

## ارزیابی خودهمبستگی فضایی تغییرات زمانی- مکانی جزایر گرمایی در خراسان رضوی

علیرضا انتظاری<sup>۱</sup> - استادیار آب و هواشناسی، دانشگاه حکیم سبزواری، سبزوار، ایران  
عباسعلی داداشی رودباری - دانشجوی دکتری آب و هواشناسی شهری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران  
مهدی اسدی - دانشجوی دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، دانشگاه حکیم سبزواری، سبزوار، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۸ تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۷/۵

### چکیده

تعامل عوامل محلی و الگوهای گردشی اتمسفر، نوع و حالت آرایش جزایر گرمایی هر پهنه جغرافیایی را در بلندمدت تعیین می‌کند. آگاهی از پراکندگی مکانی دما، زمینه‌ساز برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های درست محیطی است. این پژوهش با هدف شناسایی تغییرات مکانی و زمانی خودهمبستگی فضایی جزایر گرمایی انجام شده است. نخست پایگاهی از داده‌های شبکه‌ای دمای بیشینه و کمینه روزانه استان ایجاد شد. سپس دوره آماری ۳۰ ساله (۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۰/۱۲/۳۱ میلادی) برای ۱۲ ایستگاه هواشناسی هم‌دید استان برای مطالعه انتخاب و یاخته‌ای به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر بر منطقه مورد مطالعه گسترانیده شد. به منظور دستیابی به تغییرات درون سالی جزایر گرمایی از روش‌های نوین آمار فضایی از قبیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ در محیط برنامه‌نویسی *Matlab* و *GIS* مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاصل نشان می‌دهد که تغییرات زمانی و مکانی جزایر گرمایی استان دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. بر اساس شاخص موران محلی و لکه داغ، جزایر گرمایی در جنوب غرب و جنوب شرق استان دارای الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت (جزایر گرمایی گرم) و بخش‌های شمالی و نواحی مرتفع مرکزی (عمدتاً قوچان، گل‌مکان و نیشابور) دارای خودهمبستگی فضایی منفی (جزایر گرمایی سرد) هستند. همچنین بخش اعظمی از استان هیچ‌گونه الگوی معنی‌داری یا خود همبستگی فضایی در طی دوره مطالعه ندارد. به‌طور کلی جزایر گرمایی استان تحت تأثیر دو سیستم ایجاد و کنترل می‌شوند؛ عوامل محلی کنترل‌کننده مکان (آرایش جغرافیایی جزایر گرمایی) و عوامل بیرونی کنترل‌کننده زمان (رژیم جزایر گرمایی).

**کلیدواژه‌ها:** جزیره گرمایی، خودهمبستگی فضایی، شاخص موران، شاخص لکه داغ، خراسان رضوی.

## ۱. مقدمه

دما بخشی از انرژی تابشی خورشید است که توسط عوارض سطح زمین، جذب و به انرژی حرارتی تبدیل می‌شود (علیجانی و کاویانی<sup>۱</sup>، ۱۳۷۱: ۱۰۷). امروزه امنیت انرژی و افزایش گرمای جهانی به یکی از مهم‌ترین موضوعات قرن تبدیل شده است (نل و کوپر<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹). دما از متغیرهای پیوسته هواشناسی است که تغییرات کند، پیوسته و لایه‌مرزی با آهنگ نوسان‌های آرام دارد. لذا این متغیر هواشناسی T قابل بررسی در منطق فازی به حساب می‌آید (آقابزرگی<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۲). از جمله مظاهر پیوستگی این عنصر، نقش بنیادی آن در شکل‌دهی اکوسیستم‌های انسانی و طبیعی است؛ به نحوی که آثار این مشخصه در پاسخ اکوسیستم‌ها قابل مشاهده است. به عبارت دیگر، کمترین نوسان در آن با واکنش شدید و کند اجزای اکوسیستم‌ها همراه می‌گردد (محمدرضایی<sup>۴</sup>، ۱۳۸۲: ۳۵).

ایران دارای آب و هوایی گرم با رژیم گرمایی قاره‌ای عرض میانه می‌باشد. الگوی رژیم حرارتی ایران از تغییرات زاویه تابش خورشید پیروی می‌کند؛ اما دمای هر محل به مجموعه شرایط ارتفاع، عرض جغرافیایی و محتوی رطوبتی جو بستگی دارد (مسعودیان<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵). از این رو نقش همزمان عرض جغرافیایی و ارتفاع بر دما و پیچیدگی ناهم‌واری ایران، تباین دما بین بخش‌های مختلف کشور را پدید آورده است. به ویژه در فصل سرد که به دلیل تنوع سامانه‌های هم‌دید مؤثر بر ایران، اختلاف دمای میانگین سردترین و گرم‌ترین نقاط کشور آن‌چنان زیاد است که عملاً بخش‌های مختلف کشور همزمان فصول متفاوتی را تجربه می‌کنند (مسعودیان، ۱۳۸۲).

در پنجاه سال اخیر بیشتر مطالعات آماری با رویکرد سستی از قبیل آزمون کندال<sup>۶</sup>، اسپرمن<sup>۷</sup>، رگرسیون خطی و چندگانه انجام شده است (اسلو<sup>۸</sup>، ۱۹۸۷؛ کار و فریش<sup>۹</sup>، ۱۹۹۵؛ بن‌گی<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۱۹۹۹؛ حسینیان، ۲۰۰۱؛ برگانزا<sup>۱۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۴؛ کوثری و همکاران<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۰)؛ اما در این بین آگاهی از توزیع زمانی و مکانی دما برای تعیین بیلان انرژی زمین، مطالعات هواشناسی و تبخیر و تعرق ضروری است. همین دلیل خواستگاه علاقه‌مندی محققین برای مطالعات گرمایی بوده؛ هرچند که روش‌های سستی در آمار تبیین‌کننده امر نبوده‌اند. در مطالعات محیطی غالباً با مشاهداتی سر و کار داریم که مستقل از یکدیگر نیستند و نوعاً وابستگی آن‌ها ناشی از موقعیت و مکان قرار گرفتن

1 Alijani &amp; Kaviavi

2 Nel &amp; Cooper

3 Aghabozorgi

4 Mohammadrezaee

5 Masoudian

6 Kendall's

7 Spearman's

8 Solow

9 Kaas And Frich

10 Ben-Gai

11 Braganza

12 Kousari

مشاهدات در فضای مورد مطالعه می‌باشد. از این رو در مطالعه این گونه مشاهدات نباید از شیوه سستی آمار بهره برد، چرا که این داده‌ها نوعاً دارای ساختاری پیوسته در مکان و زمان می‌باشند. لذا در مطالعات علوم محیطی چنین داده‌هایی را داده‌های فضایی می‌نامند و مطالعات آن‌ها نیز، نیازمند روشی بهنجار جهت پاسخ رفتار این داده‌ها در مکان و زمان می‌باشد (جلی فوند<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۰). بر مبنای چنین نیازی و به دلیل وجود همبستگی فضایی بین این داده‌ها، روش‌های معمول آماری نمی‌توانند روشی بهنجار برای واکاوی چنین داده‌هایی تلقی گردند (ریپلی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵). از این رو لازم است به نحوی، ساختار همبستگی داده‌ها در تحلیل آن‌ها لحاظ گردد (کندال<sup>۳</sup>، ۱۹۹۸). بدین منظور آمار فضایی به‌عنوان گزینه‌ای مناسب، برای تحلیل این داده‌ها می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. آمار فضایی برای انواع متنوع آنالیزها، شامل آنالیز الگو، آنالیز شکل، مدل‌سازی سطح، برآورد سطح، رگرسیون مکانی، مقایسه‌های آماری مجموعه داده‌های مکانی، مدل‌سازی آماری و برآورد فعل و انفعال مکانی استفاده می‌شود (وید و سامر<sup>۴</sup>، ۲۰۰۶).

در راستای نیازمندی به مطالعات دقیق محیطی، تغییرات آب و هوایی در سال‌های اخیر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین موضوعات زیست‌محیطی در محافل مختلف مطرح گردیده است. مسائلی همچون: آلودگی آب، هوا، بارش، دما و ... اثرات متفاوتی بر زندگی بشر در روی کره زمین از جمله: اسکان، تولیدات کشاورزی و استفاده از انرژی داشته است. جزایر گرمایی با کاهش جریان هوا، بالا بردن سطح آلودگی هوا و افزایش خطر امراض و مرگ‌ومیرهای مرتبط با گرما، کیفیت زندگی را پایین آورده و بر سلامتی انسان اثر می‌گذارند. از آنجایی که با افزایش نور و حرارت، ازون سطح زمین تشکیل می‌شود، از این رو آلودگی اوزون ممکن است به حدی برسد که سلامت افراد به‌ویژه بچه‌ها، سالخوردگان، بیماران آسمی و دیگر افراد آسیب‌پذیر را تهدید کند (محمدی<sup>۵</sup>، ۱۳۹۰: ۸۴). همچنین جزایر گرمایی مصرف انرژی را افزایش می‌دهند. دماهای بالا ناشی از تأثیر جزایر گرمایی می‌تواند برای انرژی به‌منظور خنک کردن منازل، ادارات و دیگر امکان‌ساختمانی را افزایش دهند. همین امر نیز برای دماهای پایین نیز قابل توجه بوده و لذا این افزایش تقاضا برای انرژی، افزایش قیمت را به همراه دارد و می‌تواند هزینه‌های سنگین‌تری را بر مشتریان تحمیل کند. از آنجایی که جزایر گرمایی یک شرایط ویژه و ثابت ندارند، نوسان‌های دوره‌ای و غیر منظم را نشان می‌دهند (همان، ۹۴). لذا بررسی خود همبستگی فضایی جزایر گرمایی می‌تواند راهکاری بهنجار را برای ارائه الگویی بهینه جهت برنامه‌ریزی‌های محیطی داشته باشد.

1 Gelfand

2 Ripley

3 Kendall

4 Wid &amp; Sumaer

5 Mohammadi

تحقیق حاضر مبنای شناسایی تغییرات زمانی مکانی جزایر دمایی استان خراسان رضوی در دوره ۳۰ ساله می‌باشد، نتایج این تحقیق می‌تواند الگوی خوبی برای مقایسه نتایج روش تحلیلی آمار پیشرفته و مدرن فضایی با آمار سنتی باشد. با مبنای قرار دادن اهداف و نیازهایی این چنین روی آوردن به مطالعات کمی و متکی بر اصول سیستم اطلاعات جغرافیایی، دریچه‌های نو را فراروی اقلیم شناسان باز کرده و آنان را در شناسایی و تفسیر الگوهای زمانی و مکانی عناصر و عوامل اقلیمی توانا ساخته است (مسعودیان، ۱۳۸۴: ۳۲). مطالعات اخیر آب و هواشناسی در جستجوی آن دسته از روش‌های نوین آماری بوده که با حداقل خطا واقعیت‌های موجود را در پهنه‌های اقلیمی آشکار کند. در جدیدترین روش‌های رفتار پدیده‌های محیطی کارشناسان و پژوهشگران برای شناسایی و خودهمبستگی مناطق همگن از روش‌های پیشرفته آمار فضایی استفاده کرده‌اند. مبنای نظری این روش‌ها و چگونگی به‌کارگیری آن‌ها در مطالعات مرتبط با علوم محیطی (انسلین<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵؛ میتچل<sup>۲</sup>، ۱۹۹۸؛ جانستون<sup>۳</sup>، ۱۹۹۸؛ اسمیت<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۶؛ ایلان<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۸؛ زانگ<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۰۸؛ ویلر و پرز<sup>۷</sup>، ۲۰۰۹؛ انسلین<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۹) توضیح داده شده است. در دسته‌ای دیگر از پژوهش‌ها رویکردهای آمار سنتی که بیش‌تر در مطالعات اقلیم‌شناسی و علوم محیطی در نیم‌قرن اخیر مرسوم بوده است را کانون توجه خود قرار داده‌اند که می‌توان به مطالعات (فوندا<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۰۴؛ ژو<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۲۰۰۹؛ جولیفای و فیلیس<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۰؛ مدرس<sup>۱۲</sup> و سرهادی، ۲۰۱۱؛ شهید<sup>۱۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۲) اشاره کرد. در ایران نیز تاکنون بیشتر مطالعات مرتبط با دما، از همان رویکرد آماری سابق پیروی کرده است. به‌عنوان نمونه می‌توان به پژوهش‌های مسعودیان (۱۳۸۴: ۳۲) که با تأکید بر روند افزایشی دما اشاره کرده که به‌طور متوسط ۰/۵ درجه سلسیوس به‌طور میانگین بر دماهای روزانه طی دهه‌های اخیر افزوده شده است، اشاره نمود. همچنین عزیزی و روشنی<sup>۱۴</sup> (۱۳۸۷: ۱۳) که روند دمایی سواحل جنوبی دریای خزر را با آزمون من-کندال بررسی کرده‌اند. در رویکرد نوین مطالعات علوم محیطی، آمار فضایی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است؛ به‌طوری‌که در تمامی مطالعات مرتبط با مباحث علوم محیطی به‌خصوص مطالعات اقلیم‌شناسی و به‌طور اخص دما که در دهه اخیر انجام شده است، هسته مطالعات را آمار فضایی تشکیل می‌دهد.

- 
- 1 Anselin
  - 2 Mitchel
  - 3 Johnston
  - 4 Smith
  - 5 Illian
  - 6 Zhang
  - 7 Wheeler & Perz
  - 8 Anselin
  - 9 Founda
  - 10 Zhou
  - 11 Jolliffe & Philipp
  - 12 Modarres
  - 13 Shahbod
  - 14 Azizi & Roushani

لانا<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده آماره‌های الگوهای فضایی و همچنین مدل‌های آمار فضایی از قبیل آماره گیتس-اورد-جی برای تشخیص لکه‌های داغ و سرد منطقه کاتالونیا در اسپانیا در یک دوره زمانی ۵۴ ساله (۱۹۵۴-۲۰۰۴) از فراسنج های حداقل و حداکثر دمای روزانه ۶۵ ایستگاه همدید استفاده کردند. اوهایون<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از فراسنج های اقلیمی متوسط درجه حرارت ماهانه، متوسط حداقل و حداکثر دما در یک دوره ۳۷ ساله در سرزمین‌های فلسطین اشغالی به مقایسه نتایج روش‌های آمار فضایی و سستی پرداخت. همچنین دل ریو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۱) نیز روش OLS<sup>۴</sup> را که یک روش بهینه برای مدل‌سازی روابط فضایی در آمار فضایی می‌باشد برای تجزیه و تحلیل روند تغییرات دما ۴۷۳ ایستگاه آب و هواشناسی اسپانیا با دوره آماری ۱۹۶۱-۲۰۰۶ استفاده کردند. دی لوکنا<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۳) میدان‌های حرارتی منطقه شهری ریودوژانیرو را در کشور برزیل با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ بررسی کردند. بجات<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی روند دما در صربستان (۱۹۶۱-۲۰۱۰) پرداختند، در این پژوهش از داده‌های متوسط ماهانه دما ۶۴ ایستگاه همدید استفاده شد و سپس روند دامنه‌های دما از روند خطی و همچنین روش حداقل مربعات معمولی به دست آمد. برای بررسی خودهمبستگی فضایی نیز از روش موران جهانی استفاده شده بود. نتایج پژوهش آنان نشان داد که روند درجه حرارت در سراسر صربستان از الگوی تصادفی تبعیت می‌کند. مطالعات از این دست بسیارند که می‌توان مطالعات (هومر و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۰؛ آجنا<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۱۳؛ نمک<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۱۳؛ کیم و سینگ<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۴) را به‌عنوان الگوهای شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید.

## ۲. مواد و روش‌ها

در این پژوهش از آمار مشترک و همگن میانگین روزانه کمینه و بیشینه دمای ۱۲ ایستگاه همدید استان خراسان رضوی در دوره آماری ۳۰ ساله (۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۰/۱۲/۳۱ میلادی) مبنای مطالعه قرار گرفت. شکل (۱) پراکنش فضایی این ایستگاه‌ها را نشان می‌دهد. برای بررسی همگنی داده‌ها از آزمون کلموگروف - اسمیرنوف در محیط نرم‌افزار SPSS استفاده و همگنی داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت. از آنجایی که داده‌های هواشناسی معمولاً به‌صورت گسسته در یک نقطه (ایستگاه‌های هواشناسی) اندازه‌گیری می‌شوند، درحالی‌که ما غالباً نیازمند اطلاعات آب و هوایی در یک گستره جغرافیایی هستیم. همین ماهیت نقطه‌ای سبب می‌شود هر چه تعداد ایستگاه‌ها افزایش یابد، باز هم انتساب نتایج

1 Lana

2 Ohayon

3 Del Río

4 Ordinary Least-Square

5 De Lucena

6 Bajat

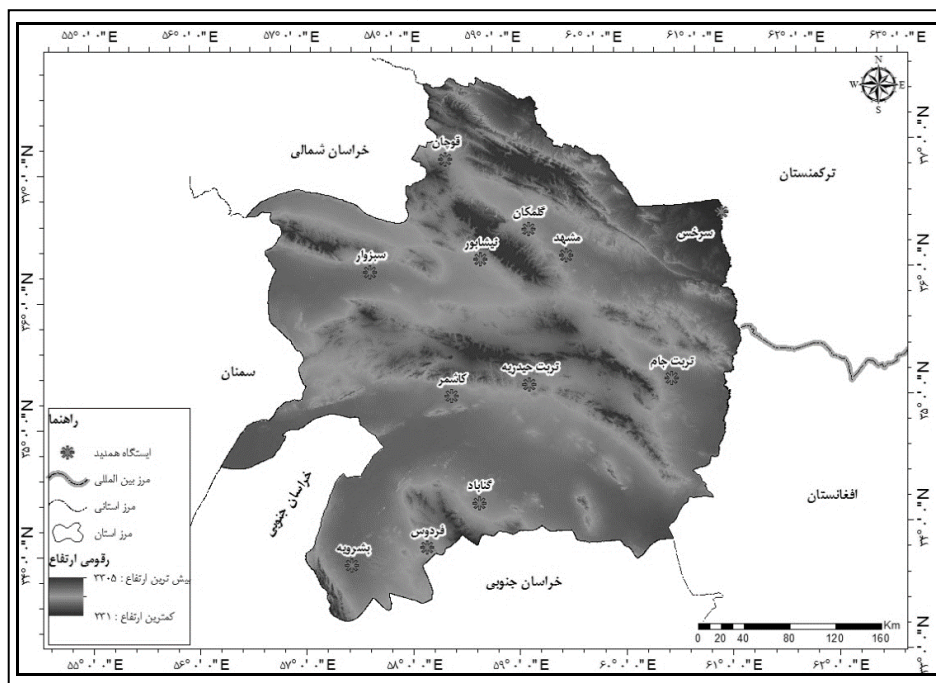
7 Homar

8 Ageena

9 Nemeč

10 Kim & Singh

به تمامی یک پهنه کاملاً درست نباشد. این مسئله مخصوصاً در مواردی که تغییرات مکانی عناصر اقلیمی زیاد است، بارزتر است. بدین منظور یک توری با یاخته‌های مناسب بر روی پهنه مورد مطالعه گسترانیده و مقدار عنصر هواشناسی در محل هر گره برآورد می‌شود. این برآوردها که تمامی پهنه را می‌پوشانند، از این‌پس مبنای همه دآوری‌ها درباره اقلیم پهنه است و در نهایت از داده‌های ایستگاه‌ها به‌عنوان شاهد برای ارزیابی درجه‌ی قطعیت نتایج تحلیل‌ها استفاده می‌شود. در این پژوهش داده‌های ایستگاهی با استفاده از روش میانبایی کریجینگ در محیط نرم‌افزار ArcGIS 10.2.2 به داده‌های پهنه‌ای با یاخته‌هایی به ابعاد  $15 \times 15$  کیلومتر تعمیم داده شد و گره‌گاه‌های حاصله مبنای مطالعه قرار گرفت. در تحقیق حاضر جهت تسریع در روند محاسبات، از قابلیت‌های برنامه‌نویسی نرم‌افزار MATLAB، GS+ و SAS استفاده گردید. همچنین برای تهیه نقشه جزایر گرمایی از نرم‌افزار ArcGIS نسخه ۱۰،۲،۲ استفاده شد.



شکل ۱ موقعیت منطقه و ایستگاه‌های منتخب مورد مطالعه

با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به میزان دما دارای همبستگی مکانی می‌باشد؛ لذا می‌توان با استفاده از روش‌های آمار فضایی مدل دما را به دست آورد و سپس با استفاده از آماره‌های خوشه و ناخوشه و تحلیل لکه‌های داغ پیش‌گویی‌های لازم را انجام داد. عموماً تحلیل‌های مکانی یک مجموعه داده فضایی یا مکانی شامل سه قسمت: تحلیل توصیفی داده مکانی، مدل‌سازی مکانی (تحلیل تغییر نگار و تعیین مدل تغییر نگار) و پیش‌بینی مکانی متغیر (پاردو، ۱۹۹۸).

**فاز اول:** بررسی توصیفی داده‌های مکانی: تحلیل اولیه داده‌های مکانی نیز شامل دو قسمت می‌باشد: ۱- تحلیل موقعیت مکان‌های اندازه‌گیری<sup>۱</sup>، ۲- تحلیل توصیفی متغیر مورد بررسی (دما)

**فاز دوم:** مدل‌سازی مکانی: گام بعدی عوامل بروز تغییرات در متغیر وابسته و میزان اثر هر یک از این عوامل و تشخیص مدل تغییر نگار تجربی است. در مدل مکانی، تغییرات را می‌توان به‌طور کلی به دو عامل ساختار میانگین و ساختار وابستگی مکانی نسبت داد که تغییرات ناشی از اثر متغیرهای توضیحی را در ساختار میانگین و تغییراتی که صرفاً ناشی از وابستگی مکانی هستند را در ساختار وابستگی مکانی مدل بندی کرد. به عبارت دیگر مدل مکانی تغییرات داده‌ها را به صورت زیر تجزیه می‌کند:

### "تغییرات ناشی از وابستگی مکانی + تغییرات ناشی از ساختار میانگین = تغییرات داده‌ها"

در این بین بروز تغییرات کوچک مقیاس ممکن است ناشی از عواملی مثل خطای اندازه‌گیری یا تغییرپذیری در درون مکان مشاهده باشد. می‌توان تغییرات کوچک مقیاس را به صورت جمله خطا در مدل نظر گرفت. بروز تغییرات بزرگ مقیاس ممکن است ناشی از تغییرپذیری بین مکان‌های مشاهده باشد. برای داده‌های مکانی، تغییرپذیری بین مکان‌های مشاهده به صورت تابعی از فاصله بین مکان‌های مشاهده مدل بندی می‌شود چراکه وقتی مکان‌های مشاهده به هم نزدیک هستند مقادیر مشاهده شده در آن مکان به هم شبیه‌ترند. این شباهت را وابستگی مکانی می‌نامند. در پژوهش حاضر داده‌های گرمایی با تعریف مدل 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 ۲ مدل بندی شده‌اند:

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

که  $\{x_i(s), i=1, \dots, q\}$  گرادیه ای است از  $q$  متغیر توضیحی غیر تصادفی که ممکن است به موقعیت مکانی وابستگی داشته باشند و  $\delta(S)$  فرایند خطا با میانگین صفر و واریانس محدود است و امکان دارد وابسته مکانی باشند. برای برآورد مکانی روش‌های گوناگونی ارائه شده است که در این پژوهش با توجه به بررسی‌های انجام شده و مقایسه مجموع مربع خطاهای مدل‌های مختلف، روش کریجینگ، روش بهنجار تشخیص داده شد. لذا کلیه بررسی‌های مبنی بر پیش‌یابی داده‌های گرمایی استان، بر اساس این روش ارائه شده است. این روش کریجینگ بهترین برآورد خطی نارایب را که به آن پیش‌یاب بهینه نیز می‌گویند، به دست می‌دهد. برآوردهایی که از روش کریجینگ به دست می‌آید، خطی، نارایب و دارای کوچک‌ترین واریانس در بین تمام پیش‌یاب‌های نارایب خطی است؛ که به دو صورت کریجینگ معمولی و کریجینگ عام می‌باشد.

مدل‌سازی، وابستگی مکانی: برای تشریح ارتباط مکانی بین مقادیر یک متغیر مکانی در مکان‌های مختلف از تغییر نگار استفاده می‌شود. طبیعی‌ترین راه برای مقایسه دو مقدار  $Z(s)$  و  $Z(S+h)$  در دو مکان یکی به مختصات  $s$

و دیگری  $s+h$  (که به فاصله  $h$  از نقطه  $s$  قرار دارد)، بررسی اختلاف امید ریاضی این دو مقدار است، تابع عدم تشابه یا تغییر نگار دو نقطه به فاصله  $h$  به صورت رابطه ۲ تعریف می شود:

$$2\gamma(h) = E(Z(s) - Z(s+h))^2 \quad (2)$$

در حالت کلی، کمیت  $2\gamma(h)$  تابعی از تفاوت  $(s_i - s_j)$  است. در پژوهش حاضر برای تشریح ارتباط مکانی داده‌های دما از رابطه تغییر نگار به صورت رابطه ۳ استفاده شده است:

$$\text{var}(z(s_i) - Z(s_j)) = 2\gamma(s_i - s_j) \quad (3) \quad \forall s_i, s_j \in D$$

برآورد کلاسیک نیم تغییر نگار به صورت رابطه ۵ تعریف می شود:

$$2\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{|N(h)|} \sum_{N(h)} (Z(s_i) - Z(s_j))^2 \quad (5)$$

که جمع پارامترهای مورد اندازه‌گیری روی  $N(h) = \{(i, j) : s_i - s_j = h\}$  انجام می شود و  $|N(h)|$  نیز تعداد عناصر متمایز  $N(h)$  است. لازم به ذکر است که این یک برآوردگر نارایب است.

فاز سوم: پیش‌یابی مکانی: بعد از استخراج بهترین مدل نیم تغییر نگار، برآورد میزان دما بر روی نقاطی که میزان وجود ندارد انجام گرفته است. در پژوهش حاضر از پیش‌یاب کریجینگ برای مقدار برآورد متغیر در مکان  $s_0$  استفاده شده است. همچنین واریانس پیش‌گوها از روابط ۶ و ۷ به دست آمده است.

$$p(z(s_0) = \hat{z}(s_0) = \{\gamma + (x\Gamma^{-1}x)^{-1}(x - x\Gamma^{-1}\gamma)\}^{-1}\Gamma^{-1}z) \quad (6)$$

$$(\sigma_k^2(s_0) = \gamma\Gamma^{-1}\gamma - (x - x\Gamma^{-1}\gamma)'(x\Gamma^{-1}x)^{-1}(x - x\Gamma^{-1}\gamma)) \quad (7)$$

$\Gamma$  ماتریسی  $n \times n$  است که عنصر  $(i, j)$  ام آن  $\gamma(s_i - s_j)$  می باشد و  $\gamma = (\gamma(s_0 - s_0), \dots, \gamma(s_0 - s_n))'$  و برای بازه پیش‌یابی 95% برابر است با  $(\hat{z}(s_0) \pm 1.96\sigma_k^2(s_0))$ . داده‌هایی که برحسب موقعیت (مکان) قرار آن‌ها در فضای مورد مطالعه، همبسته باشند و این همبستگی تابعی از فاصله موقعیت آن‌ها در فضای  $d$  بعدی و به شرط اینکه  $d \geq 1$  باشد، قابل تعریف و اجرا می باشند. این همان تعریف ریاضیاتی است که با عنوان داده‌های فضایی نامیده می شود (کریسیو<sup>۱</sup>، ۱۹۹۳). از سوی دیگر شناخت الگوها و کشف روندهای موجود در داده‌های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است (دایگل<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳؛ واجاپیترسون و اسکلدرد<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶)، چرا که قبل از هرگونه تحلیل و تهیه نقشه در آمار فضایی باید این پیش‌داوری صورت گیرد که داده‌ها چگونه در فضا توزیع شده‌اند و توزیع آن‌ها در فضا از چه الگو و قاعده‌ای پیروی می کند (ایلان<sup>۴</sup> و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۰۸). در پژوهش پیش رو به منظور درک بهتر داده‌ها و تصمیم‌گیری دقیق‌تر در مورد سطح اعتماد آماری، از روش تحلیل الگو موران محلی استفاده شده است.

1 Cressie

2 Diggle

3 Waagepetersen & Schweder

4 Illian



در دهه‌های اخیر سناریوهای مختلفی در خصوص تحلیل الگوهای داده فضایی در آمار فضایی بسط داده شده است. بدین منظور می‌توان از شاخص جهانی موران<sup>۱</sup> که به *Global Moran I* معروف است، اشاره نمود. این آماره عددی را به دست می‌دهد (تحت عنوان نمره استاندارد یا *z-score*) که با استفاده از آن می‌توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری نمود (گیس و اورد<sup>۲</sup>، ۱۹۹۲؛ لیوین<sup>۳</sup>، ۱۹۹۶؛ میتچل<sup>۴</sup>، ۲۰۰۵؛ ویلر<sup>۵</sup>، ۲۰۰۷؛ ایلان<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۰۸)؛ خودهمبستگی فضایی موران به بررسی خودهمبستگی فضایی بر اساس مکان پراکنش دو مقدار می‌پردازد و خصیصه مورد نظر از عارضه جغرافیایی را در آن مکان تحلیل می‌کند (گیرفت<sup>۷</sup>، ۱۹۸۷). برای محاسبه آماره یا شاخص موران، ابتدا نمره استاندارد  $Z$  و *P-Value* محاسبه می‌شود و در مرحله بعد به ارزیابی و معنادار بودن شاخص پرداخته می‌شود. برای محاسبه خودهمبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران جهانی از رابطه (۸) استفاده می‌شود:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{s_0 \sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (8)$$

در رابطه (۸)،  $z_i$  تفاضل بین مقدار خصیصه عارضه  $i$  با میانگین آن  $(x_i - \bar{x})$  می‌باشد.  $w_{i,j}$  وزن موجود بین عارضه  $i$  و  $j$  می‌باشد،  $n$  تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده است و  $s_0$  جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد که بر اساس رابطه (۹) محاسبه می‌شود:

$$s_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} \quad (9)$$

نمره استاندارد  $z_i$  برای آماره موران از طریق رابطه (۱۰) به‌طور جداگانه محاسبه می‌شود و در رابطه ۶ قرار داده می‌شود:

$$z_i = \frac{i - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (11) \quad E[I] = -\frac{1}{n_1} \quad (12) \quad V[I] = E[I^2] - E[I]^2 \quad (13)$$

در رابطه (۱۱)  $V[I]$  واریانس داده‌ها می‌باشد. به‌طور کلی اگر مقدار شاخص موران نزدیک عدد ۱+ باشد، داده‌ها دارای خود همبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای بوده و اگر مقدار شاخص موران نزدیک به عدد ۱- باشد، آنگاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده می‌باشند.

- 
- 1 Moran
  - 2 Getis & Ord
  - 3 Levine
  - 4 Mitchel
  - 5 Wheeler
  - 6 Illian
  - 7 Griffith

تهیه نقشه خوشه‌ها: تابعی که در بخش تحلیل الگو بدان اشاره شده است، آماره عمومی است که به دنبال پاسخ به این سؤال می‌باشد که آیا تراکم یا پراکندگی فضایی معناداری بین داده‌ها وجود دارد یا خیر؟ نقشه‌های خوشه کمک می‌کنند تا تشخیص دهیم در کجاها محدودیت مورد مطالعه خوشه‌بندی‌ها در حال شکل‌گیری بوده و مرزهای محدوده‌های آن‌ها کجاست. در این پژوهش از تحلیل خوشه و ناخوشه<sup>۱</sup> و تحلیل لکه‌های داغ<sup>۲</sup> برای مطالعه جزایر گرمایی استفاده شده است.

تحلیل خوشه و ناخوشه که به شاخص انسلین محلی موران (Anselin Local Moran's I) نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد (انسلین<sup>۳</sup>، ۱۹۹۵؛ اورد و گتیس<sup>۴</sup>، ۱۹۹۵؛ گتیس و آلدست<sup>۵</sup>، ۲۰۰۴؛ انسلین<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۰۹؛ ویلر و پرز<sup>۷</sup>، ۲۰۰۹). برای تحلیل خوشه و ناخوشه برای هر عارضه موجود در لایه، مقدار شاخص موران محلی، نمره  $Z_i$  و  $P$ -Value که بیانگر معناداری شاخص محاسبه شده می‌باشد، محاسبه می‌شود. آماره محلی موران  $I$  بر اساس رابطه (۱۴) قابل محاسبه است:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j} w_{i,j} (x_j - \bar{x}) \quad (14)$$

در رابطه فوق،  $x_i$  خصیصه عارضه  $i$  و  $\bar{x}$  میانگین خصیصه مربوطه و  $w_{i,j}$  وزن فضایی بین عارضه  $i$  و  $j$  می‌باشد. مقدار  $s_i^2$  از رابطه (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \quad (15)$$

در رابطه فوق،  $n$  برابر با تعداد کل عارضه‌هاست. نمره استاندارد  $Z_{Ii}$  از رابطه (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$Z_{Ii} = \frac{I_i}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (16)$$

برای محاسبه  $V[I_i]$  از رابطه (۱۷) استفاده می‌نماییم:

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad (17) \quad E[I_i] = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{n-1} \quad (18)$$

1 Cluster and Outlier Analysis (Anselin Local Moran's I)

2 Hot Spot Analysis (Getis-OrdGi\*)

3 Anselin

4 Ord & Getis

5 Getis & Aldstadt

6 Anselin

7 Wheeler & perz

تحلیل لکه‌های داغ از آماره گتیس - اورد جی (Getis - Ord  $G_i$ ) برای کلیه عوارض موجود در داده‌ها استفاده می‌کند (روگرسون<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶). نمره  $Z$  محاسبه شده نشان می‌دهد که در کدام مناطق داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده‌اند. چهارچوب مفهومی این تحلیل این‌گونه عمل کند که اگر عارضه‌ای مقدار بالا داشته باشد جالب و مهم است، ولی این به این معنی نیست که یک لکه داغ باشد. عارضه‌ای لکه داغ تلقی می‌شود که هم خود عارضه و هم عارضه‌های همسایه آن از نظر آماری معنادار باشد. امتیاز  $Z$  برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد که مجموع محلی (Local sum) عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه گردد (گتیس و اورد<sup>۲</sup>، ۱۹۹۲؛ اورد و گتیس<sup>۳</sup>، ۱۹۹۵؛ انسلین<sup>۴</sup>، ۱۹۹۵؛ جیکاس و گرلینگ<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳؛ زانگ<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۰۸). آماره گتیس - اورد جی (Getis - Ord  $G_i$ ) به‌صورت رابطه (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{\sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}} \quad (19)$$

در رابطه فوق،  $x_j$  مقدار تخصیص برای عارضه  $j$ ،  $w_{i,j}$  وزن فضایی بین عارضه  $i$  و  $j$  و  $n$  تعداد کل عارضه‌ها می‌باشد. برای محاسبه  $S$  از رابطه (۲۰) استفاده می‌شود:

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_j^2}{n} - (\bar{x})^2} \quad (20) \quad \bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} \quad (21)$$

که در آن:

با توجه به اینکه  $G_i$  خود نوعی نمره  $Z$  محسوب می‌شود، از محاسبه دوباره  $Z$  پرهیز شده است.

### ۳. نتایج و بحث

خروجی تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، به‌صورت عددی در جدول (۱) ارائه شده است. به‌طور کلی اگر شاخص موران نزدیک به ۱+ باشد، داده‌ها دارای خودهمبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای بوده و اگر مقدار آن نزدیک به عدد ۱- باشد آنگاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده خواهند بود. خروجی گرافیکی، پراکنده و یا خوشه‌ای بودن داده‌ها را نشان می‌دهد. در موران جهانی فرضیه صفر این است که هیچ نوع خوشه‌بندی فضایی بین مقادیر عنصر مرتبط با عوارض جغرافیایی موردنظر وجود ندارد. حال زمانی که مقدار  $p$ -value بسیار کوچک و مقدار  $Z$  محاسبه شده (قدر

1 Rogerson

2 Getis & Ord

3 Ord & Getis

4 Anselin

5 Jacquez & Greiling

6 Zhang

مطلق آن) بسیار بزرگ باشد (خارج از محدوده اطمینان باشد)، آنگاه می‌توان فرضیه صفر را رد کرد. اگر شاخص موران بزرگ‌تر از صفر باشد، داده‌ها نوعی خوشه‌بندی فضایی و اگر کمتر از صفر باشد دارای الگوی پراکنده می‌باشند. همان‌طوری که در جدول ۱ مشاهده می‌شود مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۱۲ ماه سال بالای ۰/۹۸ و در چهار ماه اوت، سپتامبر، اکتبر و نوامبر حدود یک می‌باشد. این نکته نشان می‌دهد که بر اساس شاخص موران جهانی، دما در استان خراسان رضوی در دوره مورد مطالعه، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد. با این وجود بالاترین میزان (۱/۰۰۶۰۵۲) مربوط به ماه اوت (ده مرداد تا ده شهریور) است. آماره  $z$  در طول سال بالا و بین ۹۸ تا ۹۹ می‌باشد؛ بنابراین در مجموع بر اساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی دما از الگوی خوشه‌ای بسیار بالا تبعیت می‌کند؛ در نتیجه با توجه به بالا بودن مقدار  $z$  و پایین بودن مقدار ارزشی  $p$ -value می‌توان فرضیه عدم وجود خود همبستگی فضایی بین داده‌ها در هر ۱۲ ماه از سال را رد نمود. حال اگر قرار بود دما برای ماه‌های سال در خراسان رضوی به‌طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۰۱۹۸- را اختیار می‌نمود.

جدول ۱ خروجی آماره موران برای دمای ماهانه

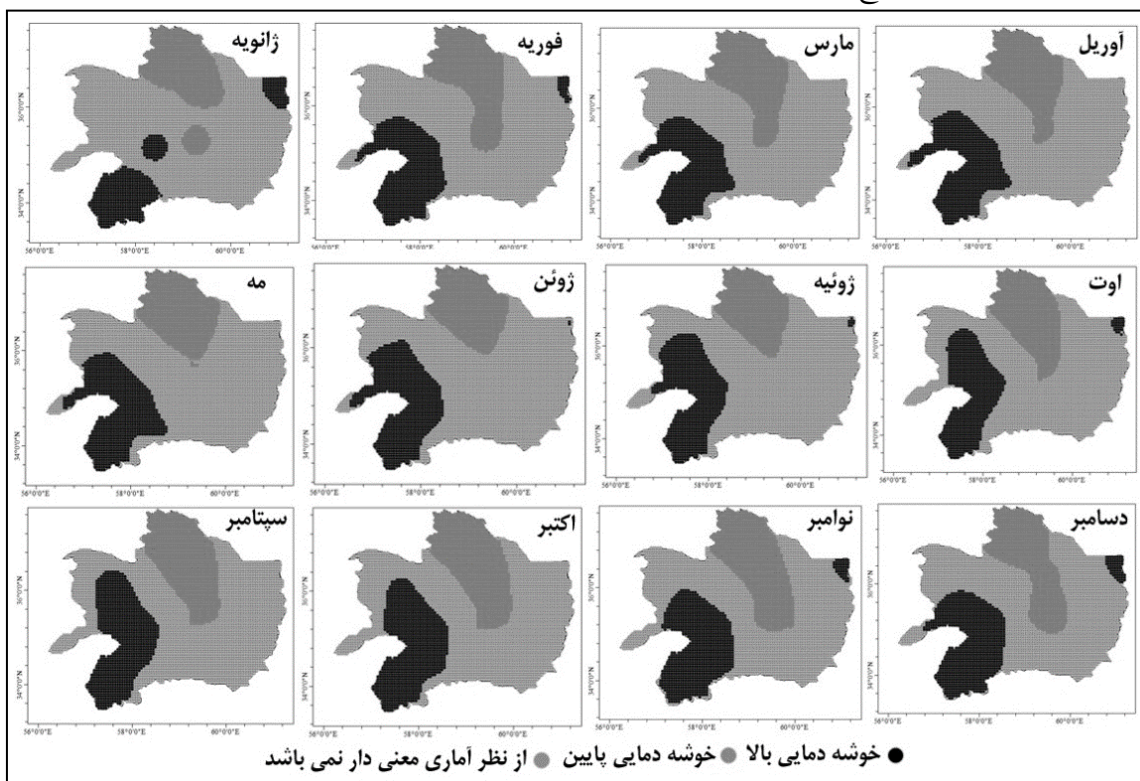
ماه	شاخص موران	شاخص موران مورد انتظار	واریانس	z-score	p-value	مفهوم‌سازی رابطه فضایی	روش اندازه‌گیری	آستانه اندازه‌گیری
ژانویه	۰/۹۸۷۸۱۴	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۰۶۱۱۳۴	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
فوریه	۰/۹۹۱۸۵۲	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۴۵۴۴۷۸	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
مارس	۰/۹۹۳۰۱۰	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۵۶۹۵۷۹	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
آوریل	۰/۹۹۳۴۷۸	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۶۱۵۲۸۹	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
مه	۰/۹۹۳۸۶۵	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۶۵۴۴۲۸	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
ژوئن	۰/۹۹۴۱۳۳	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۶۸۰۶۰۲	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
ژوئیه	۰/۹۹۶۵۷۳	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۹۲۳۲۷۹	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
اوت	۱/۰۰۱۸۲۶	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۹/۴۴۴۰۱۸	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
سپتامبر	۱/۰۰۶۰۵۲	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۹/۸۶۱۲۵۲	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
اکتبر	۱/۰۰۵۰۱۰	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۹/۷۵۷۴۹۳	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
نوامبر	۱/۰۰۲۷۰۸	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۹/۵۲۸۲۷۳	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر
دسامبر	۰/۹۹۶۴۴۳	-۰/۰۰۰۱۹۸	۰/۰۰۰۱۰۲	۹۸/۹۰۷۲۷۹	۰	معکوس مربع فاصله	اقلیدسی	۰/۰۵ متر

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، در ماه‌های اوت، سپتامبر و اکتبر مقدار شاخص موران جهانی به حدود ۱ رسیده است. این نوع توزیع داده‌ها در حقیقت منعکس‌کننده وجود تفاوت‌های فضایی ویژه در فواصل و مقیاس‌های مختلف می‌باشد. پس نتیجه‌ای که از افزایش این مقدار ارزشی حاصل خواهد شد، خوشه‌بندی فضایی عوارض همراه با تغییر اندازه در واحد همسایگی می‌باشد. لذا با توجه به افزایش دما در گستره استان در ماه‌های تابستان، تغییر اندازه گرمایی محسوسی در کل استان برای واحدهای همسایگی حاصل شده است. ولی در ماه‌های سرد سال دما به‌طور نامتوازن در استان توزیع می‌شود. در ماه‌های اکتبر و نوامبر (فصل پاییز) نیز مقدار ارزشی بالا مشاهده می‌شود که این امر نیز به دلیل

همسان بودن افت و خیز تقریباً مشابه دما در کل پهنه استان می باشد. همان طوری که بیان شد خود همبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می کند. به همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر جزایر گرمایی استان در دوره مورد مطالعه از موران محلی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحلیل نشان می دهد که آیا عوارض به صورت تصادفی، پراکنده و یا خوشه‌ای در فضا توزیع شده‌اند. اگر مقدار  $I$  مثبت باشد، بدین معناست که عارضه مورد نظر توسط عوارض مشابه خود احاطه شده، بنابراین عارضه مزبور بخشی از آن خوشه است. اگر مقدار  $I$  منفی باشد به معنای آن است که عارضه مورد نظر توسط عوارضی نامشابه محاصره شده و این نوع عارضه در حقیقت ناخوشه نامیده می شود. مقداری ارزشی حاصل از این آماره در چارچوب امتیاز استاندارد محاسبه شده و  $p$ -value قابل تفسیر و تحلیل است. در این آماره  $HH$  بیانگر خوشه‌های مقدار زیاد یا خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد اطمینان،  $LL$  بیانگر خوشه‌های مقادیر کم یا خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد اطمینان،  $HL$  نشانگر ناخوشه‌ای بودن است که در آن یک مقدار زیاد توسط مقادیر کم محاصره شده‌اند؛ و  $LH$  تک‌سلول‌هایی که در آن عارضه دارای مقدار کم، توسط عوارض دارای مقادیر زیاد محاصره شده‌اند و از نظر آماری معنادار (سطح ۵ درصد) هستند.

شکل ۲ تغییرات درون سالی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای جزایر گرمایی را طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۸۰) نشان می دهد. در فصل زمستان (ژانویه، فوریه و مارس) در اکثر مناطق استان هیچ نوع الگویی حاکم نبوده یا به عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی است. این وضعیت به طور برابر با مقدار ۶۱ درصد در سه ماه فصل زمستان در سطح استان توزیع شده است (شکل ۲). در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس به ترتیب ۱۴، ۲۰ و ۱۹ درصد از استان که غالباً در نواحی جنوب غرب (ایستگاه‌های همدید فردوس، بشرویه، گناباد و کاشمر) و شرق استان (ایستگاه همدید طبرس) دارای الگوی خوشه‌ای بارزش بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) حاکم است. در همین دوره از سال الگوی گرمایی  $LL$  یا مقادیر با ارزش پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایانگر جزایر گرمایی سرد می باشند، به ترتیب در ماه‌های فصل زمستان ۱۷، ۱۹ و ۲۰ درصد توزیع شده‌اند؛ و به صورت لکه‌های سراسر در نواحی شمالی تا مرکزی استان کشیده شده‌اند (جدول ۲). در فصل بهار مقادیر دما با خودهمبستگی فضایی مثبت بالا نسبت به فصل زمستان حدود ۲/۳۰ درصد افزایش یافته و از نظر مکانی نیز دچار تغییراتی شده است (شکل ۲). به طوری که دنباله خوشه‌های با ارزش بالا تا بخش‌های مرکزی استان نیز کشیده شده است. این در حالی است که مقادیر بارزش بالا یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت  $HH$  در فصل زمستان محدود به مناطق جنوب غرب بوده و افت و خیز زیادی دارد. به طور کلی در فصل تابستان از تغییرات الگوهای جزایر گرمایی پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) کاسته شده است، به این ترتیب برای ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر به ترتیب مقادیر ۱۵، ۱۳ و ۱۶ درصد بدست آمده است. همان طور که مشاهده می شود در این فصل از سال مساحت الگوهای گرمایی پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) اندکی کاسته شده و به لحاظ مکانی نیز تغییرات بسیار ناچیزی داشته است. در فصل پاییز مساحت الگوهای دمای پایین و بالا نسبت به سه فصل قبل کمترین افت و خیز عددی را داشته‌اند. همان طور که در جدول ۲ مشاهده می شود، در فصل پاییز کمترین درصد از مناطق فاقد الگو را به خود اختصاص داده‌اند.

و به طور میانگین در مجموع سه ماه اکتبر، نوامبر و دسامبر ۵۸ درصد از مساحت استان از هیچ الگوی فضایی پیروی نمی‌کند. در مجموع با توجه به اینکه مقادیر دارای خودهمبستگی فضایی مثبت در فصول چهارگانه و با نگاهی ریزمقیاسانه تر در هر ۱۲ ماه سال به نواحی جنوب غرب و در بعضی از ماه‌های سال (شکل ۲) به منطقه طبس محدود شده می‌توان استنباط نمود که عوامل محلی در توزیع پراکنندگی جزایر گرمایی خراسان رضوی نقش بسزایی دارند.



شکل ۲ نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی جزایر گرمایی استان خراسان رضوی

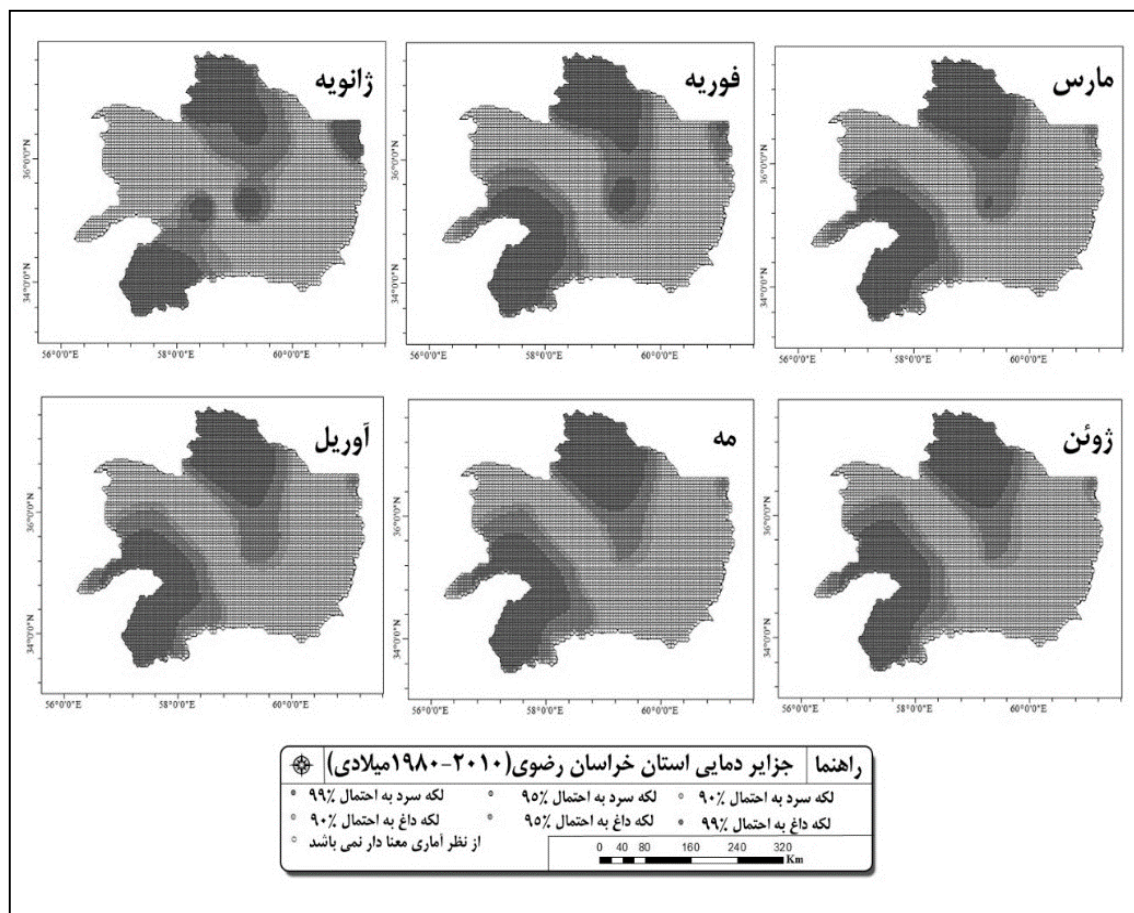
جدول ۲ درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از موران محلی

نوع الگوی گرمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۱۴	۲۰	۱۹	۲۰	۲۰	۲۰
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۱۷	۱۹	۲۰	۱۸	۱۷	۱۶
فاقد الگو	۶۹	۶۱	۶۱	۶۲	۶۳	۶۴
نوع الگوی گرمایی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۰	۱۹	۲۱	۲۱	۲۲	۲۲
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۱۵	۱۳	۱۶	۲۰	۲۱	۲۰
فاقد الگو	۶۴	۶۲	۶۰	۵۹	۵۷	۵۸

تاکنون آن دسته از نواحی استان که دمای آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های گرمایی بالا) و منفی (خوشه‌های گرمایی پایین) بودند مشخص گردید، اما به منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های با ارزش بالا و پایین از شاخص  $GI^*$  یا  $HotSpot$  استفاده شد و نتایج آن در شکل‌های ۳ و ۴ و جدول ۳ ارائه شده است. آماره  $GI^*$  که برای هر عارضه موجود در داده‌های محاسبه می‌شود نوعی امتیاز  $Z$  است. برای امتیاز  $Z$  مثبت و معنادار از نظر آماری، هر چه امتیاز  $Z$  بزرگ‌تر باشد، مقادیر بالا به میزان زیادی خوشه‌بندی شده و لکه داغ تشکیل می‌دهند. برای امتیاز  $Z$  منفی و معنادار از نظر آماری هر چه امتیاز  $Z$  کوچک‌تر باشد، به معنای خوشه‌بندی شدیدتر مقادیر پایین خواهد بود و این‌ها در حقیقت لکه‌های سرد را نشان می‌دهند. همان‌طور که از شکل ۳ برمی‌آید، در ماه ژانویه جزایر گرمایی گرم (در سطح معناداری ۹۹ درصد) تنها به قسمت‌های جنوب غرب استان (ایستگاه‌های بشرویه و فردوس) و جنوب شرق (ایستگاه طبس) محدود شده؛ به طوری که در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس به ترتیب ۱۲، ۱۵/۵۳ و ۱۴/۶۳ درصد از مساحت استان را شامل می‌شوند. در همین فصل مناطقی که نماینده جزایر گرمایی سرد (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بوده نواحی مرتفع استان را تحت سیطره خود قرار داده‌اند، به طوری که ایستگاه‌های قوچان و گلمکان به احتمال ۹۹ درصد لکه گرمایی سرد تشخیص داده شده و ایستگاه‌های نیشابور، تربت حیدریه و مشهد جزایر گرمایی سرد با احتمال ۹۵ درصد می‌باشند. مناطق بدون الگوی معناداری در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس به ترتیب ۵۴/۰۲، ۴۸ و ۴۹ درصد مساحت استان را در بر می‌گیرند. الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی (جزایر گرمایی گرم) در فصل بهار که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌داری باشد، افزایش پیدا کرده است (جدول ۳)؛ اما به لحاظ مکانی تغییرات ناچیزی را نسبت به دو ماه فوریه و مارس داشته است. به طوری که دنباله نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد تا سبزوار کشیده شده است (شکل ۳). در فصل بهار، نواحی با خودهمبستگی فضایی منفی نسبت به فصل زمستان از نظر مکانی تغییرات قابل توجهی داشته به طوری که لکه گرمایی سرد با احتمال ۹۵ درصد از تربت حیدریه به سمت شمال جابجا شده است. همان‌طور که در جدول ۳ مشخص می‌باشد مناطقی با فاقد الگوی معنی‌داری در فصل بهار نسبت به سه ماه قبل خود تغییرات چندانی محسوس نداشته‌اند؛ به طوری که برای ماه‌های آوریل ۴۸، مه ۴۸ و ژوئن ۴۷/۶۶ درصد از استان را شامل می‌گردد (شکل ۳). الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی در فصل تابستان که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌داری می‌باشد، افزایش پیدا کرده (جدول ۳) و به لحاظ مکانی نیز تغییرات قابل توجهی داشته است (شکل ۴). لکه‌های گرمایی گرم در فصل تابستان نسبت به ۹ ماه دیگر سال کشیدگی زیادی به سمت شمال داشته به طوری که سبزوار در ۶ ماه اول سال میلادی فاقد الگوی معناداری بوده ولی در فصل تابستان در لکه گرمایی گرم قرار گرفته است. لکه‌های گرمایی سرد در سطوح اطمینان مختلف نیز در ارتفاعات شمال تربت حیدریه در ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر به سمت شرق جابجا

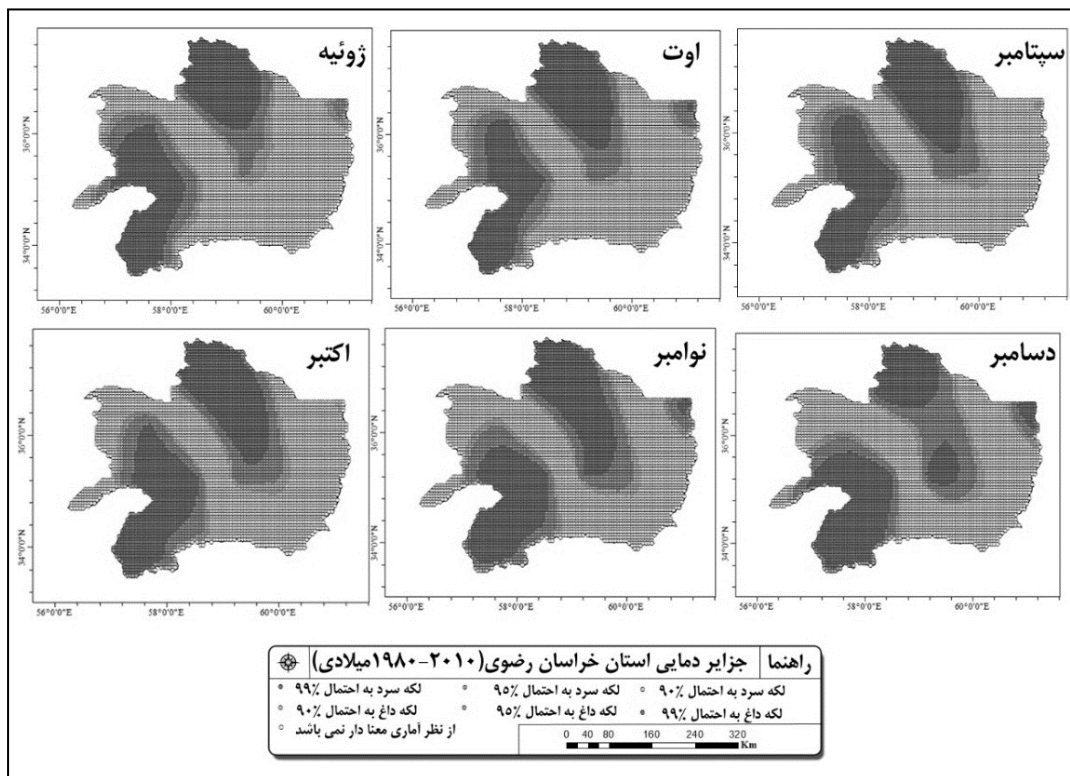
شده‌اند. جابجایی شرق به غرب لکه‌های گرمایی در فصل تابستان به دلیل وزش باد در ارتفاعات مرکزی خراسان است.

تغییرات خودهمبستگی فضایی دما در فصل پاییز بر اساس شاخص  $GI^*$  تغییراتاً مشابه فصل زمستان بوده است. با این وجود در این فصل لکه‌های گرمایی سرد از کشیدگی شمال به جنوب بیشتری نسبت به دوره‌های قبل برخوردار بوده و در مجموع در ماه اکتبر (۲۷/۲۱)، نوامبر (۲۸/۹۴) و دسامبر (۲۸/۷۲) درصد از مساحت استان دارای خودهمبستگی فضایی منفی (جزایر گرمایی سرد) بوده است. مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در مجموع در ماه اکتبر (۲۶/۷۷)، نوامبر (۲۷/۱۱) و دسامبر (۲۷/۲۸) درصد از مساحت استان را در بر می‌گیرند. همچنین در این فصل درصد مناطقی با عدم معنی‌داری به کمترین مقدار خود رسیده (در مجموع سه ماه ۴۴/۹۵ درصد از کل مساحت استان) و این مقدار نسبت به میانگین فصل زمستان ۵/۳۹ درصد، نسبت به فصل تابستان ۲/۹۱ درصد و نسبت به فصل تابستان ۳/۴۰ کاهش داشته که به دلیل افت و خیز کمتر دما در این فصل می‌باشد.



شکل ۳ نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای دما طی دوره مورد مطالعه (شش ماه اول سال میلادی)





شکل ۴ نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای دما طی دوره مورد مطالعه (شش ماه دوم سال میلادی)

جدول ۳ درصد مساحت تحت پوشش جزایر گرمایی خراسان رضوی

نوع جزیره گرمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۹٪	۱۲/۲۳	۱۳/۱۳	۱۳/۷۹	۱۲/۹۳	۱۳	۱۳
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۵٪	۹/۷۷	۸/۸۷	۷/۲۱	۶/۳۹	۶/۳۹	۷
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۰٪	۳/۹۸	۳	۳/۵۴	۴	۴	۳/۲۳
فاقد الگوی معناداری٪	۵۴/۰۲	۴۸	۴۹	۴۸	۴۸	۴۷/۶۶
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۰٪	۳/۵۸	۴	۳/۴۶	۳/۹۵	۴/۹۵	۴/۶۳
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۵٪	۴/۴۲	۷/۴۷	۸/۳۷	۹/۱۱	۹/۱۱	۷/۸۴
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۹٪	۱۲	۱۵/۵۳	۱۴/۶۳	۱۴	۱۴/۵۵	۱۶/۶۴
نوع جزیره گرمایی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۹٪	۱۲/۴۰	۲۳/۱۴	۱۴/۱۹	۱۶	۱۷/۰۲	۱۲/۴۶
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۵٪	۶/۵۸	۵/۹۶	۷/۰۸	۷/۲۳	۸/۶۰	۱۲/۲۶
جزیره گرمایی سرد در سطح ۹۰٪	۳/۸۴	۳	۴	۳/۹۸	۳/۳۲	۴
فاقد الگوی معناداری٪	۵۰	۴۹	۴۶/۰۵	۴۶	۴۳/۸۷	۴۵
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۰٪	۴/۷۵	۴	۴/۱۲	۲/۹۹	۲/۰۹	۲/۴۹
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۵٪	۷/۹۲	۷/۹۴	۸/۴۳	۶/۹۷	۸/۰۱	۶/۷۹
جزیره گرمایی گرم در سطح ۹۹٪	۱۴/۵۱	۱۵/۸۷	۱۶/۱۳	۱۶/۸۳	۱۷/۰۹	۱۸

#### ۴. نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت روزافزون دما به ویژه دماهای روزانه و لزوم به روز کردن مطالعات گرمایی، این پژوهش با هدف بررسی تغییرات الگوهای خودهمبستگی زمانی و مکانی جزایر گرمایی در استان خراسان رضوی بر مبنای آخرین داده‌ای گرمایی انجام شده است. اهمیت مطالعه حاضر با توجه به افزایش مقدار  $CO_2$  جو، تغییر در مقدار رطوبت و ابرناکی، تغییرات کاربری و توسعه اراضی شهری، بیش از پیش احساس می‌شود؛ از آنجا که اغلب ایستگاه‌های مورد مطالعه در شهرها و حواشی آن‌ها قرار دارند و از شرایط جغرافیایی خاص شهرها تأثیر می‌پذیرند، اهمیت کار دوجندان شده است. چراکه با آشکارسازی تغییرات جزایر گرمایی می‌توان به نوسانات جزایر حرارتی نیز پی برد. یکی از شاخه‌های جالب و در حال رشد آمار فضایی، خودهمبستگی فضایی است. خودهمبستگی به رابطه بین مقادیر باقیمانده در طول خط رگرسیون مربوط می‌شود. از نظر آماری یک خودهمبستگی قوی زمانی رخ می‌دهد که مقادیر باقیمانده با هم در ارتباط باشند؛ به عبارت دیگر تغییراتشان به صورت نظام مند رخ دهد. با این وجود، خودهمبستگی قوی زمانی رخ می‌دهد که مقادیر یک متغیر که از نظر جغرافیایی به هم نزدیک‌اند، با هم مرتبط نیز باشند.

این مطالعه تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی جزایر گرمایی استان خراسان رضوی را کانون توجه خود قرار داده است. به این منظور از روش موران جهانی و محلی و شاخص لکه‌های داغ  $GI^*$  استفاده شده است. برای دستیابی به این هدف از داده‌های گرمایی کمینه و بیشینه ۱۲ ایستگاه همدیدی استان خراسان رضوی طی دوره آماری مشترک ۳۰ ساله (۱۹۸۰-۲۰۱۰) استفاده شد. سپس برای اعمال روش‌های مورد استفاده در این پژوهش از امکانات برنامه نویسی در محیط نرم‌افزار *Matlab* و *GIS* بهره گرفته شد. نتایج حاصل از روش موران جهانی نشان داد که تغییرات خودهمبستگی فضایی جزایر گرمایی استان خراسان رضوی از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. از آنجایی که شاخص موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند لذا به منظور تغییرات خودهمبستگی فضایی جزایر گرمایی خراسان رضوی از شاخص موران محلی و تحلیل لکه‌های داغ استفاده گردید. بر اساس هر دو شاخص، مناطق جنوب غرب (فردوس و بشرویه) و جنوب شرق (طبس) نقش قابل توجهی در شکل دهی الگوهای جزایر گرمایی گرم با الگوی خوشه‌ای بالا داشته‌اند. به طوری که مناطق فوق دارای خودهمبستگی فضایی مثبت بوده در حالی که نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی (جزایر گرمایی سرد) در ۱۲ ماه سال به بخش‌های مرتفع استان محدود شده است. در مجموع، مساحت بالایی از استان در طی سال فاقد الگوی معناداری یا به عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی معنادار به لحاظ آماری بوده است. نتایج این پژوهش نشان داد که جزایر گرمایی در یک بازه زمانی بلند مدت تحت تعامل عوامل محلی و عناصر گردش جو شکل گرفته، اما نقش آفرینی متفاوتی دارند. به طوری که آرایش جغرافیایی جزایر گرمایی را عوامل محلی (به ویژه ارتفاعات و عرض جغرافیایی) شکل می‌دهد، به عبارتی واضح‌تر رذپای پیکربندی ناهمواری‌ها و نقش عرض جغرافیایی را می‌توان در آن‌ها مشاهده نمود؛ این در

حالی است که نباید نقش عوامل بیرونی را در شکل‌گیری جزایر گرمایی نادیده بگیریم؛ چراکه عوامل بیرونی یا تلویحاً همان عناصر گردش عمومی جو در تعیین رژیم حرارتی و آهنگ تغییرات دما در طول زمان نقش مهمی دارند. اگر به نقشه خوشه‌های گرمایی استان توجه کنیم، مشاهده می‌شود خوشه‌های گرمایی بالا و پایین شبیه به هم نیستند. این تباین ناشی از تأثیر عناصر گردش عمومی جو است. پس می‌توان گفت که جزایر گرمایی تحت تأثیر دو سیستم ایجاد و کنترل می‌شوند؛ که عبارت‌اند از: عوامل محلی کنترل‌کننده مکان (آرایش جغرافیایی جزایر گرمایی) و عوامل بیرونی کنترل‌کننده زمان (رژیم جزایر گرمایی). مقایسه مطالعه حاضر با پژوهش بجت<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۴) نشان داده است که تباین جزایر گرمایی یک پدیده رایج اقلیمی است که خود متأثر از عوامل گردش عمومی جو می‌باشد؛ که در پژوهش حاضر برای پهنه استان خراسان رضوی نیز آشکار گردید. نتایج بدست آمده حاکی از ناپوستگی جزایر گرمایی استان خراسان بوده و با پژوهش رحیم زاده و نساجی زواره<sup>۲</sup> (۱۳۹۳: ۱۸۸) که روند و تغییرپذیری دمای ایران را بررسی کردند برای منطقه خراسان رضوی همخوانی دارد. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند الگوی مناسبی برای سایر مطالعات فضایی فراسنج‌های اقلیمی باشد؛ چراکه مطالعات آمار فضایی می‌تواند دریچه‌های نوین را پیش روی اقلیم‌شناسان بگشاید.

### کتابنامه

- رحیم زاده، فاطمه؛ نساجی زواره، مجتبی؛ ۱۳۹۳. روند و تغییرپذیری دما در ایران در دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۰ پس از تعدیل ناهمگنی‌های غیر طبیعی موجود در داده‌ها. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۴. صص ۱۸۱-۱۹۶.
- عزیزی، قاسم؛ روشنی، محمود؛ ۱۳۸۷. مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من-کندال. پژوهش‌های جغرافیایی. شماره ۶۴. صص ۲۸-۱۳.
- علیجانی، بهلول؛ کاویانی، محمدرضا؛ ۱۳۷۱. مبانی آب و هواشناسی. انتشارات سمت. تهران.
- محمدرضایی، شهریار؛ ۱۳۸۲. رویکرد سیستمی به تجزیه و تحلیل اکوسیستم‌ها. سازمان حفاظت محیط‌زیست. تهران.
- محمدی، حسین؛ ۱۳۹۰. آب و هواشناسی شهری. انتشارات دانشگاه تهران. تهران.
- مسعودیان، سید ابوالفضل؛ ۱۳۸۲. تحلیل ساختار دمای ماهانه ایران. مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان. شماره ۱ و ۲. صص ۸۷-۸۸.
- مسعودیان، سید ابوالفضل؛ ۱۳۸۴. آب‌وهوای ایران. انتشارات دانشگاه اصفهان. اصفهان.
- مسعودیان، سید ابوالفضل؛ ۱۳۸۴. بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته. پژوهش‌های جغرافیایی. شماره ۵۴. صص ۴۵-۴۶.

۲۹

Ageena, I., Macdonald, N., & Morse, A. (2014). Variability of maximum and mean average temperature across Libya (1945–2009). *Theoretical and Applied Climatology*, 117(3-4), 549-563 .

1 Bajat

2 Rahimzadeh &amp; Nasaje Zavareh

- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93-115 .
- Anselin, L., Syabri, I., & Kho ,Y. (2010). GeoDa: an introduction to spatial data analysis. In M. M. Fischer & A Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis* (pp. 73-89). Springer: Berlin Heidelberg.
- Bajat, B., Blagojević, D., Kilibarda, M., Luković, J., & Tošić, I. (2015). Spatial analysis of the temperature trends in Serbia during the period 1961–2010. *Theoretical and Applied Climatology*, 121(1-2), 289-301 .
- Ben-Gai ,T., Bitan, A., Manes, A., Alpert, P., & Rubin, S. (1999). Temporal and spatial trends of temperature patterns in Israel. *Theoretical and Applied Climatology*, 64(3-4), 163-177 .
- Braganza, K., Karoly, D. J., & Arblaster, J. (2004). Diurnal temperature range as an index of global climate change during the twentieth century. *Geophysical Research Letters*, 31(13), 1-4.
- Cressie, N. (1993). *Statistics for spatial data: Wiley series in probability and statistics. Wiley-Interscience New York*, 15, 16 .
- De Lucena, A. J., Rotunno Filho, O. C., de Almeida França, J. R., de Faria Peres, L., & 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 .
- De Smith ,M. J., Goodchild, M. F., & Longley, P. (2007). *Geospatial analysis: A comprehensive guide to principles, techniques and software tools*. Winchelsea: Winchelsea Press.
- De Smith, M. J., Goodchild, M. F., & Longley, P. (2013). *Geospatial analysis*. Winchelsea: Winchelsea Press.
- del Río, S., Herrero, L., Pinto-Gomes, C., & Penas, A. (2011). Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Global and Planetary Change*, 78(1), 65-75.
- Diggle, P. J. (1983). *Statistical analysis of spatial point patterns*. London: Academic press.
- Founda, D., Papadopoulos, K., Petrakis, M., Giannakopoulos, C., & Good, P. (2004). Analysis of mean, maximum, and minimum temperature in Athens from 1897 to 2001 with emphasis on the last decade: trends, warm events, and cold events. *Global and Planetary Change*, 44(1), 27-38 .
- Getis, A., & Aldstadt, J. (2010). Constructing the spatial weights matrix using a local statistic *Perspectives on spatial data analysis* (pp. 147-163). Berlin: Springer.
- Getis, A., & Ord, J. K. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical analysis*, 24(3), 189-206 .
- Haining, R., & Griffith, D. A. (1989). *Spatial Autocorrelation: a primer*. Washington, D. C.: JSTOR.
- Homar, V., Ramis, C., Romero, R., & Alonso, S. (2010). Recent trends in temperature and precipitation over the Balearic Islands (Spain). *Climatic change*, 98(1-2), 199-211 .

- Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., & Stoyan, D. (2008). *Statistical analysis and modelling of spatial point patterns*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Jacquez, G. M., & Greiling, D. A. (2003). Geographic boundaries in breast, lung and colorectal cancers in relation to exposure to air toxics in Long Island, New York. *International Journal of Health Geographics*, 2(1), 3 .
- Johnston, C. A. (1998). *Geographic information systems in ecology*. Victoria: Blackwell Science.
- Jolliffe, I. T., & Philipp, A. (2010). Some recent developments in cluster analysis. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 35(9), 309-315 .
- Kaas, E., & Frich, P. (1995). Diurnal temperature range and cloud cover in the Nordic countries: observed trends and estimates for the future. *Atmospheric Research*, 37(1), 211-228 .
- Kendall, W. S. (1998). Perfect simulation for the area-interaction point process. In L. Accardi & C. Heyde (Eds.), *Probability towards 2000* (pp. 218-234). New York: Springer.
- Kim, S., & Singh, V. P. (2014). Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution. *Theoretical and Applied Climatology*, 118(3), 465-479 .
- Levine, N. (1996). Spatial statistics and GIS: Software tools to quantify spatial patterns. *Journal of the American Planning Association*, 62(3), 381-391 .
- Mitchel, A. (2005). *The ESRI Guide to GIS analysis, Volume 2: Spatial measurements and statistics*. New York: ESRI Guide to GIS analysis Press .
- Nel, W. P., & Cooper, C. J. (2009). Implications of fossil fuel constraints on economic growth and global warming. *Energy Policy*, 37(1), 166-180 .
- Nemec, J., Gruber, C., Chimani, B., & 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. *Global Nest Journal*, 13(3), 215-228.
- Ord, J. K., & Getis, A. (1995). Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. *Geographical Analysis*, 27(4), 286-306 .
- Ripley, B. D. (2005). *Spatial statistics* (Vol. 575). Chichester: John Wiley & Sons.
- Shahid, S., Harun, S. B., & Katimon, A. (2012). Changes in diurnal temperature range in Bangladesh during the time period 1961–2008. *Atmospheric Research*, 118, 260-270.
- Solow, A. R. (1987). Testing for climate change: An application of the two-phase regression model. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 26(10), 1401-1405 .
- Waagepetersen, R., & Schweder, T. (2006). Likelihood-based inference for clustered line transect data. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, 11(3), 264-279 .
- Wheeler, D. C. (2007). A comparison of spatial clustering and cluster detection techniques for childhood leukemia incidence in Ohio, 1996–2003. *International Journal of Health Geographics*, 6(13), 1-16.

- Wheeler D .C. (2014). Geographically weighted regression. In M. M. Fischer & A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis: Software tools, methods and applications* (pp.461-486). Berlin and Heidelberg: Springer.
- Zhang, C., Luo, L., Xu, W., & Ledwith, V. (2008). Use of local Moran's I and GIS to identify pollution hotspots of Pb in urban soils of Galway, Ireland. *Science of the Total Environment*, 398(1), 212-221 .
- Zhou, D., Khan, S., Abbas, A., Rana, T., Zhang, H., & Chen, Y. (2009). Climatic regionalization mapping of the Murrumbidgee Irrigation Area, Australia. *Progress in Natural Science*, 19(12), 1773-1779 .
- Zquiza, E. P. i. (1998). Comparison of geostatistical methods for estimating the areal average climatological rainfall mean using data on precipitation and topography. *Int. J. Climatol*, 18, 1031-1047 .