

دو فصلنامه آب و هواشناسی کاربردی، سال دوم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۳۹۴، شماره پیاپی ۲

A.A. Dadashi Rodbari

G. A. Fallah Ghalhari, PhD

عباسعلی داداشی رودباری، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی شهری دانشگاه شهید بهشتی، تهران،

ایران

غلام عباس فلاح قاهری، استادیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه حکیم سبزواری، سبزوار، ایران

Email: dadashiabbasali@gmail.com

وصول: ۱۳۹۳/۱۲/۲۹ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۱۹

صص: ۷۴-۵۳

## واکاوی خودهمبستگی فضایی بارش فصلی ایران با استفاده از برون‌داد پایگاه داده بارش APHRODITE

### چکیده

در بین فراسنج‌های اقلیمی، بارش به دلیل تعامل پیچیده با عوامل و عناصر اقلیمی از خود رفتاری چندگانه و پیچیده‌ای بروز می‌دهد که موجب توجه ویژه محققین بدان شده است. سال‌هاست رویکرد محققان علوم محیطی از آمار کلاسیک به آمار فضایی معطوف شده است. به همین دلیل اقلیم‌شناسان نیز باید با مبانی این علم آشنا شوند و توابع تحلیلی آن را مبنای مطالعات خود قرار دهند. در مطالعه حاضر با استفاده از روش‌های نوین آمار فضایی مانند خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ، رفتار مکانی بارش فصلی در غالب چندین آماره ارائه گردیده است. بررسی‌های آماری نشان داد که فصل تابستان بیش‌ترین ضریب تغییرات بارش (۲۶۷/۵۰) ایران را دارا است که توسط شاخص‌های ضریب درجه اوج و گیتس اورد جی نیز تأیید شده است. بالاترین ناهنجاری مکانی بارش بر اساس شاخص پراکنندگی فصول تابستان و پاییز معرفی شده‌اند. همچنین به استناد خروجی‌های شاخص اندازه خوشه بزرگ‌ترین خوشه‌های بارشی ایران در فصل زمستان ایجاد می‌گردد که نشان‌دهنده نظم نسبی بارش ایران می‌باشد. نتایج آماره‌های فضایی نیز نشان داد که تغییرات درون سالی بارش در ایران دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. بر اساس شاخص محلی موران و لکه‌های داغ، بارش در کرانه‌های ساحلی دریای خزر و بخش‌های غرب و جنوب غرب ایران (عمدتاً زاگرس) دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های بارش با ارزش بالا) و در بخش‌هایی از نواحی مرکزی و همچنین بخش‌هایی از جنوب شرق ایران نواحی مرکزی دارای خودهمبستگی فضایی منفی (خوشه‌های بارش با ارزش پایین) بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** آمار فضایی، خودهمبستگی فضایی، شاخص انسلین محلی موران، شاخص جهانی موران، شاخص گیتس-اورد جی (لکه‌های داغ).

## مقدمه

آگاهی از مقدار، توزیع مکانی و زمانی تغییرات بارش برای برنامه‌ریزی‌ها امری ضروری است (کاپل<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۰۵). از جمله مواردی که بررسی فراسنج اقلیمی بارش را شاخص نموده است می‌توان به مدل‌سازی و پیش‌بینی سیلاب، پایش و اعتبار سنجی مدل‌های هواشناسی، مدل‌سازی عملکرد محصولات کشاورزی و صدها خدمت دیگر اشاره نمود. لذا مطالعه فراسنج اقلیمی بارش می‌باید به‌عنوان محور راهبردی برای برنامه‌ریزی‌های آتی مورد توجه قرار گیرد. مطالعات اقلیمی زمانی ارزشمند تلقی خواهند شد که داده‌های بهنگام در اختیار محققین قرار داشته باشد؛ ایستگاه‌های هواشناسی اطلاعات ارزشمندی را در خصوص مقدار و تکرار دوره‌های بارشی در اختیار پژوهشگران قرار می‌دهند، باین‌حال، ایستگاه‌های اندازه‌گیری بارش معمولاً در مراکز جمعیتی و یا مراکز خاص تحقیقاتی واقع شده‌اند؛ و ایستگاه‌های خودکار هواشناسی من جمله باران‌سنج‌ها نیز در شرایط حاضر نمی‌توانند از آن‌ها به شکل یک شبکه متراکم اندازه‌گیری استفاده کرد؛ چراکه این نوع از ابزار اندازه‌گیری خیلی گران‌قیمت بوده و بعلاوه حتی با وجود تأمین چنین ایستگاه‌هایی در سطح ایران به دلیل دوره‌های آماری کوتاه مدت چندان قابل استناد نمی‌باشند. از سوی دیگر برای کمی‌سازی اهمیت نسبی عوامل طبیعی و انسانی تجزیه و تحلیل‌های مکانی و زمانی امری ضروری قلمداد می‌گردد (کرسی<sup>۲</sup>، ۱۹۹۳: ۴۱۲؛ هینیگ<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳؛ فورتن و داله<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵؛ ۲۵۶؛ کرسی و ویکل<sup>۴</sup>، ۲۰۱۱؛ ۵۲). به این ترتیب بررسی تنوع مکانی-زمانی بارش نه تنها برای پیش‌بینی آب‌وهوا مهم است بلکه برای طیف وسیعی از تصمیم‌گیرندگان از جمله هیدرولوژیست‌ها، کشاورزان و صنعت گران امری حیاتی محسوب خواهد شد (برونسل<sup>۵</sup>، ۲۰۱۰: ۱۶۵). تغییرات زمانی-مکانی شدت، مقدار، زمان و میزان بارش تحت تأثیر تغییرات آب و هوایی و همچنین بی‌نظمی فراسنج بارش که رفتار ذاتی این فراسنج به حساب می‌آید؛ ناهنجاری‌های حدی اقلیم را به وجود می‌آورند که تحت عنوان سیل و خشکسالی شناخته می‌شوند (زانگ<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۳: ۴). گزارش‌های سازمان‌های مختلف حاکی از تغییرات جدی در اقلیم می‌باشد بطوریکه بر اساس گزارش‌های هیئت بین دولتی تغییرات آب و هوایی (IPCC<sup>۷</sup>, 2013) از نیمه دوم قرن ۲۰ روند بارش سنگین (بارش‌های رگباری) در نقاط مختلف جهان رو به افزایش است. همان‌طور که اشاره شد ایستگاه‌های اندازه‌گیری بارش که به‌طور مداوم بارش را پایش کنند اغلب مواقع در دسترس نمی‌باشند. به‌ویژه در مناطق کوهستانی ایستگاه‌های اندازه‌گیری پراکنده بوده و با توجه پیچیدگی توپوگرافی این گونه مناطق و تعامل تنگاتنگ این مؤلفه با شرایط جوی بر پیچیدگی برآورد بارش می‌افزاید (اوکی<sup>۸</sup> و همکاران، ۱۹۹۱: ۳۶۳؛ باری<sup>۹</sup>، ۱۹۹۲: ۷۳؛ هوفیگر<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۷۷؛ استورمن و وانر<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۱: ۳۶۱؛ سوتیلو<sup>۱۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۳: ۲۵۲). لذا می‌بایست با استفاده روش‌های بهینه بهترین راهکار را جهت بررسی نقاط فاقد آمار ارائه داد. از جمله این

1-Chappell

2-Cressie

3-Fortin &amp; Dale

4-Cressie &amp; Wikle

5-Brunsell

6-Zhang

7-Intergovernmental Panel on Climate Change

8-Okie

9-Barry

10-Hofinger

11-Sturman and Wanner

12-Sotillo

روش‌های توان‌په‌روش‌های زمین‌آمار اشاره کرد. روش زمین‌آمار به‌عنوان روشی متناسب جهت بررسی داده‌های بارش و همچنین برآورد منطقه‌ای بارش مورد تأیید قرار گرفته‌است (کرتین و آبلد<sup>۱</sup>، ۱۹۸۲؛ دل‌هوم<sup>۲</sup>، ۱۹۷۸؛ لبل<sup>۳</sup> و همکاران، ۱۹۸۷؛ ۲۱۲۷؛ گووارت<sup>۴</sup>، ۲۰۰۰؛ عساکره، ۱۳۸۷:۲۵). نتایج حاصل از مطالعات بسیاری نشان داده است که تکنیک‌های زمین‌آمار نسبت به روش‌های معمول درون‌یابیدقیق‌تر هستند (هافسترا<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۸؛ ۱۱۴؛ گرامیز و پارو و ایسکوزه<sup>۶</sup>، ۲۰۱۰؛ ۱۳۶؛ کاپل و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۰۶). همچنین می‌توان زمین‌آمار را برای تغییرپذیری بارش نیز مورد استفاده قرار داد (باران کورت<sup>۷</sup> و همکاران، ۱۹۹۲؛ ۱۱۴۲؛ برنه<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۴؛ ۱۶۶). فلیس و همکاران (۱۹۹۲) نیز نشان دادند که روش زمین‌آمار کریجینگ بهترین روش برای پیش‌بینی مناطق فاقد آمار بارش است. فراتر از آنچه پیش‌تر بحث شده است و ارائه مدلی ساختارمند مبتنی بر حقیقت اقلیمی یک مکان، برآورد دقیق‌تر توزیع فضایی بارش نیاز به یک شبکه‌بندی‌شده ایتراکم و منظم دارد (گووارت، ۲۰۰۰؛ ۱۱۳). یک الگوی ساخت یافته فضایی در سراسر منطقه مورد مطالعه می‌بایست از میانگین، واریانس و جهت ثابتی برخوردار باشد (فورتین و داله<sup>۹</sup>، ۲۰۰۵؛ ۱۴۲). باید توجه داشت که ساختار داده‌ها باید از فرایند تولید الگو برخوردار باشد نه از روند الگویی خود داده‌ها (فورتین و همکاران، ۲۰۱۲؛ ۱۰۲). به این منظور برای بررسی الگوی فضایی داده‌ها چند آماره فضایی وجود دارد که می‌توان به موران<sup>۱۰</sup> و گری<sup>۱۱</sup> اشاره کرد. روش‌های نامبرده برای تعیین کمیت و همچنین آزمون ساختار فضایی پارامترهای مشاهده شده مورد استفاده قرار می‌گیرند (داله<sup>۱۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۲؛ ۵۷۴). هر دو شاخص نامبرده را می‌توان برای خودهمبستگی فضایی داده‌ها مورد استفاده قرار داد (انسلین<sup>۱۳</sup>، ۱۹۹۵؛ اورد و گیتس<sup>۱۴</sup>، ۱۹۹۵). مطالعه الگوهای یاخته‌ای دارای سابقه‌ای طولانی و نقش مهمی در تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی دارد. (رایپلی<sup>۱۵</sup>، ۱۹۷۷؛ گیتس، ۱۹۸۴؛ آپتون و فینگلتون<sup>۱۶</sup>، ۱۹۸۵؛ دایگل<sup>۱۷</sup>، ۲۰۰۳). از الگوهای یاخته‌ای می‌توان برای مشخص کردن الگوی فضایی پراکنده، تصادفی و خوشه‌ای استفاده کرد. همچنین الگوهای یاخته‌ای این توانمندی را دارند تا خوشه‌ها و ناخوشه‌ها را نیز مورد پایش و ارزیابی قرار دهند (روبسون<sup>۱۸</sup> و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۷۷). در ادامه چندین مطالعه را به‌عنوان مطالعات شاخص از بین هزاران تحقیق مرتبط با بارش را انتخاب و مختصراً مورد بحث و بررسی قرار خواهیم داد.

- 1-Creutin and Obled
- 2-Delhomme
- 3-Lebel
- 4-Goovaerts
- 5-Hofstra
- 6-Grimes & Pardo- Igúzquizats
- 7-Barancourt
- 8-Berne
- 9-Fortin and Dale
- 10-Moran s I
- 11-Geary s c
- 12-Dale
- 13-Anselin
- 14-Ord and Getis
- 15-Ripley,
- 16-Upton and Fingleton
- 17-Diggle
- 18-Robeson

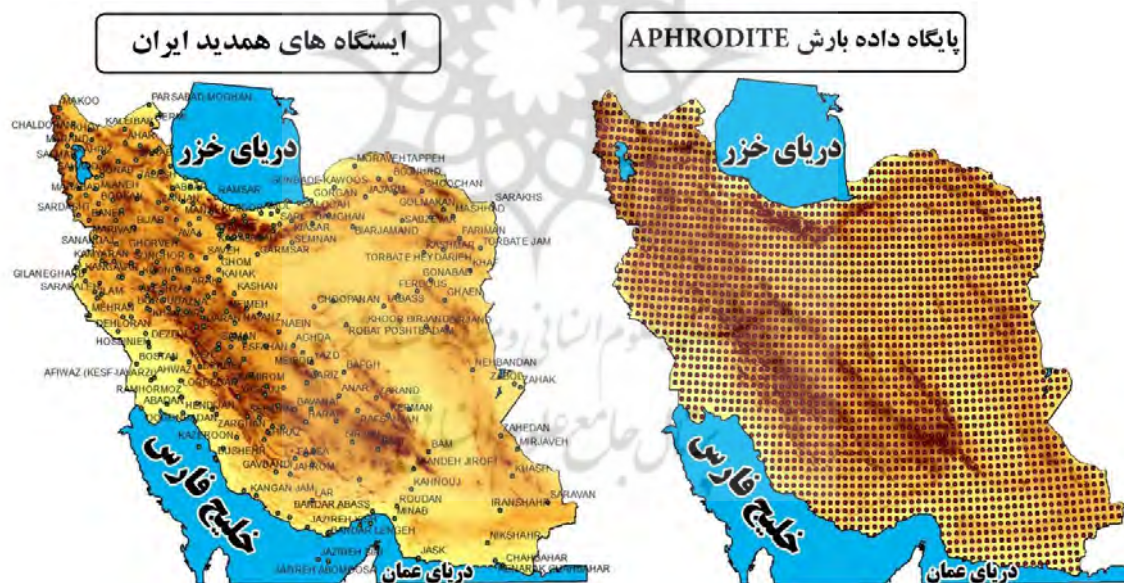
با توجه به مطرح شدن بحث تغییر اقلیم و تغییرات زمانی و مکانی عنصر بارش تاکنون از سوی محققین پژوهش‌های متعددی با استفاده از روش‌های پارامتری و نا پارامتری انجام شده است که از جمله می‌توان به پژوهش‌های (کاهیا و کالایکی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴؛ زانگ<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۶؛ لی یانگ<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۰؛ تانگ و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۱؛ شیفته‌سومی و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲؛ دوهان و پانندی<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳) اشاره کرد. جیا<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از روش‌های آمار فضایی به ریزمقیاس نمایی الگوریتم بارش شبکه TRMM بر اساس شاخص NDVI و مدل رقمی ارتفاع در حوضه کادمیوم<sup>۸</sup> چین چین پرداختند. در این پژوهش از روش آمار فضایی موران جهانی برای تحلیل الگو شاخص NDVI استفاده شد. نتایج نشان داد که ریزمقیاس نمایی داده‌های بارش با استفاده از الگوریتم نامبرده در برای شش ایستگاه مورد مطالعه با توجه روند داده‌ها دارای مقادیر متفاوت می‌باشد. آلدرد و سایریند (۲۰۱۲) در پژوهشی برای منطقه کولمر<sup>۹</sup> واقع در شمال شرق فرانسه از روش چوله نرمال برای داده‌های آب و هوایی و مدل‌های پراکنندگی اپیدمیولوژی برای گونه‌های گیاهی با رویکرد کاربردی آمار فضایی بهره بردند. و مناطق حساس کشاورزی به تغییرات آب و هوایی را مشخص کردند. روبسون<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از تابع K رایلی، ایستگاه‌های هواشناسی مهم جهانی را مورد تحلیل قرار دادند. پژوهش‌های مرتبط با استفاده از توابع زمین آمار در ایران می‌توان مطالعات عساکره (۱۳۸۷)، صفر راد و همکاران (۱۳۹۲)، محمودی و علیجانی (۱۳۹۲) اشاره کرد. در ایران تاکنون پژوهش‌های اندکی مرتبط با قابلیت‌های آمار فضایی (مکانی) انجام شده است که از جمله می‌توان به پژوهش‌های عساکره و سیفی پور (۱۳۹۲) که ساختار مکانی بارش سالانه ایران را با استفاده از تابع موران و انحراف فاصله استاندارد مورد بررسی قرار دادند اشاره کرد. همچنین کرمی و داداشی رودباری (۱۳۹۳) در پژوهشی به ارزیابی الگوهای بارشی استان خراسان رضوی با استفاده از روش‌های نوین آمار فضایی پرداختند نامبردگان در این پژوهش از روش‌های آمار فضایی مانند خودهمبستگی فضایی شاخص موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران، تحلیل خوشه و ناخوشه (Clusters/Outliers) و لکه داغ (Hot Spot) استفاده کردند و نهایتاً الگوهای بارشی استان خراسان رضوی را تبیین نمودند. جمع‌بندی پیشینه پژوهش حاضر نشان داده است که پژوهش‌های مرتبط با آمار فضایی (مکانی) تاکنون کمتر از سوی اقلیم‌شناسان داخلی مورد توجه قرار گرفته است و چند پژوهش معدودی هم در که علم اقلیم‌شناسی مورد استفاده قرار گرفته تنها به بررسی یک یا دو شاخص اکتفا شده است که با توجه ضعف هر روش هر چند نو نمی‌تواند تبیین‌گر ساختاری به پیچیدگی بارش باشد. لذا در پژوهش پیش رو سعی شده است با بررسی چندین الگو ساختار تغییرات مکانی بارش به صورت چندجانبه مورد بررسی قرار گیرد.

هدف اصلی پژوهش پیش رو پایش تغییرات زمانی - مکانی بارش ایران با رویکرد بررسی فصلی مبتنی بر بروندادهای پایگاه داده بارش آفرودیتمی باشد که به منظور دستیابی این هدف آماره‌های مختلف آمار فضایی مورد واکاوی قرار گرفته است.

- 
- 1-Kahya and Kalayci
  - 2-Zhang
  - 3-Liang
  - 4-Tang
  - 5-Some'e
  - 6-Duhan and Pandey
  - 7-Shaofeng
  - 8-Qaidam
  - 9-Colmar
  - 10-Robesona

## روش تحقیق

ایران سرزمینی ناهموار استو همین عامل به همراه چندین و یا چند صد عامل دیگر موجب تغییرپذیری بارش در کشور می‌شود با توجه به ویژگی‌های اقلیمی ایران و اهمیت بارش در مدیریت منابع آب نیاز به مطالعات در مورد بارش و رفتارهای آن به شدت احساس می‌شود. لذا مطالعه‌ای برای بررسی داده‌های بارش مناسب خواهد بود که داده‌های بلندمدت بارش در دسترس پژوهشگران قرار داشته باشد؛ اما در ایران دسترسی به داده‌های بارش بلندمدت با گستره وسیع مسیر نیست. هم‌اکنون بیش از ۳۸۰ ایستگاه هم‌دید در ایران وجود دارد که تنها ۵۰ یا ۶۰ ایستگاه آمار بلندمدت (۳۰ ساله و یا بیشتر) متغیرهای هواشناسی را در اختیار دارند که با توجه گستره وسیع ایران این تعداد ایستگاه برای بررسی خودهمبستگی فضایی بارش که دارای نوسان مکانی و زمانی زیاد است کافی نیست و افزون بر مشکلاتی که جهت دسترسی به داده‌های بلندمدت اشاره شد؛ در نواحی بیابانی و کویرهای داخلی و نواحی با ارتفاع بیش از ۲۶۰۰ متر (کانون‌های آبگیر کشور) فاقد ایستگاه‌های سنجش و اندازه‌گیری بارش هستیم. همچنین نواحی مجاوری که از تباین اقلیمی بالایی برخوردارند (مثل دامنه‌های شمالی-جنوبی البرز و دامنه‌های شرقی و غربی زاگرس) از توزیع مناسب ایستگاه برخوردار نیستند (عساکره، ۱۳۸۷). این پژوهش با استفاده از برون‌دادهای به‌دست آمده از پایگاه داده - بارش یاخته‌ای آفرودیت به ارزیابی تغییرات زمانی- مکانی بارش فصلی ایران پرداخته است. شماره (۱) ایستگاه‌های سینوپتیک کشور و پایگاه داده بارش APHRODITE با تفکیک مکانی  $0.25 \times 0.25$  درجه در یک نما ارائه شده‌اند.



نگاره ۱- مقایسه ایستگاه‌های هم‌دید ایران با پایگاه APHRODITE با تفکیک مکانی  $0.25 \times 0.25$  درجه

در سال ۲۰۰۶ میلادی پروژه‌ای تحت عنوان آفرودیت توسط مرکز تحقیقات بشر و طبیعت و مرکز تحقیقات هواشناسی کشور ژاپن به منظور ایجاد پایگاه داده‌های بارندگی روزانه شبکه‌بندی شده در سراسر قاره آسیا با قدرت تفکیک مکانی بالا و بر اساس مشاهدات باران‌سنج‌ها آغاز شد. این پایگاه داده دوره آماری بیش از ۵۷ سال را پوشش می‌دهد و با روش

درون‌یابی<sup>۱</sup> ADW تهیه شده است (باتاگایی و همکاران، ۲۰۱۲). داده‌های پایگاه آفرودیت با بازه مکانی خاورمیانه و جنوب شرق آسیا و بازه زمانی ۱۹۵۱/۱/۱ تا ۲۰۰۷/۱۲/۳۱ میلادی و تفکیک مکانی  $0.25 \times 0.25$  و  $0.5 \times 0.5$  درجه قوسی در تارنمای اینترنتی

(<http://www.chikyu.ac.jp/precip/index.html>) موجود می‌باشند (باتاگانی و همکاران، ۲۰۱۲). در مطالعه حاضر داده‌های منطقه خاورمیانه (APHRO\_ME) از آخرین محصول پایگاه داده آفرودیت تحت عنوان v1101 با قدرت تفکیک  $0.25 \times 0.25$  درجه قوسی با فرمت ".nc" NetCDF از سایت مربوطه اخذ گردید. با توجه به دوره‌ی آماری منتخب (۱۹۷۷ تا ۲۰۰۷ میلادی) با استفاده از قابلیت‌های برنامه‌نویسی در نرم‌افزارهای Grads و Matlab از کل داده‌های (APHRO\_ME) انتخاب شد. سپس با استفاده از قابلیت‌های نرم‌افزار ArcGis یاخته‌های مربوط به گستره ایران استخراج گردیدند. با توجه به اینکه داده‌های مزبور در گستره  $0.25 \times 0.25$  درجه می‌باشند؛ در مرحله بعد با استفاده از تکنیک‌های زمین‌آمار و روش درون‌یابی کریجینگ یاخته‌های به ابعاد  $15 \times 15$  کیلومتر مربع بر منطقه مورد مطالعه گسترانیده شد. کریجینگ یک تکنیک مینیمال‌مربوط به مشاهده‌اتر در نقاط بدون مقدار، منطقه‌ای (پهنه‌ای) می‌کند (عساکره و رزمی، ۱۳۹۱:۱۵۱). حال به جای انجام فرآیند تجزیه و تحلیل‌ها بر روی ماتریس داده‌های  $0.25 \times 0.25$  درجه و انتساب نتایج به دست آمده به پهنه مورد مطالعه از داده‌های ریزمقیاس نمایی شده با ابعاد  $15 \times 15$  کیلومتر استفاده گردید، به همین دلیل مرز نواحی اقلیمی و الگوهای مکانی بهتر آشکار شدند.

در پژوهش پیش رو به منظور بررسی ساختار فضایی یاخته‌های بارشی ایران آماره‌های پراکنندگی مورد ارزیابی قرار گرفته است. آماره‌های استفاده شده عبارت‌اند از: شاخص پراکنندگی<sup>۲</sup> این شاخص نسبت واریانس به میانگین را بررسی می‌کند. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کنند انتظار می‌رود ID برابر یک باشد. این آماره به دنبال یک آزمون<sup>۲</sup> با درجه آزادی  $n-1$  داده را برازش می‌دهد رابطه (۱). شاخص تجمع<sup>۳</sup> (دیوید و مور<sup>۴</sup>، ۱۹۵۴: ۵۰) تابع مستقیم از شاخص پراکنندگی است. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کنند انتظار می‌رود ICS برابر صفر باشد. مقادیر ارزشی مثبت در این آماره حاکی از خوشه بودن داده‌ها و مقادیر ارزشی منفی بیانگر ناخوشه‌بودن داده‌ها می‌باشد رابطه (۲). آماره GI<sup>۵</sup> (گرین<sup>۶</sup>، ۱۹۶۶) در حقیقت همان شاخص اصلاح شده ICS می‌باشد که مستقل از N است. در این آماره ارزش عددی صفر برای توزیع‌های تصادفی و مقادیر ارزشی یک برای توزیع‌های با حداکثر خوشه است رابطه (۳).

$$ID = \frac{s^2}{\bar{x}} \quad (1) \quad ICS = \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = ID - 1 \quad (2) \quad GI = \frac{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{n-1} = \frac{ICS}{n-1} \quad (3)$$

1-Angular-Distance-Weighting  
2-Index of Dispersion (ID)  
3-Index of Cluster Size (ICS)  
4-David and Moore  
5-Green s Index (GI)  
6-Green

شاخص فرکانس خوشه<sup>۱</sup> (داگلاس<sup>۲</sup>، ۱۹۷۵) معیاری برای اندازه گیری خوشه بر اساس تابع  $K$  از توزیع دو جمله ای منفی است رابطه (۴). شاخص تراکم میانگین<sup>۳</sup> (لوید<sup>۴</sup>، ۱۹۶۷) متوسط تعداد نقاط موجود در منطقه مورد مطالعه است که به طور تصادفی از یک نقطه سنجش می شود رابطه (۵).

$$ICF = \frac{\bar{x}}{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1} = \frac{\bar{x}}{ICS} \quad (۴) \quad IMC = \bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = \bar{x} + ICS \quad (۵)$$

شاخص لکه ها<sup>۵</sup> (لوید، ۱۹۶۷) شدت الگوی تأثیر پذیر را مورد مطالعه قرار می دهد رابطه (۶). شاخص موریتا<sup>۶</sup> (موریتا<sup>۷</sup>، ۱۹۵۹) احتمال مقیاس بندی خوشه های دو یاخته از کل یاخته های مورد مطالعه را مورد ارزیابی قرار می دهد رابطه (۷).

$$IP = \frac{\bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{\bar{x}} = \frac{IMC}{\bar{x}} = 1 + \frac{1}{ICF} \quad (۶) \quad I_m = \frac{n \sum x(x-1)}{n\bar{x}(n\bar{x}-1)} = \frac{n\bar{x}IP}{(n\bar{x}-1)} \quad (۷)$$

همچنین ضریب چولگی ( $G_1$ )، و ضریب درجه اوج ( $G_2$ ) برای هر یک از ماه های مورد مطالعه به طور جداگانه محاسبه شده است.

$$g_2(v) = g_1\left(v + \frac{\pi}{2}\right) \quad (۸)$$

به منظور بررسی الگوی حاکم بر بارش ایران از روش های نوین آمار فضایی؛ خودهمبستگی فضایی (موران محلی و موران جهانی) و *HotSpot* استفاده شد. شناخت الگوها و کشف روندهای موجود در داده های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است (دایگل، ۲۰۰۳؛ واجاپیترسون و اسکندر، ۲۰۰۶)، چرا که قبل از هرگونه تحلیل و تهیه نقشه در آمار فضایی باید این پیش داوری صورت گیرد که داده ها چگونه در فضا توزیع شده اند و توزیع آنها در فضا از چه الگو و قاعده ای پیروی می کند (ایلان و همکاران ۲۰۰۸). در پژوهش پیش رو به منظور درک بهتر داده ها و تصمیم گیری دقیق تر در مورد سطح اعتماد آماری، از روش تحلیل الگو موران محلی استفاده شده است. در دهه های اخیر سناریوهای مختلفی در خصوص تحلیل الگوهای داده فضایی در آمار فضایی بسط داده شده است. بدین منظور می توان از شاخص جهانی موران<sup>۸</sup> که به *Global Moran I* معروف است، اشاره نمود. این آماره عددی را به دست می دهد (تحت عنوان نمره استاندارد یا *z-score*) که با استفاده از آن می توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده های فضایی را در فضا اندازه گیری نمود (گیتس و اورد، ۱۹۹۲؛ لیواین، ۱۹۹۶؛ میتچل، ۲۰۰۵؛ ویلر، ۲۰۰۷؛ ایلان و همکاران، ۲۰۰۸)؛ خودهمبستگی فضایی موران به بررسی خودهمبستگی فضایی بر اساس مکان پراکنش دو مقدار می پردازد و

1-Index of Cluster Frequency (*ICF*)

2-Douglas

3-Index of Mean Crowding (*IMC*)

4-Lloyd

5-Index of Patchiness (*IP*)

6-Morisita s Index (*IM*)

7-Morisita

8-Moran

خصیصه موردنظر از عارضه جغرافیایی را در آن مکان تحلیل می‌کند (گیرفت<sup>۱</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 (۹) استفاده می‌شود:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \right) \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{S_0 \cdot \sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (9)$$

در رابطه (۹)،  $z_i$  تفاضل بین مقدار خصیصه عارضه  $x_i$  با میانگین  $(\bar{x})$  و  $z_j$  تفاضل بین مقدار خصیصه عارضه  $x_j$  با میانگین  $(\bar{x})$  می‌باشد. وزن موجود بین عارضه  $i$  و  $j$  می‌باشد که عکس فاصله بین دو عارضه  $i$  و  $j$  است (به عبارت دیگر،  $W_{i,j} = \frac{1}{d_{i,j}}$ ). معمولاً وزن بین عوارض را از طریق رابطه  $W_{i,j} = \frac{\text{unit}}{\text{unit} + d_{i,j}}$  نرمال می‌نمایند که منظور از  $\text{unit}$  واحد اندازه‌گیری فاصله است.  $n$  تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده است و  $S_0$  جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد که بر اساس رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \quad (10)$$

نمره استاندارد  $z_i$  برای آماره موران از طریق رابطه (۱۱) به‌طور جداگانه محاسبه می‌شود و در رابطه ۹ قرار داده می‌شود:

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

$$S[I] = \left[ \frac{n^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j}^2 + 3 \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \right)^2 - n \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n W_{i,j} \right)^2}{(n^2 - 1) \cdot \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \right)^2} \right]^{1/2} = E[I^2] - E[I]^2 \quad (13)$$

به‌طور کلی اگر مقدار شاخص موران نزدیک عدد +۱ باشد، داده‌ها دارای خودهمبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای بوده و اگر مقدار شاخص موران نزدیک به عدد -۱ باشد، آنگاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده می‌باشند.

### تهیه نقشه خوشه‌ها

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، ۱۹۹۵؛ اورد و گیتس، ۱۹۹۵؛ گیتس و آلدسدت،



۲۰۰۴؛ انسلین و همکاران، ۲۰۰۹؛ ویلر و پرز، ۲۰۰۹). برای تحلیل خوشه و ناخوشه برای هر عارضه موجود در لایه، مقدار شاخص موران محلی، نمره  $Z$  و  $P$ -Value که بیانگر معناداری شاخص محاسبه شده می باشد، محاسبه می شود. 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  $j$  می باشد. مقدار  $s_i$  از رابطه (۱۵) محاسبه می شود:

در رابطه فوق،  $n$  برابر با تعداد کل عارضه ها است. نمره استاندارد  $Z_{ii}$  از رابطه (۱۶) محاسبه می شود:

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

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

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad (17)$$

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

اگر مقدار  $I$  مثبت باشد، بدین معناست که عارضه مورد نظر، توسط عوارض مشابه خود احاطه شده اند. بنابراین عارضه مورد نظر بخشی از آن خوشه است. اگر مقدار  $I$  منفی باشد به معنای آن است که عارضه مورد نظر توسط عوارضی نامشابه محاصره شده است.

تحلیل لکه های داغ از آماره گتیس-ارد جی (Getis-Ord  $G_i^*$ ) برای کلیه عوارض موجود در داده ها استفاده می کند (روگرسون، ۲۰۰۶). نمره  $Z$  محاسبه شده نشان می دهد که در کدام مناطق داده ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه بندی شده اند. چهارچوب مفهومی این تحلیل این گونه عمل کند که اگر عارضه ای مقدار بالا داشته باشد جالب و مهم است، ولی این به این معنی نیست که یک لکه داغ باشد. عارضه ای لکه داغ تلقی می شود که هم خود عارضه و هم عارضه های 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 به طور نسبی با جمع کل عارضه ها مقایسه گردد (گیتس و اورد، ۱۹۹۲؛ اورد و گیتس، ۱۹۹۵؛ انسلین، ۱۹۹۵؛ جیکاس و گریلینگ، ۲۰۰۳؛ زانگ و همکاران، ۲۰۰۸). آماره گتیس-ارد جی (Getis-Ord  $G_i^*$ ) به صورت رابطه (۱۹) محاسبه می شود:

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

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

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

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} \quad (21)$$

با توجه به اینکه  $G_i$  خود نوعی نمره  $Z$  محسوب می‌شود، از محاسبه دوباره  $Z$  پرهیز شده 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 (پر بارش) 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 (کم بارش) را نشان می‌دهند.

### تحلیل اکتشافی داده‌ها

روش‌های زمین‌آمار زمانی بهینه می‌باشند که داده‌ها به صورت نرمال توزیع شده باشند؛ بنابراین قبل از انجام این روش‌ها بهتر است هیستوگرام یا نگراره‌های مشابه برای بررسی نرمال بودن و همچنین موقعیت یا بی‌مقدار داده‌ها برای بررسی روندها یا عمده، مورد توجه قرار گیرد. نرمال بودن داده‌ها، با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنف مورد تأیید قرار گرفت. برای اینکه از اثرات نامطلوب روند روی برآورد واریوگرام نهایتاً تخمین‌ها کاسته شود، لازم است به نحوی روند مشاهدات حذف شود. بررسی روند در داده‌ها از طریق تحلیل روند در تحلیل گرزمین‌آمار بررسی گردید. سپس با کسر روند در هر یاخته از مقدار مشاهده شده، باقیمانده‌ها را که فاقد روند می‌باشند بجای داده‌های واقعی برای برازش واریوگرام استفاده شد. سپس با برازش رویه به پراش نگارها همسانگردی و ناهمسانگردی داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن بود که رویه پراش نگار در یک جهت کشیدگی دارد و با توجه به کشیدگی یک جهت پراش نگار محیط از نظر هندسی ناهمسانگردی تلقی خواهد شد (حسینی پاک، ۱۳۴:۱۳۸۶). ناهمسانگردی چنین تفسیر می‌شود که با وجود تغییرپذیری یکسان در جهات مختلف، بزرگی محدوده‌ای که در آن داده‌ها از خود ساختار مکانی بروز می‌دهد و با یکدیگر در ارتباط‌اند، در جهات مختلف متفاوت است. که این امر خود سندی مهم برای تغییر بالای مکانی بارش در ایران زمین می‌باشد.

### نتایج و بحث

جدول ۱ بعضی از مشخصات آماری بارش را طی فصول مختلف نشان می‌دهد. مطابق این جدول بیشترین میانگین بارش با ۱۴۱/۱۶ میلی‌متر در فصل زمستان رخ داده است. کمترین مقدار میانگین ۱۲/۲۸ میلی‌متری در تابستان اتفاق افتاده است. این در حالی است که بیشترین واریانس یا به عبارتی بیشترین تغییرات بارش نیز در فصل زمستان با ۱۸۳۷/۰۱ اتفاق افتاده است. توزیع ضریب چولگی ( $g_1$ ) فراوانی و داده‌های بارش در همه فصول، دارای چولگی مثبت‌تر از نرمال است. چولگی مثبت

حاکمی از این است که مساحت قسمت‌های با بارش کمتر از میانگین، بیشتر از مساحت قسمت‌های با بارش بالاتر از میانگین می‌باشد. به عبارت دیگر مرکز توزیع، کوچک‌تر از میانگین است؛ یعنی سهم بارش‌های سنگین در فراوانی کل رویدادها کمتر است. از آنجایی که سامانه‌های بارش‌ها به شرایط دینامیک و ترمودینامیک خود و بسته موقعیت جغرافیایی و شکل‌شناسی، در برخورد با شرایط متفاوت محلی می‌توانند، نواحی بارشی متفاوتی ایجاد کنند (غیور و همکاران، ۱۹: ۱۳۹۰)؛ لذا مقدار بارش دارای شاخص‌های آماری متفاوتی خواهد بود. در هر چهار فصل مورد مطالعه اختلاف میانه، میانگین و انحراف از میانگین بیانگر وجود ناهنجاری می‌باشد. همان‌طور که در جدول (۱) نیز مشخص می‌باشد بیشترین مقدار عددی شاخص  $g_2$  (ضریب درجه اوج) مربوط به فصل تابستان با مقدار (۷۴/۴۶) و کمترین مقدار عددی متعلق به فصل بهار با مقدار ۶/۶۶ بوده است. ضریب درجه اوج نشان‌دهنده تفاوت مکانی بارش در ایران می‌باشد همان‌طور که در جدول نیز نشان داده شده است در فصل تابستان مقدار عددی این شاخص به بالاترین حد خود (۷۴/۴۶) رسیده است علت این امر تفاوت مکانی بالای مکانی بارش در ایران می‌باشد که بیشینه بارشی با مقدار ۴۴۹/۲۹ در انزلی و کمینه بارشی با ۰/۰۸ میلی‌متر در جنوب شرق ایران به نمایندگی ایستگاه زابل اتفاق افتاده است. ولی در زمستان اختلاف مکانی بارش به دلیل دریافت بارش در اکثر مناطق ایران هر چند در برخی از نقاط به مقدار اندک موجب نظم نسبی در کشور خواهد شد و تا حدودی مقدار شاخص ضریب درجه اوج کمتر خواهد شد.

جدول ۱ - مشخصات آماری هر یک از فصول بارش ایران

نوع آماره	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
ضریب تغییرات	۹۲/۸۷	۲۶۷/۵۰	۹۳/۲۲	۷۰/۳۱
واریانس	۲۷۶۲/۵۰	۱۰۷۹/۲۰	۶۳۵۸/۶۲	۹۸۵۲/۹۷
میانگین	۵۶/۵۸	۱۲/۲۸	۸۵/۴۹	۱۴۱/۱۶
میانه	۳۲/۳۹	۳/۳۴	۵۵/۰۳	۱۱۴/۵۱
انحراف معیار	۵۲/۵۵	۳۲/۸۵	۷۹/۷۰	۹۹/۲۶
انحراف از میانگین	۱/۰۵	۰/۶۵	۱/۵۹	۱/۹۸
کمینه	۳/۳۹	۰/۰۸	۵/۵۲	۲۲/۸۳
بیشینه	۲۷۷/۲۹	۴۴۹/۲۹	۶۸۶/۱۷	۶۷۸/۲۱
$g_1$	۳/۲۲	۷/۴۷	۲/۵۰	۱/۹۰
$g_2$	۱۶/۶۶	۷۴/۴۶	۱۶/۱۶	۱۰/۲۸

جدول شماره (۲) مشخصات آماره‌های پراکنندگی بارش را طی فصول مختلف نشان می‌دهد. بر اساس شاخص ID فصول تابستان و پاییز بالاترین مقادیر عددی را نشان داده‌اند. این شاخص به خوبی ناهنجاری مکانی بارش ایران را نشان داده است بطوریکه وقتی در فصول نامبرده در ایستگاه‌های بابل‌سر، رامسر، انزلی آستارا بارش‌های بیش از ۲۰۰ میلی‌متری را تجربه می‌کنند ولی مناطق شرق و جنوب شرق و ایران مرکزی هیچبارشی ثبت نشده است. همان‌گونه که در جدول (۲) نشان داده شده است شاخص ICS برای هر چهار فصل مثبت که تبیین‌کننده الگوی خوشه‌ای بالای بارش در ایران می‌باشد.

شاخص ICF نیز اندازه خوشه را نشان می‌دهد؛ بر اساس این شاخص فصل زمستان (۲/۰۵) بزرگ‌ترین خوشه‌های بارشی در ایران ایجاد می‌شوند که نشان‌دهنده نظم نسبی بارش در ایران می‌باشد. شاخص‌های IP و GI نشان‌دهنده تفاوت مکانی خوشه‌های بارشیمی باشند که فصول تابستان و پاییز بالاترین مقادیر تفاوت مکانی خوشه‌ای را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۲- مشخصات آماره‌های پراکندگی بارش ایران

شاخص‌های پراکندگی	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
ID	۴۸/۵۵	۸۷/۸۲	۷۴/۳۷	۶۹/۷۹
ICS	۴۷/۵۵	۸۶/۸۲	۷۳/۳۷	۶۸/۷۹
GI	۰/۰۱۹	۰/۰۳۴	۰/۰۲۹	۰/۰۲۷
ICF	۱/۱۹	۰/۱۴	۱/۱۶	۲/۰۵
IMC	۱۰۴/۴۴	۹۹/۱۰	۱۵۸/۸۶	۲۰۹/۹۶
IP	۱/۸۳۵۷۵	۸/۰۶۴۹۹	۱/۸۵۸۳۰	۱/۴۸۷۳۶
MI	۱/۸۳۵۴۲	۸/۰۶۲۳۹	۱/۸۵۷۹۶	۱/۴۸۷۱۷

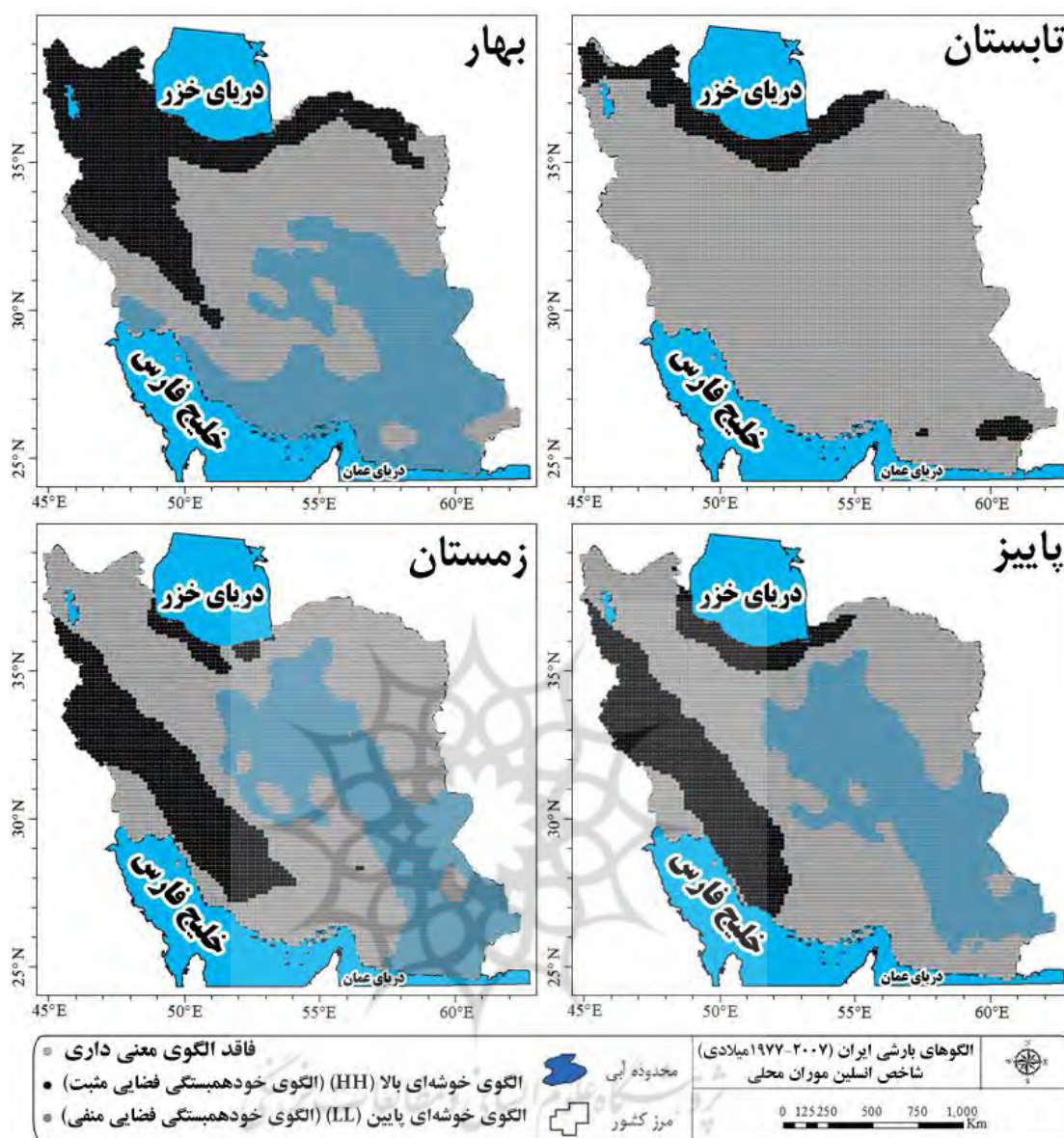
### تحلیل الگوی تغییرات درون فصلی بارش ایران (دوره آماری ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۷ میلادی)

همان‌طوری که در جدول (۲) مشاهده می‌شود مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۴ فصل مورد مطالعه بالای ۰/۷۵ می‌باشد. این نکته نشان می‌دهد که بر اساس شاخص موران جهانی، بارش در ایران دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد. باین وجود بالاترین شاخص موران جهانی با مقدار ۰/۹۶۴۸۴۸ مربوط به فصل زمستان بوده است؛ که همان‌طور که پیش‌تر نیز اشاره شده است به دلیل امر نظم نسبی بارش در کل ایران زمین می‌باشد. آماره  $Z$  برای هر چهار فصل مورد مطالعه، بالا و بین ۲۵۳ تا ۲۶۰ می‌باشد؛ بنابراین در مجموع بر اساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی بارش در ایران از الگوی خوشه‌ای بالا تبعیت می‌کند؛ بنابراین با توجه به بالا بودن مقدار  $Z$  و پایین بودن مقدار ارزشی  $p$ -value می‌توان فرضیه عدم وجود خودهمبستگی فضایی بین داده‌ها در هر چهار فصل مورد مطالعه را رد نمود. اگر قرار بود بارش برای فصول مختلف در ایران طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۱۳۹- را اختیار می‌نمود.

جدول ۳- خروجی آماره موران برای دوره‌های مورد مطالعه

روش اندازه‌گیری	مفهوم‌سازی رابطه فضایی	value	z-score	واریانس	شاخص موران مورد انتظار	شاخص موران	
اقلیدسی	مربع معکوس فاصله	۰ ۲۵۳/۳۳۹۸۵۹	۰/۰۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۹۳۸۹۸۰	بهار	
اقلیدسی	مربع معکوس فاصله	۰ ۲۵۹/۹۶۹۴۰۴	۰/۰۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۷۶۰۱۹۶	تابستان	
اقلیدسی	مربع معکوس فاصله	۰ ۲۴۴/۱۳۳۲۲۹	۰/۰۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۹۰۴۴۸۳	پاییز	
اقلیدسی	مربع معکوس فاصله	۰ ۲۶۰/۳۷۵۴۷۴	۰/۰۰۰۰۱۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۹۶۴۸۴۸	زمستان	

همان‌طوری که مشاهده شد خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر توزیع بارش ایران، طی دوره‌های مورد مطالعه از موران محلی استفاده شده است. نگاره (۲) تغییرات فصلی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای بارش را طی دوره‌های مورد مطالعه (فصل بهار، فصل تابستان، فصل پاییز و فصل زمستان) را نشان می‌دهد. در فصل زمستان (۵۲/۶۱ درصد) هیچ نوع الگویی حاکم نبوده یا به عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی بوده است این مقدار برای فصل بهار افزایش ۱۱/۹۲ درصدی داشته و مقدار ۳۷/۷۰ را اختیار نموده است. این مقدار در فصل تابستان افزایش قابل توجهی داشته است به طوری که نسبت به فصل بهار افزایش ۴۰/۶۹ درصدی داشته است. مناطقی که در نگاره (۲) با عنوان مناطقی با فاقد الگوی معنی‌دار مشخص شده‌اند بیانگر بی‌نظمی از حد بارش در آن منطقه بوده است. چراکه منطق آماری، آماره‌های انسلین موران محلی و گیتس-اورد-جی و به طور کلی تر آمار فضایی این گونه عمل می‌کند که داده‌های مرتبط با هر یاخته مستقل از یکدیگر نیستند و نوعاً وابستگی آن‌ها ناشی از موقعیت و مکان قرار گرفتن داده‌ها در فضای مورد مطالعه است. به عبارت دیگر ساختار فضایی داده‌ها را با مقدار آن‌ها تحلیل می‌کند. لذا مناطقی با فاقد الگوی معنی مفهوم اقلیمی داشته و نمایانگر این امر می‌باشد که عنصر اقلیمی بارش اساساً متغیری سرکش بوده و تغییرات مکانی شدید از خود نشان می‌دهد. این نتیجه با نظریات مسعودیان (۱۳۹۰:۹۴) که ابراز داشته است که تفاوت‌های مکانی بارش در ایران بسیار زیاد است و این تفاوت‌ها از یک سو به طبیعت رفتار مکانی بارش و از سوی دیگر به تنوع منشأ بارش در نقاط مختلف بازمی‌گردد؛ بخصوص در دوره‌هایی که پهنه ایران از بارش کمتری برخوردار است و به این ترتیب تفاوت‌های مکانی نیز شدیدتر می‌شود همخوانی دارد. مناطقی با فاقد خودهمبستگی فضایی در فصل پاییز (۵۱/۷۰) و زمستان (۵۲/۶۱) رسیده است؛ جدول (۴). الگوهای بارشی LL یا مقادیر باارزش پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایانگر مناطقی با بارش کم می‌باشند به ترتیب در چهار فصل مورد مطالعه با مقادیر ۳۴/۵۰، ۰، ۲۸/۶۰ و ۲۹/۹۱ درصد در سطح ایران توزیع شده‌اند و به صورت تلکه‌های سراسری در نواحی شرق، جنوب شرق و تانواحی مرکزی ایران کشیده شده‌اند (نگاره ۲). این در حالی است که مقادیر باارزش بالا یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت HH در هر چهار فصل مورد مطالعه محدود به مناطق شمالی ایران، مناطق مرتفع البرز، زاگرس بوده و افت و خیز چشمگیری در برخی از نقاط ایران داشته‌است. همان‌طور که در نگاره (۲) نشان داده شده است. آماره انسلین موران محلی به خوبی توانسته است فرایند کوه‌بارش (مسعودیان، ۱۳۹۰:۹۷) را مشخص نماید. همان‌طور که در نگاره (۲) نیز مشخص می‌باشد اثر دامنه‌های پناه و بادگیر زاگرس (صفر راد و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۸؛ عساکره، ۱۳۸۷: ۴۱) و همچنین نواحی مجاور که از تباین اقلیمی برخوردارند مثل دامنه‌های شمالی-جنوبی البرز و دامنه‌های شرقی-غربی زاگرس (عساکره، ۱۳۸۷) توسط خروجی آماره انسلین موران محلی به خوبی آشکار شده‌اند. در اکثر مناطق ایران به غیر از سواحل دریای خزر که سامانه بارشی مجزایی دارد (علی‌جانی، ۱۳۸۷: ۱۶۵) مقادیر بارش باارزش بالا یا دارای



نگاره ۲- نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی برای بارش ایران (۱۹۷۷-۲۰۰۷ میلادی)

خودهمبستگی فضایی مثبت ( $HH$ ) در طول گذر زمان به مناطق کوهستانی و مرتفع محدود شده است. ولی در شمال غرب ایران از غرب به شرق با افزایش ارتفاع روند بارش کاهش می‌یابد (عساکره و رزمی، ۱۳۹۱: ۱۵۵). باید اذعان داشت که با توجه به پیچیدگی الگوهای بارشی ایران ولی آمار فضایی به‌خوبی می‌تواند تبیین‌گر الگوهای بارشی باشد. نتایج کلی این آماره (آنسلین موران محلی) حاکی از این امر بوده که طی دوره مورد مطالعه از مقدار مناطق پر بارش ایران کاسته شده است جدول (۴). لازم به ذکر است که بیشتر این کاهش‌ها مربوط به مناطق زاگرس، جنوب شرق ایران و مناطق شمالی خراسان بوده است. به‌طور کلی می‌توان استنباط نمود که عوامل محلی در درجه اول و سامانه‌های گردش عمومی جو در درجه دوم بر توزیع پراکنندگی الگوهای بارشی ایران نقش بسزایی را ایفا می‌کنند.

جدول ۴ - درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از شاخص موران محلی

نوع الگوی بارشی	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۴/۸۱	۸/۴۱	۱۹/۷۰	۱۷/۴۸
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۳۴/۵۰	-	۲۸/۶۰	۲۹/۹۱
الگوی خوشه‌ای بالا در کنار	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین (HL)	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین در کنار	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای بالا (LH)	-	-	-	-
فاقد الگو	۴۰/۶۹	۹۱/۵۸	۵۱/۷۰	۵۲/۶۱

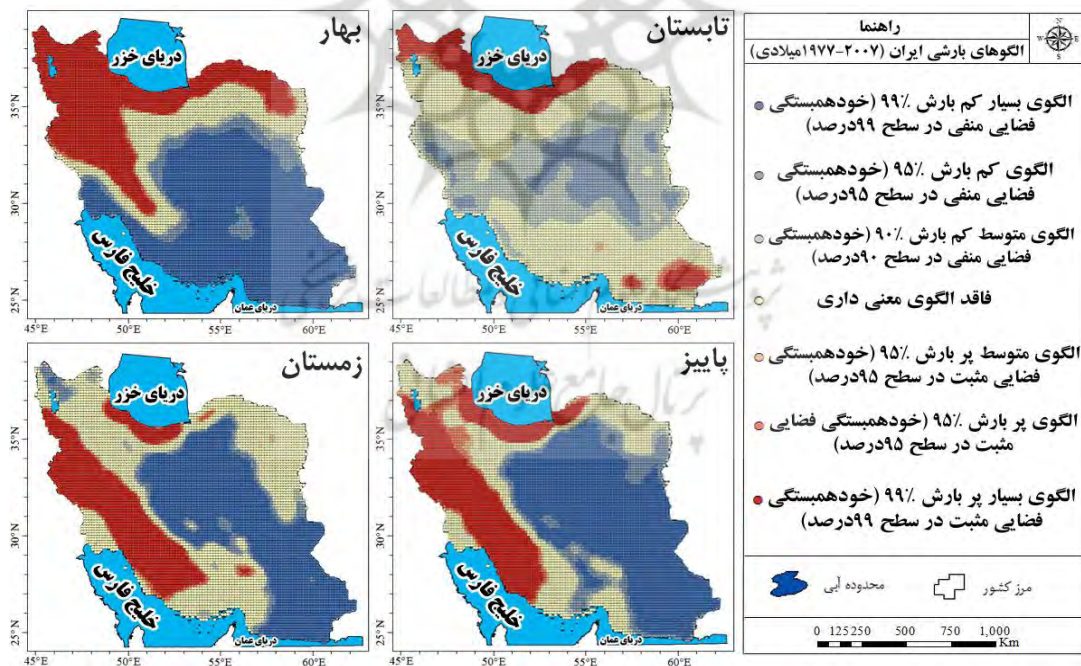
با توجه به آنچه تاکنون گفته شد، آن دسته از نواحی ایران که بارش آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های پر بارش) و منفی (خوشه‌های کم بارش) بودند مشخص گردیده؛ اما به منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های بارش بالا و پایین از شاخص  $GI^*$  یا *HotSpot* استفاده شده است که نتایج آن در نگاره (۳) و جدول (۵) ارائه شده است. همان طوری که از نگاره (۳) نیز برمی‌آید، در فصل بهار بارش در امتداد کوه‌های زاگرس، کل مناطق شمال و شمال غرب ایران، دارای خودهمبستگی فضایی مثبت یا دارای خوشه‌های بارش بالا در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌باشند که ۲۷/۰۶ درصد از کل مساحت ایران را به خود اختصاص داده‌اند. در فصل تابستان (نگاره ۳) این مقدار کاهش چشمگیر ۱۶/۸۳ درصدی داشته است و مناطق پر بارش ایران در سطوح اطمینان سه گانه ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد تنها محدود به سواحل شمالی ایران و تا ایستگاه نماینده اهر در شمال غرب کشیده شده است. از سوی دیگر مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح اطمینان ۹۹ درصد در ارتفاعات نوار زاگرس دستخوش تغییر جدی شده است به طوری که در فصل تابستان ۱۰/۲۳ درصد از مناطق ایران الگوی بسیار پر بارش تشخیص داده شده است. تغییر پذیری شدید بارش در ایران در نقشه‌های مربوط به فصول تابستان و پاییز به خوبی مشهود است؛ چرا که مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای فصل پاییز نسبت به فصل تابستان افزایش به یک‌باره ۱۱/۸۵ درصدی داشته است و به مقدار ۴۵/۰۴ درصد رسیده است، فصل زمستان نسبت به فصل پاییز کاهش عددی ۲/۵۷ درصدی داشته است و به ۱۹/۵۱ درصد رسیده است جدول (۵). مناطقی که فاقد الگوی معنی داری بارش بوده‌اند همان طور که فوقاً بدان اذعان شده است قبل از آنکه دلیل آماری داشته باشد دلیلی اقلیمی دارد چرا که این مناطق دارای اختلاف شدید مکانی بارش در یاخته‌های الگوی خوشه‌ای مقادیر پایین خودهمبستگی فضایی بارش در ایران در چهار فصل مورد مطالعه در سطوح سه گانه مورد بررسی قرار گرفتند و نتایج آن به صورت عددی در جدول (۵) ارائه شده است. در مجموعه بیشترین



تغییرات مکانی بارش متوجه ایران مرکزی، دامنه‌های یادپناه زاگرس، زاگرس جنوب غرب و شمال غرب ایران بخصوص استان آذربایجان شرقی بوده است (نگاره ۳).

جدول ۵- درصد مناطق تحت پوشش آماره گیتس-اورد جی استار (الگوی *HotSpot*)

نوع الگوی بارشی	بهار	تابستان	پاییز	زمستان
الگوی بسیار کم بارش (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد)	۴۶/۸۸	-	۴۱/۳۴	۳۵/۹۳
الگوی کم بارش (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۵ درصد)	۷/۱۲	۱۳/۱۳	۸/۳۴	۴/۹۹
الگوی متوسط کم بارش (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۰ درصد)	۲/۱۵	۲۷/۴۳	۲/۸۴	۳
فاقد الگوی معنی داری	۱۴/۰۸	۴۶	۱۹/۹۰	۳۳/۳۰
الگوی متوسط پر بارش (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۰ درصد)	۰/۹۰	۱/۲۰	۱/۸۴	۱/۳۰
الگوی پر بارش (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۵ درصد)	۱/۸۱	۱/۹۱	۳/۶۶	۱/۹۷
الگوی بسیار پر بارش (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد)	۲۷/۰۶	۱۰/۲۳	۲۲/۰۸	۱۹/۵۱



نگاره ۳- نتایج حاصل از پراکنش آماره گیتس-اورد جی استار (الگوی *HotSpot*) برای بارش‌های طی دوره مورد مطالعه



## نتیجه‌گیری

ایران به دلیل گستردگی زیاد به لحاظ طول و عرض جغرافیایی، وجود پیکربندی ناهم‌واری‌ها و قرارگیری در معرض بورش توده‌های هوا، از نظر بارشی شرایط ویژه‌ای دارد. ساختار کلی بارش در ایران تحت تأثیر عرض جغرافیایی، ارتفاع و توده‌های هوا قرار دارد، به طوری که با تغییر هر یک از این عوامل بارش نیز تغییر خواهد کرد. به عبارت دیگر، شرایط کلی بارش تابعی از عرض جغرافیایی و ارتفاع است و عوامل دیگری مانند پهنه‌های آبی و پوشش سطح زمین که از آن‌ها با عنوان عوامل محلی یاد می‌شود، در شکل‌گیری بارش ایران نقش دارند. در پژوهش حاضر به تحلیل مکانی-زمانی بارش ایران با استفاده از روش نوین آمار فضایی پرداخته شده است. بدین منظور از روش‌های موران محلی و جهانی، لکه‌های داغ و تحلیل خوشه و ناخوشه بهره گرفته شده است. مطالعه حاضر کانون توجه خود را بر این فرض قرار داده است که بارش در ایران از الگوی خوشه‌ای تبعیت می‌نماید و الگوی توزیع بارش نیز خود تابعی از شرایط داخلی و خارجی است. برای نیل به این هدف از آمار میانگین بارش فصلی پایگاه آفرودیت طی دوره آماری ۲۰۰۷-۱۹۸۷ میلادی استفاده شد. سپس برای اعمال روش‌های مورد استفاده در این پژوهش، از قابلیت‌های و سیستم اطلاعات جغرافیایی بهره گرفته شد. بررسی‌های آماری نشان داد که فصل تابستان بیشترین ضریب تغییرات بارش (۲۶۷/۵۰) ایران را دارا است که توسط شاخص‌های ضریب درجه اوج (۷۴/۴۶) و گیتس آورد جی نیز تأیید شده است. جدول شماره (۲) مشخصات آماره‌های پراکندگی بارش را طی فصول مختلف نشان می‌دهد. بر اساس نتایج شاخص ID فصول تابستان و پاییز بالاترین ناهنجاری مکانی بارش ایران را دارا می‌باشند. خروجی شاخص اندازه خوشه ICF نشان داد که فصل زمستان (۲/۰۵) بزرگ‌ترین خوشه‌های بارشی ایران را دارد که نشان‌دهنده نظم نسبی بارش در ایران می‌باشد. نتایج حاصل از روش موران جهانی، نشان دادند که تغییرات درون سالی بارش در ایران از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند و به استناد همین شاخص بزرگ‌ترین خوشه‌های بارشی ایران در فصل زمستان با مقدار عددی ۰/۹۶۴۸۴۸ رخ داده است و تأییدی بر نتایج سایر شاخص‌ها بوده است. بر اساس تحلیل‌های خودهمبستگی فضایی، نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی در تمام دوره‌های مورد مطالعه مربوط به جنوب شرق، سواحل دریای عمان تا آبادان و قسمت‌هایی از شمالی شرق ایران می‌باشد. نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت غالباً در کرانه‌های جنوبی دریای خزر و نوار زاگرس قرار گرفتند. تحلیل‌های فضایی نشان دادند که الگوهای بارشی ایران در قالب دو الگوی بارشی زبانه‌های جنوبی (الگوی کم بارش LL)، سواحل دریای خزر غرب و شمال غرب (الگوی بارشند HH) تقسیم‌بندی شده‌اند. همچنین خروجی‌ها حاکی از این امر بودند که در طی دوره مورد مطالعه، الگوهای کم بارش (خودهمبستگی فضایی منفی) فراوانی به مراتب بیشتری نسبت به الگوهای بارشند داشته‌اند.

## منابع

- ۱- حسنی پاک، علی اصغر (۱۳۸۶)، زمین آمار (ژئواستاتستیک)، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.
- ۲- صفر راد، طاهر، فرجی سبکیار، حسنعلی، عزیزی، قاسم، عباسپور، رحیم علی (۱۳۹۲)، تحلیل مکانی تغییرات بارش در زاگرس میانی از طریق روش هایزمین آمار (۱۹۹۵-۲۰۰۴)، جغرافیا و توسعه، شماره ۳۱، صص ۱۶۲-۱۴۹.
- ۳- عساکره، حسین (۱۳۸۷)، کاربرد روش کریجینگ در میانابی بارش، جغرافیا و توسعه، شماره ۱۲، صص ۲۵-۴۲.
- ۴- عساکره، حسین، رزمی، رباب (۱۳۹۱)، تحلیل تغییرات بارش سالانه شمالغرب ایران، جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، سال ۲۳، پیاپی ۴۷، شماره ۳، صص ۱۴۷-۱۶۲.
- ۵- عساکره، حسین، سیفی پور، زهره (۱۳۹۲)، توصیف ساختار مکانی بارش سالانه ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۴ سال ۲۸، صص ۱۵-۳۰.
- ۶- علیجانی، بهلول (۱۳۸۷)، آب و هوای ایران، انتشارات دانشگاه پیام نور، چاپ هشتم، تهران، ۲۳۶ صفحه.
- ۷- غیور، حسین. مسعودیان، ابوالفضل، آزادی، مجید، نوری، حمید (۱۳۹۰)، تحلیل زمانی و مکانی رویدادهای بارشی سواحل جنوبی خزر، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۵، شماره ۱۰۰، صص ۱-۳۰.
- ۸- کریمی، مختار، داداشی رودبیری، عباسعلی (۱۳۹۳)، ارزیابی الگوهای بارش استان خراسان رضوی با استفاده از روش های نوین آمار فضایی، سومین همایش بین المللی سامانه ملی سطوح آبگیر باران، ۲۹ و ۳۰ بهمن ۱۳۹۳ دانشگاه بیرجند.
- ۹- محمودی، پیمان، علیجانی، بهلول (۱۳۹۲)، مدل بندی بارش های سالانه و فصلی با عوامل زمین اقلیم در کردستان، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال ۱۳ شماره ۲۱، صص ۹۳-۱۱۲.
- ۱۰- مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۹۰)، آب و هوای ایران، انتشارات شریعه توس مشهد، چاپ اول، مشهد.
- 11- Allard, D., & 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.
- 12- Anselin L (1995) Local indicators of spatial association: LISA. *Geogr Anal* 27(2):93-115.
- 13- Anselin L, Syabri I, Kho Y (2009) GeoDa: an introduction to spatial data analysis. In Fischer MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, pp.73-89.
- 14- Barancourt, C., Creutin, J. D., & Rivoirard, J. (1992). A method for delineating and estimating rainfall fields. *Water Resources Research*, 28(4), 1133-1144.
- 15- Barry, R. G. (1992). Mountain climatology and past and potential future climatic changes in mountain regions: a review. *Mountain Research and Development*, 71-86.
- 16- Berne, A., Delrieu, G., Creutin, J. D., & Obled, C. (2004). Temporal and spatial resolution of rainfall measurements required for urban hydrology. *Journal of Hydrology*, 299(3), 166-179.
- 17- Brovelli, M., A, and Liu, X (2009). GIS3 Exercise- Spatial Interpolation, GIS and Theory of Errors Group.
- 18- Brunzell, N. A. (2010). A multiscale information theory approach to assess spatial° temporal variability of daily precipitation. *Journal of hydrology*, 385(1), 165-172.
- 19- Chappell, A., Renzullo, L. J., Raupach, T. H., & Haylock, M. (2013). Evaluating geostatistical methods of blending satellite and gauge data to estimate near real-time daily rainfall for Australia. *Journal of Hydrology*, 493, 105-114.
- 20- Cressie, N. (1993). *Statistics for Spatial Data: Wiley Series in Probability and Statistics*.

- 21- Cressie, N., & Wikle, C. K. (2011). *Statistics for spatio-temporal data*. John Wiley & Sons.
- 22- Creutin, J. D., & Obled, C. (1982). Objective analyses and mapping techniques for rainfall fields: an objective comparison. *Water resources research*, 18(2), 413-431.
- 23- Dale, M. R., Dixon, P., Fortin, M. J., Legendre, P., Myers, D. E., & Rosenberg, M. S. (2002). Conceptual and mathematical relationships among methods for spatial analysis. *Ecography*, 25(5), 558-577.
- 24- David, F. N., & Moore, P. G. (1954). Notes on contagious distributions in plant populations. *Annals of Botany*, 18(1), 47-53.
- 25- Delhomme, J. P. (1978). Kriging in the hydrosociences. *Advances in water resources*, 1(5), 251-266.
- 26- Diggle, P.J., (2003). *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*, second ed. Academic Press, London. GCOS, 2007. GCOS Upper-Air Network (GUAN): Justification, Requirements, Siting and Instrument Options. GCOS-112, WMOTD 1379.
- 27- Douglas, J. B. (1975). Clustering and aggregation. *Sankhy The Indian Journal of Statistics, Series B*, 398-417.
- 28- Duhan, D., & Pandey, A. (2013). Statistical analysis of long term spatial and temporal trends of precipitation during 1901° 2002 at Madhya Pradesh, India. *Atmospheric Research*, 122, 136-149.
- 29- Fortin, M. J., & Dale, M. R. T. (2005). *Spatial analysis: a guide for ecologists*. Cambridge University Press.
- 30- Fortin, M. J., James, P., MacKenzie, A., Melles, S. J., & Rayfield, B. (2012). Spatial statistics, spatial regression, and graph theory in ecology. *Spatial Statistics*, 1, 100-109.
- 31- Getis A, Aldstadt J (2004) Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geogr Anal* 36(2):90-104.
- 32- Getis A, Ord JK (1992), the analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geogr Anal* 24(3):189-206.
- 33- Getis, A. (1984). Interaction modeling using second-order analysis. *Environment and Planning A*, 16(2), 173-183.
- 34- Goovaerts, P. (2000). Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall. *Journal of hydrology*, 228(1), 113-129.
- 35- Green, R. H. (1966). Measurement of non-randomness in spatial distributions. *Researches on Population Ecology*, 8(1), 1-7.
- 36- Griffith, D., (1987), *spatial Autocorrelation: A Primer*. Resource Publication in Geography, Association of American geographers.
- 37- Grimes, D. I., & Pardo-Igúzquiza, E. (2010). Geostatistical Analysis of Rainfall. *Geographical Analysis*, 42(2), 136-160.
- 38- Haining, R. P. (2003). *Spatial data analysis* (pp. 67-72). Cambridge: Cambridge University Press.
- 39- Hengl, T (2006). Finding the right pixel size. *Computers & geosciences*, 32 (9).
- 40- Hofinger, S., Mayr, G. J., Dreiseitl, E., & Kuhn, M. (2000). Fine-scale observations of summertime precipitation in an intra-Alpine region. *Meteorology and Atmospheric Physics*, 72(2-4), 175-184.
- 41- Hofstra, N., Haylock, M., New, M., Jones, P., & Frei, C. (2008). Comparison of six methods for the interpolation of daily, European climate data. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres* (1984° 2012), 113(D21).
- 42- Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. (2008). *Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns*. John Wiley and Sons, Chichester.
- 43- IPCC, (2013). *Climate Change 2013: The Physical Science Basis, Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- 44- Jacques GM, Greiling DA (2003) Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York. *Int J Health Geographics* 2:3.

- 45- Jia, S., Zhu, W., L. A., & 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.
- 46- Johnston, K, Ver Hoef, J .M, Krivoruchko, K, Lucas, N, and Magri, A (2003). *ArcGIS, Geostatistical Analyst*, ESRI, USA.
- 47- Kahya, E., & Kalayc , S. (2004). Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology*, 289(1), 128-144.
- 48- Lebel, T., Bastin, G., Obled, C., & Creutin, J. D. (1987). On the accuracy of areal rainfall estimation: a case study. *Water Resources Research*, 23(11), 2123-2134.
- 49- Levine N (1996) spatial statistics and GIS: software tools to quantify spatial patterns. *JAM Plann Assoc* 62(3):381-391.
- 50- Liang, L., Li, L., & Liu, Q. (2010). Temporal variation of reference evapotranspiration during 1961° 2005 in the Taoer River basin of Northeast China. *Agricultural and Forest Meteorology*, 150(2), 298-306.
- 51- Lloyd, M. (1967). Mean crowding. *The Journal of Animal Ecology*, 1-30.
- 52- Masoodian, S .A (2008). On Precipitation Mapping in Iran, *Journal of Humanities The University of Isfahan*, Vol 30, No 2, 69-80.
- 53- Mitchell A (2005) *The ESRI guide to GIS analysis, volume 2: spatial measurements and statistics*. ESRI, Redlands [CA].
- 54- Moreno, J. I. L., and Bravo, D. N (2006). Interpolating Local Snow Depth Data: An Evaluation of Methods, *Hydrological Processes*, 20.
- 55- Morisita, M. (1959). Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. *Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ. Ser. E*, 2(21), 5-235.
- 56- Oki, T., Musiake, K., & Koike, T. (1991). Spatial rainfall distribution at a storm event in mountainous regions, estimated by orography and wind direction. *Water resources research*, 27(3), 359-369.
- 57- Ord JK, Getis A (1995) Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and anapplication. *Geogr Anal* 27(4):287-306.
- 58- Phillips, D. L., Dolph, J., & Marks, D. (1992). A comparison of geostatistical procedures for spatial analysis of precipitation in mountainous terrain. *Agricultural and Forest Meteorology*, 58(1), 119-141.
- 59- Ripley, B. D. (1977). Modelling spatial patterns. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 172-212.
- 60- Robeson, S. M., Li, A., & Huang, C. (2014). Point-pattern analysis on the sphere. *Spatial Statistics*.
- 61- Rogerson, P.A., (2006), *Statistics Methods for Geographers: students Guide*, SAGE Publications. Los Angeles, California.
- 62- Shifteh Some'e, B., Ezani, A., & Tabari, H. (2012). Spatiotemporal trends and change point of precipitation in Iran. *Atmospheric Research*, 113, 1-12.
- 63- Sotillo, M. G., Ramis, C., Romero, R., Alonso Oroza, S., & Homar, V. (2003). Role of orography in the spatial distribution of precipitation over the Spanish Mediterranean zone. *Climate Research*, 23, 247-261.
- 64- Sturman, A., & Wanner, H. (2001). A comparative review of the weather and climate of the Southern Alps of New Zealand and the European Alps. *Mountain Research and Development*, 21(4), 359-369.
- 65- Tang, B., Tong, L., Kang, S., & Zhang, L. (2011). Impacts of climate variability on reference evapotranspiration over 58 years in the Haihe river basin of north China. *Agricultural Water Management*, 98(10), 1660-1670.
- 66- Upton, G., & Fingleton, B. (1985). *Spatial data analysis by example. Volume 1: Point pattern and quantitative data*. John Wiley & Sons Ltd.
- 67- 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.

- 68- Wheeler D (2007) A comparison of spatial clustering and cluster detection techniques for childhood leukemia incidence in Ohio, 1996-2003. *Int J Health Geographics* 6(1):13.
- 69- Wheeler D, Paéz A (2009) Geographically Weighted Regression. In Fischer MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, pp.461-486.
- 70- Yatagai, A., Kamiguchi, K., Arakawa, O., Hamada, A., Yasutomi, N., & Kitoh, A. (2012). APHRODITE: Constructing a long-term daily gridded precipitation dataset for Asia based on a dense network of rain gauges. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 93(9), 1401-1415.
- 71- 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. *Sci Total Environ* 398 (1-3):212-221.
- 72- Zhang, M., He, J., Wang, B., Wang, S., Li, S., Liu, W., & Ma, X. (2013). Extreme drought changes in Southwest China from 1960 to 2009. *Journal of Geographical Sciences*, 23(1), 3-16.
- 73- Zhang, Q., Liu, C., Xu, C. Y., Xu, Y., & Jiang, T. (2006). Observed trends of annual maximum water level and streamflow during past 130 years in the Yangtze River basin, China. *Journal of Hydrology*, 324(1), 255-265.





پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی