸۰۹۶	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۰/۴۲۳۳۹۳	۰
نوامبر	۰/۹۶۳۹۱۸	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۰/۰۵۳۲۴۷	۰
دسامبر	۰/۹۶۳۷۸۰	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۰/۰۱۰۰۷۰	۰

چنانکه در جدول ۱ نیز مشاهده می‌شود، در دوازده ماه سال مقدار شاخص موران جهانی بیش از ۰/۹۰ بوده است. این نوع از توزیع داده‌ها مبین آن است که الگوی پراکنش فضایی رطوبت در فاصله‌ها و مقیاس‌های چندگانه از فاصله‌ای به فاصله دیگر یا مقیاسی به مقیاس دیگر تغییر می‌کند. درحقیقت، این قضیه منعکس‌کننده وجود تفاوت‌های فضایی ویژه در فاصله‌ها و مقیاس‌های مختلف است. بنابراین، نتیجه‌ای که از افزایش این مقدار ارزشی حاصل خواهد شد، خوشه‌بندی فضایی عوارض همراه با تغییر اندازه در واحد همسایگی است. از آنجاکه رطوبت در ماه‌های سرد سال برای کل کشور افزایش می‌یابد، تغییر محسوس مقدار رطوبت در کل کشور برای واحدهای همسایگی حاصل می‌شود؛ ولی در ماه‌های گرم سال، رطوبت به‌طور نامتوازن در کشور توزیع می‌شود. در ماه‌های ژانویه، فوریه، نوامبر و دسامبر از فصل پاییز و

زمستان نیز مشاهده می‌شود که بیشترین مقدار ارزشی را به خود اختصاص داده که آن نیز به دلیل همسان بودن افت‌وخیز تقریباً مشابه رطوبت در کل پهنه کشور است.

همان‌طور که مشاهده شد، خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به‌همین دلیل، برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر پراکنش فضایی رطوبت، طی دوره بررسی شده، از موران محلی استفاده شد. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که عوارض چگونه در فضا توزیع شده است؛ به‌صورت تصادفی، پراکنده یا خوشه‌ای؟ اگر مقدار I مثبت باشد، به‌معنای آن است که عارضه مورد نظر را عوارض مشابه احاطه کرده است؛ بنابراین عارضه مورد نظر، بخشی از آن خوشه است. اگر مقدار I منفی باشد، به‌معنای آن است که عارضه مورد نظر را عوارض نامشابه محاصره کرده است. این نوع عارضه، ناخوشه نامیده می‌شود. مقدار ارزشی حاصل از این آماره در چارچوب امتیاز استاندارد محاسبه شده و P -Value قابل تفسیر و تحلیل است. در این آماره، HH بیان‌کننده خوشه‌های مقدار زیاد یا خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد اطمینان، LL بیان‌کننده خوشه‌های مقادیر کم یا خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد اطمینان، HL نشان‌دهنده ناخوشه‌ای بودن است که در آن، یک مقدار زیاد را مقادیر کم محاصره کرده و LH تک‌سلول‌هایی است که در آن، عارضه دارای مقدار کم را عوارض دارای مقادیر زیاد محاصره کرده است و از نظر آماری معنادار (سطح ۵ درصد) است. شکل ۲ تغییرات درون‌سالی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای پراکنش فضایی رطوبت را طی دوره آماری بررسی شده (۲۰۱۲-۱۹۸۲) نشان می‌دهد. در سه ماه فصل زمستان (ژانویه، فوریه و مارس) در بیشتر مناطق کشور، الگوهای خشک و نمناک حاکم بوده یا به‌عبارتی، دارای الگوی خوشه‌ای بوده است. این وضعیت به‌طوربرابر با مقدار $۶۳/۱۶$ درصد در سه ماه فصل زمستان در سطح کشور توزیع شده است (شکل ۲). در ژانویه $۳۱/۹۲$ ، فوریه $۲۷/۶۲$ و مارس $۲۶/۹۶$ درصد از مناطق کشور اغلب در نواحی شمالی، شمال غربی، شمال شرقی، غربی و جنوب غربی (در ماه ژانویه به‌دلیل وجود بادهای غربی)، به‌نماینده‌گی از ایستگاه‌های همدید آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، زنجان، گیلان، مازندران، گرگان، خراسان، خوزستان و کرمانشاه، الگوی خوشه‌ای با ارزش زیاد (خودهمبستگی فضایی مثبت) حاکم است. در همین دوره از سال، الگوی رطوبتی LL یا مقادیر کم (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایان‌کننده الگوی خشک رطوبت است، به‌ترتیب در ماه‌های فصل زمستان $۳۱/۲۴$ ، $۳۳/۱۲$ و $۳۲/۷۵$ درصد توزیع و به‌صورت زبانه‌ای، از نواحی جنوب شرقی تا نواحی مرکزی کشور کشیده شده است (جدول ۲). در فصل بهار، مقادیر رطوبت با خودهمبستگی فضایی مثبت زیاد نسبت به فصل زمستان حدود $۴/۸۳$ درصد کاهش یافته و از نظر مکانی نیز دچار تغییراتی شده و نواحی غربی و جنوب غربی از الگوی نمناک به فاقد همبستگی و الگوی خشک تغییر یافته است. نواحی جنوبی نیز به‌صورت باریکه ساحلی دارای الگوی نمناک شده و رطوبت در آن‌جا به‌دلیل انتقال آن از خلیج فارس و دریای عمان افزایش یافته است (شکل ۲)؛ به‌طوری‌که خوشه‌های با ارزش زیاد تا شمال و شمال غرب کشور (باریکه ساحلی خزر و آذربایجان) پس‌روی کرده و در ماه ژوئن (خرداد) ناحیه شمال شرقی و برخی از قسمت‌های شمال غربی کشور به‌طورکامل رطوبت خود را از دست داده و پراکنش رطوبت به باریکه ساحلی خزر محدود شده است. درحالی‌که مقادیر با ارزش زیاد یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت HH در فصل زمستان در نواحی شمالی، شمال غربی، شمال شرقی، غربی و جنوب غربی افت‌وخیز زیادی بوده است. در فصل تابستان، تغییرات الگوهای رطوبتی خشک

(خودهمبستگی فضایی منفی) افزایش یافته است؛ به این ترتیب برای ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر به ترتیب مقادیر ۲۹/۷۴، ۲۹/۱۳ و ۲۹/۰۵ درصد نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، در این فصل از سال، از مساحت الگوهای رطوبتی خشک (خودهمبستگی فضایی منفی) اندکی کاسته و به لحاظ مکانی نیز تغییراتی ایجاد شده است. در فصل تابستان، مساحت مناطق فاقد الگو نسبت به سه فصل پیشین، بیشترین مقدار عددی را داشته و به ۴۹/۷۴ درصد رسیده است. همان‌طور که در جدول ۲ نیز مشاهده می‌شود، فصل زمستان کمترین درصد از مناطق فاقد الگو را به خود اختصاص داده و به طور میانگین در مجموع، در سه ماه ژانویه، فوریه و مارس ۳۸/۸۰ درصد از مساحت کشور از هیچ الگوی فضایی پیروی نکرده است. در مجموع با توجه به اینکه مقادیر دارای خودهمبستگی فضایی مثبت در هر چهار فصل سال یا با نگاهی ریزمقیاسانه‌تر در هر دوازده ماه سال، به نواحی شمالی و در بعضی از ماه‌های سال (شکل ۲) به باریکه ساحلی خزر محدود شده است، می‌توان استنباط کرد که عوامل محلی در توزیع پراکنش پراکنش فضایی رطوبت در ایران تأثیر بسزایی می‌گذارد.



شکل ۲. نتایج پراکنش الگوی موران محلی پراکنش فضایی رطوبت در ایران

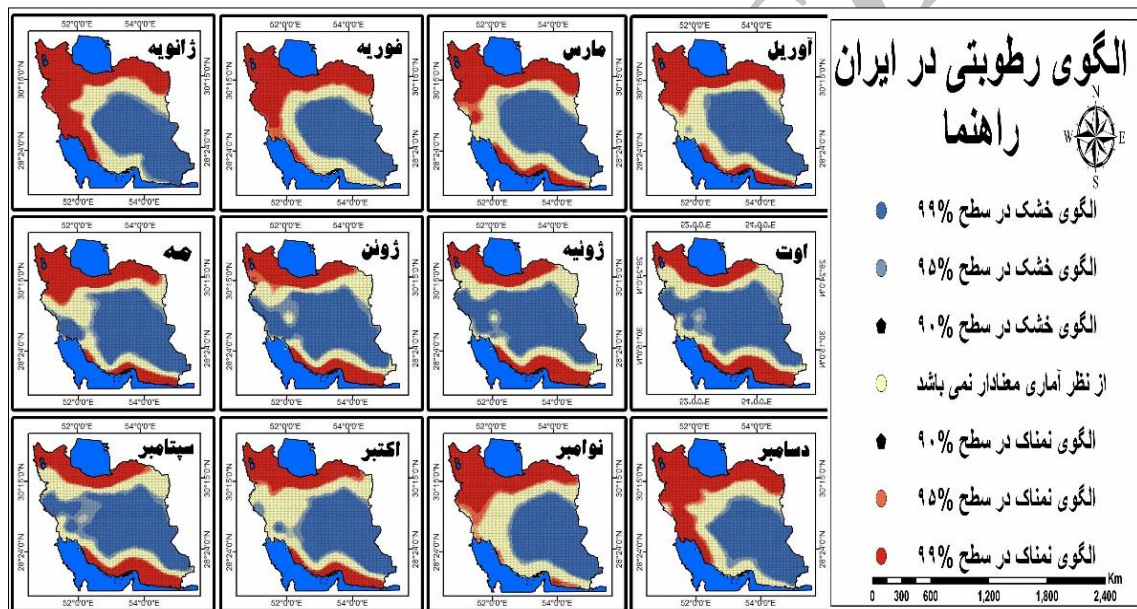
جدول ۲. درصد مساحت متأثر از الگوی موران محلی

نوع الگوی رطوبتی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۳۱/۹۲	۲۷/۶۲	۲۶/۹۶	۲۶/۵۷	۲۴/۲۴	۲۱/۲۰
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۳۱/۲۴	۳۳/۱۲	۳۲/۷۵	۳۲/۴۲	۳۴/۰۷	۳۰/۸۹
فاقد الگو	۳۶/۸۴	۳۹/۲۶	۴۰/۲۹	۴۱/۰۱	۴۱/۶۹	۴۷/۹۱
نوع الگوی رطوبتی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۰/۹۶	۲۰/۷۶	۲۱/۱۴	۲۱/۳۳	۲۳/۳۶	۲۹/۸۷
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۲۹/۷۴	۲۹/۱۳	۲۹/۰۵	۳۱/۲۵	۳۳/۰۳	۳۰/۵۱
فاقد الگو	۴۹/۳۰	۵۰/۱۱	۴۹/۸۰	۴۷/۴۲	۴۳/۶۱	۳۹/۶۲

باتوجه به آنچه تاکنون گفته شد، آن دسته از مناطق ایران که رطوبت آنها دارای پراکنش فضایی مثبت (خوشه‌های رطوبتی بالا) و منفی (خوشه‌های رطوبتی پایین) بودند، مشخص شد؛ اما به‌منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های با ارزش زیاد و کم، از شاخص GI^* یا HotSpot استفاده شد که نتایج آن در شکل ۳ و جدول ۳ ارائه شده است. آماره GI^* که برای هر عارضه موجود در داده‌ها محاسبه می‌شود، نوعی امتیاز Z است. برای امتیاز Z مثبت و معنادار از نظر آماری، هرچه امتیاز Z بزرگ‌تر باشد، مقادیر فراوان به مقدار زیادی خوشه‌بندی می‌شود و لکه داغ تشکیل می‌دهد. برای امتیاز Z منفی و معنادار از نظر آماری، هرچه امتیاز Z کوچک‌تر باشد، به‌معنای خوشه‌بندی شدیدتر مقادیر اندک خواهد بود و اینها درحقیقت لکه‌های سرد را نشان می‌دهند. همان‌طور که از شکل ۳ برمی‌آید، ماه ژانویه در فصل زمستان، به الگوهای رطوبتی نمناک (در سطح معناداری ۹۹ درصد) در پشت سدهای کوهستانی البرز و زاگرس به نواحی شمالی، شمال غربی، شمال شرقی، غربی و جنوب غربی، به نمایندگی ایستگاه‌های همدید آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، زنجان، گیلان، مازندران، گرگان، خراسان، خوزستان و کرمانشاه محدود شده که به‌ترتیب در ژانویه، فوریه و مارس ۳۴/۹۸، ۳۱/۵، ۳۰/۹۰ درصد از مناطق کشور را تشکیل داده است. در همین فصل از سال، مناطقی که نماینده الگوهای رطوبتی خشک (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بوده، نواحی پست کشور را تحت سیطره خود قرار داده است؛ به‌طوری که در ایستگاه‌های همدید استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، خراسان رضوی، یزد و اصفهان با احتمال ۹۹ درصد، الگوهای رطوبتی خشک تشخیص داده و در نواحی جنوبی هرمزگان، شرق و غرب خراسان جنوبی، جنوب سمنان و مرکز اصفهان، الگوی رطوبتی خشک با احتمال ۹۵ درصد تشکیل شده است. مناطق فاقد الگوی معناداری، در فصل زمستان به‌ترتیب ۱۸/۴۸، ۱۹/۶۸ و ۲۰/۸۲ درصد برای ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس محاسبه شده است. الگوی خوشه‌ای مقادیر زیاد خودهمبستگی فضایی رطوبت یا به‌عبارتی دیگر، الگوی رطوبت نمناک، در فصل بهار که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، کاهش یافته است (جدول ۳)؛ اما به لحاظ مکانی تغییراتی را نسبت به دو ماه ژانویه و فوریه داشته است؛ به‌طوری که نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد به‌سمت شمال و شمال غرب پس‌روی کرده است (شکل ۳). در فصل بهار، نواحی با خودهمبستگی فضایی منفی نسبت به فصل زمستان، از نظر مکانی تغییرات چشمگیری داشته است؛ به‌طوری که لکه رطوبتی خشک با احتمال ۹۵ و ۹۹ درصد از مرکز به‌طور کامل به‌سمت غرب کشیده شده است. همان‌طور که از جدول ۳ نیز مشخص است، مناطق فاقد الگوی معناداری، در فصل بهار نسبت به سه ماه پیش، تغییراتی نه‌چندان محسوس داشته است؛ به‌طوری که برای آوریل ۲۷/۰۴، مه ۲۷/۰۴ و ژوئن ۲۳/۶۱ درصد از کل مساحت کشور، هیچ نوع الگوی معناداری از نظر آماری مشاهده نشده است (شکل ۳).

الگوی خوشه‌ای مقادیر زیاد خودهمبستگی فضایی در فصل تابستان که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، کاهش یافته (جدول ۳) و به‌لحاظ مکانی نیز تغییرات چشمگیری داشته است (شکل ۳). لکه‌های رطوبتی نمناک در فصل تابستان نسبت به ۹ ماه دیگر سال، کشیدگی زیادی به‌سمت شمال کشور داشته و به باریکه ساحلی خزر محدود شده است. البته در نواحی جنوبی کشور نیز به‌دلیل گرمای هوا و وجود خلیج فارس در نواحی جنوبی استان‌های فارس، سیستان و بلوچستان و هرمزگان، لکه‌های رطوبتی نمناک ظهور پیدا کرده است. لکه‌های رطوبتی خشک در سطوح اطمینان مختلف نیز در ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر از شرق به‌سمت غرب و شمال و جنوب در حال جابه‌جا شدن است.

جابه‌جایی شرق به غرب لکه‌های رطوبتی خشک در فصل تابستان، به دلیل دوری از منابع رطوبتی و عقب‌نشینی بادهای غربی در این فصل از سال است. تغییرات خودهمبستگی فضایی رطوبت در کشور، در فصل پاییز براساس شاخص GI^* تقریباً مشابه فصل زمستان بوده است. در مجموع، در اکتبر ۴۷/۶۴، نوامبر ۴۲/۳۹ و در دسامبر ۴۲/۰۹ درصد از مساحت کشور دارای خودهمبستگی فضایی منفی یا به عبارت دیگر، دارای لکه رطوبتی خشک بوده است. مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در مجموع در اکتبر ۲۷/۹۲، نوامبر ۳۳/۹۳ و دسامبر ۳۸/۱۹ از مساحت کشور را تشکیل داده است. در فصل بهار، درصد مناطقی که با عدم‌معناداری مواجه است، به کمترین مقدار خود رسیده است (در مجموع سه ماه ۵۸/۶۲ درصد از کل مساحت کشور) این مقدار نسبت به میانگین فصل زمستان ۰/۳۶ درصد، نسبت به فصل تابستان ۰/۹۵ درصد و نسبت به فصل پاییز ۸/۱۸ کاهش یافته است که به افت و خیز کمتر رطوبت در این فصل از سال برمی‌گردد.



شکل ۳. نتایج پراکنش الگوی لکه داغ برای رطوبت طی دوره پژوهش

جدول ۳. درصد مساحت متأثر از رطوبت نسبی در ایران

نوع پراکنش رطوبتی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
الگوی خشک در سطح ۹۰٪	۳۶/۱۹	۳۶/۷۲	۳۶/۸۷	۳۷/۲۲	۴۱/۰۱	۴۲/۲۰
الگوی خشک در سطح ۹۵٪	۴/۱۹	۳/۴۹	۳/۸۲	۴/۲۳	۶/۱۱	۸/۶۸
الگوی خشک در سطح ۹۹٪	۲/۱۳	۱/۹۷	۱/۷۱	۲/۲۸	۳/۲۴	۳/۰۸
فاقد الگوی معناداری٪	۱۸/۴۸	۱۹/۶۸	۲۰/۸۲	۲۱/۶۴	۱۸/۹۶	۱۸/۰۲
الگوی نمناک در سطح ۹۰٪	۱/۳۷	۲/۲۴	۱/۸۹	۱/۵۸	۱/۳۳	۱/۲۳
الگوی نمناک در سطح ۹۵٪	۲/۶۶	۴/۴۰	۳/۹۹	۳/۲۵	۲/۳۰	۳/۱۸
الگوی نمناک در سطح ۹۹٪	۳۴/۹۸	۳۱/۵	۳۰/۹۰	۲۹/۸۰	۲۷/۰۴	۲۳/۶۱

ادامه جدول ۳. درصد مساحت متأثر از رطوبت نسبی در ایران

نوع پراکنش رطوبتی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
الگوی خشک در سطح ۹۰٪	۴۳/۵۴	۴۲/۷۵	۴۰/۷۶	۳۸/۶۸	۳۷/۰۴	۳۵/۲۵
الگوی خشک در سطح ۹۵٪	۷/۷۶	۸/۲۲	۹/۶۷	۵/۷۱	۳/۴۹	۴/۷۵
الگوی خشک در سطح ۹۹٪	۲/۹۷	۲/۹۴	۳/۱۹	۳/۲۶	۱/۸۷	۲/۱۱
فاقد الگوی معناداری٪	۱۹/۰۶	۲۰/۱۸	۲۰/۳۳	۲۳/۴۳	۲۳/۶۸	۱۹/۶۹
الگوی نمناک در سطح ۹۰٪	۱/۰۹	۰/۹۸	۱/۰۳	۱/۵	۲/۹۵	۱/۷۹
الگوی نمناک در سطح ۹۵٪	۲/۱۳	۱/۷۵	۲/۰۱	۲/۸۷	۴/۴۷	۳/۰۵
الگوی نمناک در سطح ۹۹٪	۲۳/۴۵	۲۳/۱۸	۲۳/۰۱	۲۴/۵۵	۲۶/۵۰	۳۳/۳۶

نتیجه گیری

براساس هر دو شاخص، مناطق شمالی، شمال غربی، شمال شرقی، غربی و جنوب غربی به نمایندگی ایستگاه‌های همدید آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، زنجان، گیلان، مازندران، گرگان، خراسان، خوزستان و کرمانشاه تأثیر چشمگیری بر شکل دهی الگوهای رطوبتی نمناک با الگوی خوشه‌ای بالا گذاشته است؛ به طوری که این مناطق از کشور دارای خودهمبستگی فضایی مثبت بوده است. در حالی که نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی یا به عبارتی دیگر، الگوهای رطوبتی خشک در هر دوازده ماه سال به بخش‌های پست کشور (حوضه‌های مرکزی) محدود شده است. در مجموع، مساحت زیادی از کشور در هر دوازده ماه دوره بررسی شده دارای الگوی معناداری یا به عبارتی دارای خودهمبستگی فضایی معنادار به لحاظ آماری بوده است. نتایج این پژوهش نشان داد که الگوهای رطوبتی در یک بازه زمانی بلندمدت تحت تعامل عوامل محلی و عناصر گردشی جو شکل می‌گیرد؛ اما عملکرد متفاوتی دارد؛ به طوری که آرایش جغرافیایی الگوهای رطوبتی را عوامل محلی، به ویژه ارتفاعات و عرض جغرافیایی شکل می‌دهد و به بیانی واضح‌تر، رد پای پیکربندی ناهمواری‌ها و تأثیر عرض جغرافیایی را می‌توان در آنها مشاهده کرد. در حالی که نباید تأثیر عوامل بیرونی را بر شکل‌گیری الگوهای رطوبتی نادیده گرفت؛ چراکه عوامل بیرونی یا تلویحاً همان عناصر گردش عمومی جو، در تعیین رژیم رطوبتی و آهنگ تغییرات رطوبت در طول زمان مؤثر است. با توجه به نقشه خوشه‌های رطوبتی کشور درمی‌یابیم خوشه‌های رطوبتی بالا و پایین شبیه به هم نیستند. این تباین ناشی از تأثیر عناصر گردش عمومی جو است. نتایج پژوهش پیش رو قابلیت دارد که الگوی مناسبی برای دیگر پژوهش‌های فضایی فراسنج‌های اقلیمی باشد؛ چراکه بررسی‌های آمار فضایی دریاچه‌های نوی را پیش روی اقلیم‌شناسان می‌گشاید. همچنین تا آنجا که نویسندگان اطلاع دارند، در کشور، این پژوهش یکی از نخستین پژوهش‌هایی است که در زمینه پراکنش رطوبت به وسیله آمار فضایی انجام گرفته است. بدیهی است در آینده، با افزایش تعداد ایستگاه‌های هواشناسی و افزایش طول دوره آماری می‌توان این نتایج را با دقت بیشتری بررسی و ارزیابی کرد.

منابع

- علیجانی، ب. (۱۳۸۹). آب‌وهوای ایران. ج ۱۰. تهران: انتشارات دانشگاه پیام‌نور.
- علیجانی، ب. و کاویانی، م. (۱۳۸۵). مبانی آب‌وهواشناسی، تهران: انتشارات سمت.
- فرج‌زاده اصل، م.، کریمی احمدآباد، م.، قائمی، ه. و مباشری، م. (۱۳۸۸). «چگونگی انتقال رطوبت در بارش زمستانه غرب ایران». مجله برنامه‌ریزی و آمایش فضا (مدرس علوم انسانی). بهار ۱۳. (پیاپی ۶۰): ۲۱۷-۱۹۳.
- فلاح قاله‌ری، غ. (۱۳۹۳). اصول و مبانی هواشناسی. ج ۲. سبزوار: انتشارات دانشگاه حکیم سبزواری.
- قویدل رحیمی، ی. (۱۳۹۱). نگاشت و تفسیر سینوپتیک اقلیم با استفاده از نرم‌افزار GRADS. ج ۲. تهران: انتشارات سپا دانش.
- مسعودیان، ا. (۱۳۹۰). آب‌وهوای ایران. اصفهان: انتشارات دانشگاه اصفهان.
- Ageena, I., Macdonald, N. and Morse, A.P. (2013). "Variability of maximum and mean average temperature across Libya (1945–2009)". Theoretical and Applied.
- Alijani, b. (1389). Climate of Iran. tenth edition. Tehran: Payam Noor University Press. (In Persian).
- Alijani, B, and. Kavyani, M. (1385). The Foundations of climatology. Tehran: Samt. (In Persian).
- Allard, D. and Soubeyrand, S. (2012). "Skew-normality for climatic data and dispersal models for plant epidemiology: when application fields drive spatial statistics". Spatial Statistics. 1: 50-64.
- Anselin L, Syabri I. and Kho. Y. (2009). GeoDa: an introduction to spatial data analysis. In Fischer MM. Getis A (Eds) Handbook of applied spatial analysis. Berlin, Heidelberg and New York: Springer: 73-89.
- Bajat, B., Blagojević, D., Kilibarda, M., Luković, J. and Tošić, I. (2014). "Spatial analysis of the temperature trends in Serbia during the period 1961–2010". Theoretical and Applied Climatology: 1-13.
- Chao-bing, H.L. M.D. and Ning, L.I. (2011). "A review on the hotspot issues of urban heat island effect". Journal of Meteorology and Environment. 4. 011.
- De Lucena, A.J., Rotunno Filho, O.C., de Almeida França, J.R., de Faria Peres, L. and Xavier, L.N.R. (2013). "Urban climate and clues of heat island events in the metropolitan area of Rio de Janeiro". Theoretical and applied climatology. 111 (3-4): 497-511.
- Del Río, S., Herrero, L., Pinto-Gomes, C. and Penas, A. (2011). "Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006". Global and Planetary Change. 78 (1): 65-75.
- Diffenbaugh, N.S., Giorgi, F. and Pal, J.S. (2008). "Climate change hotspots in the United States". Geophysical Research Letters. 35 (16).
- Fallah Ghalheri, Gh. (1393). Essentials and Fundamentals of Meteorology. 2nd edition. Sabzevar: Hakim Sabzevari University Press. (In Persian).
- Farajzadeh asl, M., Karimi Ahmedabad, M., Ghaemi, H. and Mobasheri, M. (1388). "The transfer of moisture in winter rainfall west of Iran". planning and preparation space (Humanities Madras). spring 13 (successive 60): 193-217. (In Persian).
- Getis A. and Aldstadt, J. (2004). "Constructing the spatial weights matrix using a local statistic". Geogr Anal. 36 (2): 90-104.
- Ghavidel Rahimi, y. (1391). Mapping and interpretation of synoptic climate using software GRADS. 2nd edition. Tehran: Suha knowledge Press. (In Persian).
- Homar, V., Ramis, C., Romero, R. and Alonso, S. (2010). "Recent trends in temperature and precipitation over the Balearic Islands (Spain)". Clim Change. 98: 199–211.
- Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H. and Stoyan, D. (2008). Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns. Chichester: John Wiley and Sons.
- Jacquez, G.M. and Greiling, D.A. (2003). "Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York". Int J Health Geographics. 2: 3.
- Jia, S., Zhu, W., Lü, A. and Yan, T. (2011). "A statistical spatial downscaling algorithm of TRMM precipitation based on NDVI and DEM in the Qaidam Basin of China". Remote sensing of Environment. 115 (12): 3069-3079.

- Killeen, T.J., Douglas, M., Consiglio, T., Jorgensen, P.M. and Mejia, J. (2007). "Dry spots and wet spots in the Andean hotspot". *Journal of Biogeography*. 34 (8): 1357-1373.
- Kim, S. and Singh, V.P. (2014). "Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution". *Theoretical and Applied Climatology*: 1-15.
- Lindesay J.A. and Dabreton P.C. (1993). "Water vapor transport over southern Africa during wet and dry early and late summer months". In. *j. climatology*. Vol. 13.
- Masoudian, A. (1390). *climate of Iran*. Isfahan: Isfahan Publishing Daneshgah. (In Persian).
- Mitchell, A. (2005). *The ESRI guide to GIS analysis. Vol. 2: spatial measurements and statistics*. ESRI: Redlands [CA].
- Nemec, J., Gruber, C., Chimani, B. and Auer, I. (2013). "Trends in extreme temperature indices in Austria based on a new homogenised dataset". *International Journal of Climatology*. 33 (6): 1538-1550.
- Ohayon, B. (2011). *Statistical Analysis of Temperature Changes in Israel: An Application of CHange Point Detection and Estimation Techniques*.
- Robeson, S.M., Li, A. and Huang, C. (2014). *Point-pattern analysis on the sphere*. *Spatial Statistics*.
- Rogerson, P.A. (2006). *Statistics Methods for Geographers: students Guide*. California: SAGE Publications. Los Angeles.
- Waagepetersenand, R. and Schweder, T. (2006). "Likelihood-based inference for clustered line transect data". *Journal of Agricultural, Biological, and Environ- mental Statistics*. 11: 264-279.
- Wheeler, D. and Paéz, A. (2009). *Geographically Weighted Regression*. In Fischer MM. Getis A (Eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Heidelberg and New York: Springer. Berlin: 461-486.
- Xiangde. X.U., Miao Q., Wang J. and Zhang X. (2003). "The water vapor transport model at the regional boundary during the meiyu period". *Advances in Atmospheric Science*. Vol. 20. No. 3.
- Zhang, R. (2001). "Relations of water vapor transport from Indian monsoon with that over East Asia and the summer rainfall in china". *Advances in Atmospheric Science*. Vol. 18. No. 5.
- Zhang, C., Luo L., Xu, W. and Ledwith, V. (2008). "Use of local Moran's I and GIS to identify pollution hotspots of Pb in urban soils of Galway". *Ireland. Sci Total Environ*. 398 (1-3): 212-221.