

تحلیل فضایی بارش ماهانه شمال غرب ایران با استفاده از آماره خودهمبستگی فضایی

داریوش یاراحمدی* - استادیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه لرستان
منصور حلیمی- دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه تربیت مدرس
زهرا زارعی چقابلکی- دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه لرستان

پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۱۰/۰۲ تأیید نهایی: ۱۳۹۴/۰۲/۱۹

چکیده

آگاهی از رفتار مکانی- زمانی بارش در برنامه‌ریزی‌های محیطی سرزمین مؤثر است. روش‌های آمار فضایی امکاناتی را فراهم می‌سازد که با استفاده از آنها، الگوهای فضایی متغیرهای تصادفی مانند بارش را می‌توان تحلیل کرد. در این پژوهش، با استفاده از داده بارش ماهانه ۴۲ ایستگاه سینوپتیک غرب و شمال غرب ایران طی دوره آماری ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ و با به‌کارگیری شاخص خودهمبستگی فضایی Moran به تحلیل روندهای فضایی بارش ماهانه این بخش از کشور اقدام شد. برای این منظور، داده‌های میانگین بیست‌ساله بارش ماهانه ایستگاه‌ها به صورت لایه اطلاعاتی مکانمندی با مختصات متریک در محیط GIS بررسی شد. نتایج شاخص خودهمبستگی مکانی بیان‌کننده آن بود که بارش در ماه‌های دسامبر، ژانویه، فوریه و نوامبر به ترتیب دارای بیشترین الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت بود که در سطح $0/01$ معنادار بود و کمترین تغییرپذیری مکانی را داشت که گویای آن است در این ماه‌ها تشابه و همگونی فضایی معناداری بین بارش‌های ثبت‌شده در سرتاسر منطقه وجود داشته است و سامانه‌های بزرگ‌مقیاس جوی، تأثیر عوامل محلی متفاوت را کم‌رنگ کرده است؛ در حالی که در ماه‌های ژوئیه، سپتامبر و اوت به ترتیب کمترین الگوی خودهمبستگی فضایی مشاهده شد که معنادار نیز نبود. ضریب تغییرات فضایی بارش در این ماه‌ها نیز بسیار زیاد بود که گویای آن است که در این ماه‌ها بارش‌ها تحت تأثیر عوامل محلی ناهمگون ایجاد شد و به همین دلیل، هیچ‌گونه تشابه فضایی معناداری در بارش‌های ثبت‌شده منطقه در ایستگاه‌های مختلف وجود نداشت.

کلیدواژه‌ها: آمار فضایی، بارش، خودهمبستگی فضایی، غرب و شمال غرب ایران.

مقدمه

بارش یکی از مهم‌ترین سنج‌های اقلیم‌شناختی است که آگاهی از رفتار مکانی- زمانی آن در برنامه‌ریزی‌های محیطی و طرح‌های درگیر با آن مؤثر است. رفتار مکانی- زمانی بارش از یک سو متأثر از سامانه‌های سینوپتیک جوی و گردش عمومی جو است که در این صورت، ممکن است مقادیر ثبت‌شده در موقعیت‌های فضایی (ایستگاه‌های سینوپتیک و باران‌سنجی) دارای تشابه مکانی معناداری باشد؛ زیرا بارش رخ داده تحت تأثیر عامل یکسانی به وجود آمده است که این عامل، همگونی فضایی به نسبت معناداری را در کل منطقه به وجود می‌آورد. از سوی دیگر، عوامل محلی از قبیل ارتفاع، شرایط توپوگرافی، موقعیت مطلق و نسبی، ویژگی‌های زمین‌ریخت‌شناسی، شرایط فیزیوگرافیک منطقه و ... نیز ممکن

است بر مقادیر بارش ثبت‌شده هر ایستگاه تأثیرگذار باشد و رفتار فضایی این سنجۀ اقلیم‌شناختی را کنترل کند؛ به‌گونه‌ای که گاه این شرایط محلی تأثیرهای سامانه‌های بزرگ‌مقیاس جوی را تحت شعاع قرار می‌دهد. در حالت دوم، احتمال دارد که تشابه فضایی بارش در موقعیت‌های ثبت‌شده، کمتر از حالت اول باشد؛ زیرا در این حالت، بارش هر منطقه تحت تأثیر عوامل محلی مختلفی شکل می‌گیرد که از همدیگر استقلال فضایی دارند. آمار فضایی به‌مثابه شاخه‌ای از آمار که توجه پژوهشگران علوم جغرافیایی کشورمان را کمتر به خود جلب کرده است، بخشی از آمار بوده که با متغیرهای محیطی مکانمند^۱ درگیر است. هدف اساسی این شاخه از آمار، آشکارسازی تأثیر ساختارهای فضایی مشاهدات، تحلیل الگوهای مکانی و الگوسازی روابط فضایی متغیر، از راه مشاهدات نمونه‌برداری‌شده مکانمند است (ورهاف و کریسی، ۱۹۹۳: ۲۳۶). سنجه‌های اقلیم‌شناختی از قبیل دما، بارش، فشار و ... دارای ساختار مکانمندی است که بی‌توجهی به آن، تحلیل‌ها را از حالت اقلیمی دور می‌کند و این‌گونه پژوهش‌ها و تحلیل‌ها را که بدون توجه به زمینه مکانی متغیر به‌کار خود ادامه می‌دهد، در زمره پژوهش‌های اقلیمی واقعی نمی‌توان به‌شمار آورد (هانسن و لیبیدف، ۱۹۸۷: ۶۷). دلیل اصلی گسترش سریع آمار فضایی در زمینه‌های مختلف علوم محیطی نظیر کشاورزی، زمین‌شناسی، هیدرولوژی و هواشناسی، علوم خاک و آب‌وهواشناسی و همچنین شیوع بیماری‌های ناشی از عوامل محیطی را در این نکته می‌توان جست‌وجو کرد که این شاخه از آمار، برخلاف آمار کلاسیک، به آرایش مکانی^۲ و ساختار فضایی متغیر مورد نظر نیز در تحلیل‌ها توجه می‌کند؛ این قابلیت، پژوهشگر را قادر می‌سازد با چهره واقعی‌تری از متغیر مورد بررسی روبه‌رو شود و بدیهی است که تحلیل‌ها نیز رنگ واقعی‌تری به‌خود خواهد گرفت (مک‌گرو و مانرو، ۲۰۰۹: ۴۹۴). از کارهای انجام‌گرفته در این زمینه به‌مورد زیر می‌توان اشاره کرد:

برونسدون و همکاران (۲۰۰۱) با استفاده از الگوی رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی^۳، در انگلیس به بررسی ارتباط بین بارش سالانه و شاخص ارتفاع اقدام کردند. نتایج کار ایشان نشان داد که ارتباط ارتفاع و بارش در نواحی مختلف منطقه بررسی شده متفاوت است؛ به‌گونه‌ای که به‌ازای افزایش یک واحد ارتفاع (صد متر) مقدار تغییرات بارش از صفر میلی‌متر تا سه میلی‌متر افزایش نشان داد. آنها مشاهده کردند که در نواحی مرکزی منطقه، تأثیر ارتفاع بر افزایش یا کاهش بارش، به‌شدت متغیر است.

خلیلی و همکاران (۲۰۰۶) با استفاده از آماره همبستگی مکانی Moran به ارتقای الگوهای داده‌ساز^۴ ریچاردسون که مبتنی بر زنجیره مارکوف است، در زمینه داده‌های مقادیر بارش روزانه ایالت کبک کانادا اقدام کردند. ایشان مشاهده کردند که از ژوئن تا سپتامبر، تشابه فضایی معناداری در بین ایستگاه‌های بررسی‌شده از لحاظ مقادیر بارش ثبت‌شده روزانه وجود ندارد و بنابراین، برآوردهای الگوی ریچاردسون طی این ماه‌ها همواره با عدم قطعیت بیشتری همراه بود؛ اما در دیگر ماه‌ها عدم قطعیت زیادی مشاهده نکردند.

1. Georeferenced Variables
2. Spatial arrangements
3. Geographical Weighted Regression (GWR)
4. Weather Generator

بریست و همکاران (۲۰۱۱) در حوضه آبریز چات در استان کبک کانادا، برای بهینه‌سازی داده‌سازهای اقلیمی به‌منظور تعیین پهنه‌های همگن معنادار، از لحاظ بارشی، از شاخص خودهمبستگی فضایی Moran استفاده کردند. در زمینه به‌کارگیری روش‌های آمار فضایی، پژوهش‌های داخلی محدودی صورت گرفته است که از میان آنها به پژوهش عساکره و سیفی‌پور (۱۳۹۱: ۲۵) می‌توان اشاره کرد که به مقایسه دو الگوی رگرسیون خطی کلاسیک و رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی در الگوسازی مکانی بارش ایران اقدام کردند که اولی در زمره الگوهای آمار کلاسیک و دومی در زمینه الگوهای آمار فضایی است. براساس این پژوهش، نتایج الگوی رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی به واقعیت نزدیک‌تر بود.

رهنما و ذیحی (۱۳۹۰) نیز برای تحلیل توزیع فضایی دوازده نوع تسهیلات عمومی شهری در ۸۲۰ موقعیت شهری در سطح ۵۱ منطقه شهرداری شهر مشهد، از شاخص خودهمبستگی فضایی Moran استفاده کردند. نتایج پژوهش ایشان گویای آن بود که الگوی توزیع فضایی تسهیلات در شهر مشهد از نوع خوشه‌ای با تمرکز اندک بوده که گویای آن است که فضاهای با دسترسی کم، در کنار هم قرار دارند.

برتاو و همکاران (۱۳۹۲) برای تبیین الگوهای فضایی سرقت مسکونی در شهر زاهدان، از آماره‌های خودهمبستگی فضایی Moran و LISA استفاده کردند. شاخص کلی Moran نشان داد بین توزیع الگوهای سرقت مسکونی و مهاجرت با مقدار ۰/۵۷۶۷ درصد و همچنین، برای شاخص محلی LISA نیز مهاجرت با همان مقدار، ولی شاخص استاندارد شده بیشتر در فضای جغرافیایی «خودهمبستگی» بیشتری نسبت به دیگر شاخص‌ها دارد و این امر نشان می‌دهد که توزیع الگوها غیرتصادفی است و سبک زندگی و فعالیت روزمره ممکن است زمینه‌های قربانی شدن را فراهم کند. توزیع فضایی سرقت مسکونی و ارتباط آن با شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی نشان داد که ESDA به‌خوبی فرایندهای پخش را تبیین می‌کند.

همان‌گونه که دیده می‌شود، کارهای انجام‌گرفته در زمینه به‌کارگیری آمار فضایی برای پژوهش‌های اقلیم‌شناختی و به‌ویژه بارش که به‌شدت متأثر از ساختارهای مکانی و موقعیتی مشاهدات است، ضمن اینکه بسیار محدود بوده، بیشتر در زمینه الگوسازی روابط مکانی بوده است. هدف اساسی این پژوهش، شناسایی الگوی فضایی بارش ماهانه غرب و شمال غرب ایران است؛ به‌عبارت دیگر هدف این پژوهش، پاسخگویی به این پرسش‌هاست:

آیا مجموع بارش ماهانه‌ای که در هر کدام از ایستگاه‌های منطقه بررسی شده در این پژوهش ثبت شده است، دارای تشابه فضایی معناداری است؟ به‌گونه‌ای که بتوان گفت بر اثر یک عامل سینوپتیک جوی در کل منطقه به‌وجود آمده است یا اینکه تشابه مکانی معنادار نبوده و بارش‌هایی که در هر ایستگاه ثبت شده، تحت تأثیر عوامل محلی خاص آن منطقه روی داده است؟

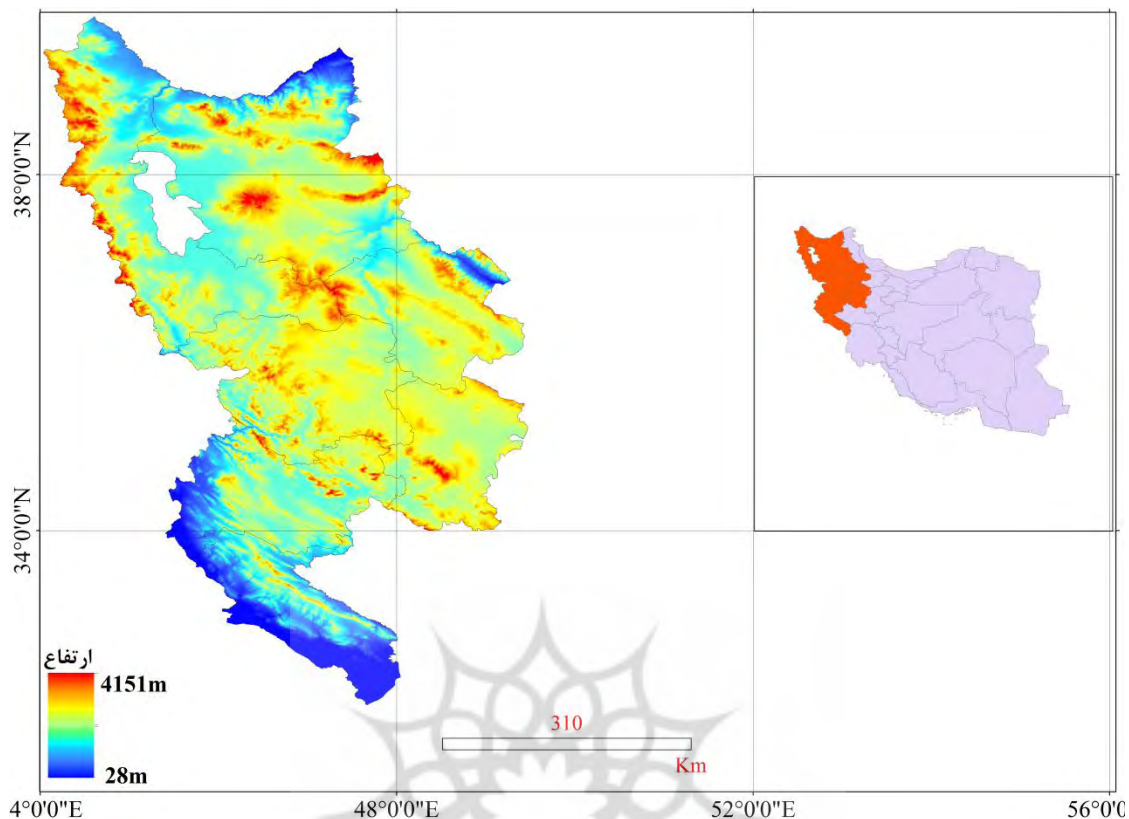
داده‌ها، مواد و روش‌ها

در این پژوهش، از داده‌های میانگین بیست‌ساله مجموع بارش ماهانه دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ برای ۴۲ ایستگاه سینوپتیک در محدوده‌ای به مساحت ۱۹۸ هزار و ۴۷۵ کیلومترمربع که شامل استان‌های آذربایجان غربی و شرقی، کردستان،

کرمانشاه، ایلام، همدان و زنجان بود، استفاده شد. در جدول ۱، ایستگاه‌های بررسی شده ارائه شده است. منطقه بررسی شده نیز در شکل ۱ نشان داده شده است. همان‌طور که اشاره شد، هدف این پژوهش پاسخگویی به این پرسش است که آیا ایستگاه‌های استفاده‌شده به‌مثابه موقعیت‌های مشاهداتی فضایی، از لحاظ مقادیر بارش ماهانه، دارای وابستگی فضایی است یا اینکه استقلال مکانی دارد و این روابط در ماه‌های مختلف سال چگونه است؟ برای دستیابی به این هدف، شاخص آمار فضایی Moran که برای تحلیل الگوهای مکانی استفاده می‌شود، به کار گرفته شد که به‌اختصار معرفی خواهد شد.

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های منطقه بررسی شده در این پژوهش

| ایستگاه | طول | عرض | بارش سالانه | ایستگاه | طول | عرض | بارش سالانه |
|------------|-------|-------|-------------|----------|-------|-------|-------------|
| ارومیه | ۴۵/۰۸ | ۳۷/۵۳ | ۳۴۱ | زنجان | ۴۸/۴۸ | ۳۶/۶۸ | ۳۱۳ |
| تکاب | ۴۷/۱۲ | ۳۶/۳۸ | ۳۴۸ | ماه‌نشان | ۴۴/۶۷ | ۳۶/۷۷ | ۳۷۶ |
| سردشت | ۴۵/۵۰ | ۳۶/۱۵ | ۸۶۶ | خداپنده | ۴۸/۵۸ | ۳۸/۱۲ | ۳۹۸ |
| سلماس | ۴۵/۸۵ | ۳۸/۲۲ | ۲۲۸ | خرمدره | ۴۹/۱۸ | ۳۶/۱۸ | ۳۰۱ |
| پیرانشهر | ۴۵/۰۰ | ۳۶/۶۷ | ۶۷۳ | همدان | ۴۸/۵۳ | ۴۳/۸۷ | ۳۱۷ |
| ماکو | ۴۴/۳۳ | ۳۹/۳۳ | ۲۵۰ | نوزه | ۴۸/۷۲ | ۳۵/۲۰ | ۳۳۳ |
| مهاباد | ۴۵/۷۲ | ۳۶/۷۷ | ۴۱۳ | ملایر | ۴۸/۸۵ | ۳۴/۲۵ | ۳۱۷ |
| خوی | ۴۴/۹۷ | ۳۸/۵۵ | ۲۹۳ | نهادند | ۴۸/۴۲ | ۳۴/۱۵ | ۳۷۶ |
| سنندج | ۴۷/۰۰ | ۳۵/۳۳ | ۴۵۸ | ایلام | ۴۸/۴۳ | ۳۳/۶۳ | ۶۱۶ |
| بانه | ۴۵/۹۰ | ۳۶/۰۰ | ۶۸۹ | دهلران | ۴۷/۲۷ | ۲۳/۶۸ | ۲۹۰ |
| بیجار | ۴۷/۶۲ | ۳۵/۸۸ | ۳۴۴ | ایوان | ۴۶/۳۲ | ۳۳/۸۳ | ۶۹۱ |
| قروه | ۴۷/۸۰ | ۳۵/۱۷ | ۳۳۸ | میانه | ۴۷/۷۰ | ۳۷/۴۵ | ۲۲۸ |
| مریوان | ۴۶/۲۰ | ۳۵/۵۲ | ۹۹۱ | مرند | ۴۵/۷۷ | ۳۸/۴۷ | ۳۷۸ |
| سقز | ۴۶/۲۷ | ۳۶/۲۵ | ۴۴۹ | مراغه | ۴۶/۲۷ | ۳۷/۴۰ | ۳۲۲ |
| زرینه | ۴۶/۹۲ | ۳۶/۰۷ | ۳۹۴ | کلپیر | ۴۷/۰۲ | ۳۸/۸۷ | ۳۸۳ |
| کرمانشاه | ۴۷/۱۵ | ۳۴/۳۵ | ۴۴۵ | سپهند | ۴۶/۱۲ | ۳۷/۹۳ | ۲۰۲ |
| اسلام‌آباد | ۴۷/۴۷ | ۳۴/۱۲ | ۴۸۳ | سراب | ۴۷/۵۳ | ۳۶/۹۱ | ۲۴۳ |
| کنگاور | ۴۷/۹۸ | ۳۴/۵۰ | ۴۰۰ | جلفا | ۴۵/۶۷ | ۳۸/۹۰ | ۱۹۹ |
| روانسر | ۴۶/۶۵ | ۳۴/۷۲ | ۵۴۲ | بناب | ۴۶/۰۷ | ۳۷/۳۳ | ۲۵۰ |
| سرارود | ۴۷/۳۰ | ۳۴/۳۳ | ۴۲۲ | اهر | ۴۷/۰۷ | ۳۸/۴۳ | ۲۹۲ |
| سرپل ذهاب | ۴۷/۸۵ | ۳۴/۴۵ | ۴۵۵ | تبریز | ۴۶/۲۸ | ۳۸/۰۸ | ۲۸۹ |



شکل ۱. موقعیت منطقه بررسی شده در این پژوهش و ایستگاه‌های آن

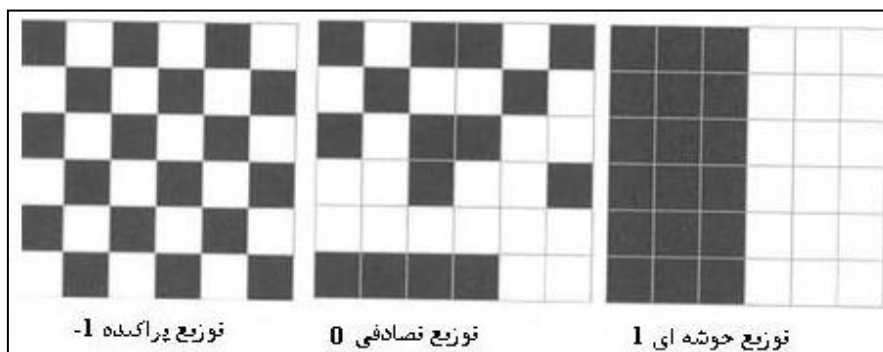
شاخص خودهمبستگی فضایی

شاخص خودهمبستگی فضایی در جهت این اصل جغرافیایی است که در سال ۱۹۷۰ والدو تابلر^۱ جغرافیدان آمریکایی به این صورت مطرح کرد: در جغرافیا، همه پدیده‌ها به همدیگر مرتبطند، این ارتباط بین پدیده‌هایی که به هم نزدیک‌ترند، بیشتر و بین پدیده‌هایی که از هم دورترند، کم‌رنگ‌تر است. وی این اصل را قانون اول جغرافیا نامید (تابلر، ۱۹۷۰: ۲۳۶). شاخص خودهمبستگی فضایی به مثابه روشی برای بررسی و آشکارسازی الگوها و روندهای فضایی متغیر مورد بررسی در سطح منطقه مد نظر به کار می‌رود. اگر درصد آن باشیم که بدانیم «آیا مشاهدات نمونه‌برداری شده در سطح منطقه مد نظر دارای تشابه معناداری است یا دارای استقلال فضایی است؟» این شاخص به مثابه ابزار آمار فضایی، قابلیت پاسخگویی به این پرسش و پرسش‌های مشابه را دارد (موران، ۱۹۵۰: ۱۹).

به کارگیری شاخص خودهمبستگی فضایی برای تشخیص الگوهای مکانی متغیر مورد بررسی، بر در نظر گرفتن همزمان مقدار متغیر و موقعیت مقادیر مشاهداتی مبتنی است (اندی، ۲۰۰۹: ۷۴۹)؛ به عبارت دیگر علاوه بر توزیع فضایی متغیر مورد بررسی در بین موقعیت‌های مشاهداتی، به موقعیت و آرایش فضایی خود موقعیت‌های مشاهداتی نیز از راه ساختار ماتریس کوواریانس توجه می‌کند. مقدار عددی شاخص خودهمبستگی Moran بین ۱-ع است. همان‌گونه که در

1. Waldo Tobler

شکل ۲ نشان داده شده است، ۱ به معنای توزیع خوشه‌ای مشاهدات و ۱- به معنای توزیع پراکنده مشاهدات در سطح مورد بررسی است و مقدار صفر به معنای توزیع تصادفی مشاهدات در فضای مورد بررسی است (تانگلین، ۲۰۰۷: ۴۶؛ گریفیت، ۲۰۰۳: ۱۸۶).



شکل ۲. الگوهای پراکنش مشاهدات مکانی (سولویان و آنوین، ۲۰۱۰: ۳۴۲)

شاخص خودهمبستگی فضایی که به آماره Moran معروف است با استفاده از رابطه ۱ محاسبه می‌شود (دانیل،

۱۹۸۷: ۱۹۷):

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

که در آن، x مقدار متغیر در موقعیت فضایی i و z است که در این پژوهش عبارت است از مقدار بارش ماهانه هر کدام از ایستگاه‌ها؛ \bar{X} نیز میانگین متغیر مورد بررسی، یعنی میانگین بارش کل ایستگاه‌ها در هر ماه است. همان‌گونه که در رابطه ۱ مشاهده می‌شود، این شاخص بر اختلاف بین مقادیر بارش ماهانه هر ایستگاه با میانگین بارش کل ایستگاه‌ها در آن ماه مبتنی بوده که به کوواریانس موقعیت‌های مشاهداتی معروف است. w_{ij} وزن‌های فضایی است که به هر کدام از موقعیت‌های مشاهداتی اختصاص می‌یابد؛ این وزن‌ها براساس ماتریس وزن‌دهی به‌دست می‌آید که درایه‌های این ماتریس قطری^۱ براساس الگویی استفاده می‌شود که برای بررسی روابط فضایی^۲ مشاهدات نمونه‌برداری شده است. الگوهای مختلفی برای کمی‌سازی الگوهای روابط فضایی، توسعه داده شده است که هر کدام دارای کاربردهای ویژه‌ای است (اودلند ۱۹۸۸؛ یولا و گیلز، ۱۹۹۱: ۴۳۲؛ آنسلین، ۱۹۸۰: ۲۴۶؛ مرداخ و همکاران، ۱۹۹۳: ۳۳۸).

به‌طور معمول، ممکن است روابط مکانی متغیرهایی که روند تدریجی یکسانی را در سطح منطقه پی می‌گیرد، مانند دما و بارش یا گسترش آلاینده‌ای خاص، با فرض اینکه متغیرهای پیش‌بینی‌نشده، مانند مداخله‌های انسانی، دخالت نداشته باشد، تابع معکوسی از فاصله اقلیدسی بین مشاهدات باشد (کریسی، ۱۹۹۳: ۶۵۳)؛ بنابراین در پژوهش پیش رو نیز

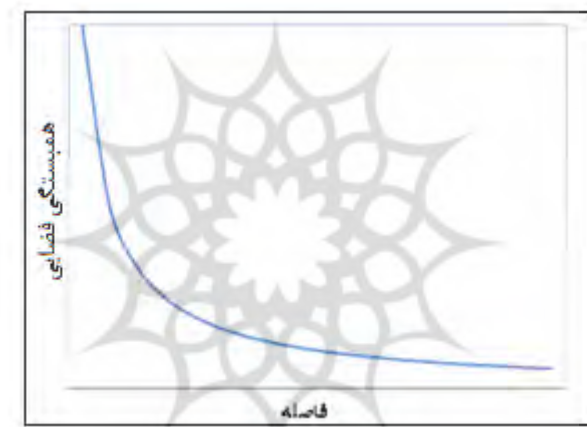
1. Diagonal

2. Conceptualization of spatial relationships

از این الگو برای کمی‌سازی الگوی کوواریانس مکانی بارش منطقه استفاده شد. در الگوی معکوس فاصله که به صورت رابطه ۲ است، روابط فضایی بین موقعیت‌های مشاهداتی، تابع معکوسی از فاصله بین مشاهدات است؛ به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر، همبستگی بیشتری را از خود نشان می‌دهد و با افزایش فاصله بین مشاهدات، مقدار مشابهت فضایی بین آنها نیز کاهش می‌یابد.

$$w_{ij} = \frac{1}{d(x_{ij})^2} \quad (2)$$

که در این رابطه، d عبارت است از فاصله اقلیدوسی بین دو ایستگاه i و j . همان‌گونه که در شکل ۳ دیده می‌شود، براساس رابطه ۲، با افزایش فاصله بین دو ایستگاه، تشابه فضایی بارش ثبت‌شده آنها نیز کاهش پیدا می‌کند.



شکل ۳. الگوی روابط فضایی مشاهدات در الگوی معکوس فاصله (مک‌گروو و مانرو، ۲۰۰۹)

در رابطه ۱، n تعداد کل موقعیت‌های مشاهداتی (۴۲ ایستگاه‌های سینوپتیک بررسی شده) است که برای بررسی و آشکارسازی الگوهای فضایی متغیر از آنها استفاده می‌شود و S_0 نیز مجموع وزن‌های مکانی اختصاص داده شده به موقعیت‌های مشاهداتی است.

$$S_1 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad (3)$$

نمره Z برای محاسبه معناداری روند فضایی، با استفاده از رابطه ۴ به دست می‌آید:

$$Z_1 = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (4)$$

که در آن، $E[I]$ و $V[I]$ از رابطه‌های ۵ و ۶ به دست می‌آید و مؤلفه‌های این رابطه‌ها نیز در پیوست مقاله آمده است (گودچیلد، ۱۹۸۶: ۱۸۶؛ اوسوالد، ۲۰۰۷):

$$E[I] = -1/(n-1) \quad (5)$$

$$V[I] = E[I^2] - E[I]^2 \quad (۶)$$

در آزمون‌های تحلیل روند نیز همانند دیگر تحلیل‌های آماری، دو فرض مطرح می‌شود که در این پژوهش به این صورت است:

فرض صفر: بارش منطقه از الگوی مکانی معناداری پیروی نمی‌کند و روندهای آشکار شده کاملاً تصادفی است.
فرض ۱: بارش منطقه دارای الگوهای مکانی معناداری است.

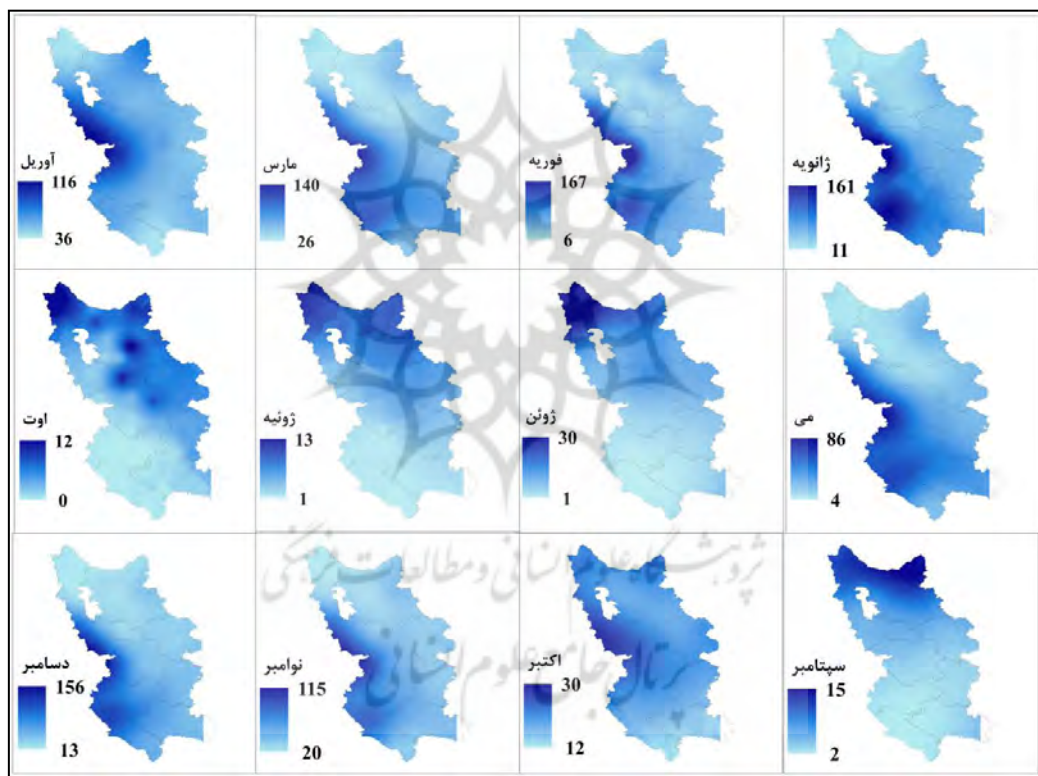
بنابراین، در اینجا نیز در سطح معناداری ۰/۰۵ (سطح بحرانی $\pm 1/96$ انحراف معیار) نمره Z آزمون برای هر ماه با استفاده از رابطه ۴ محاسبه می‌شود. در صورتی که در هر ماه، نمره Z محاسبه شده، از سطح بحرانی در نظر گرفته شده ($1/96$ انحراف معیار) بیشتر باشد، فرض ۱ تأیید می‌شود و به این معناست که الگوهای مکانی آشکار شده در آن ماه، معنادار است و در صورتی که نمره Z محاسبه شده برای یک ماه، کمتر از سطح بحرانی در نظر گرفته شده باشد، فرضیه صفر تأیید می‌شود و الگوی مکانی مشاهده شده بارش آن ماه معنادار نخواهد بود.

در این آزمون، مقدار احتمال تأیید یا رد فرض صفر به عنوان P_value هم محاسبه می‌شود که در مقایسه با سطح معناداری ۰/۰۵ قرار می‌گیرد. در صورتی که P_value محاسباتی از سطح معناداری مورد نظر بزرگ‌تر باشد، الگوی مشاهده شده معنادار نیست و فرض صفر تأیید می‌شود و تنها ماه‌هایی دارای الگوی مکانی معنادار به حساب می‌آیند که مقدار P_value برای آنها کوچک‌تر از سطح معناداری آزمون، یعنی ۰/۰۵ باشد.

یافته‌های پژوهش

با اجرای آزمون خودهمبستگی برای میانگین بارش‌های ماهانه بیست‌ساله ۴۲ ایستگاه، ابتدا ماتریس کوواریانس به ابعاد ۴۲ در ۴۲ درایه به‌ازای هر ماه تشکیل شد که درایه‌های آن عبارت بود از: مقدار کوواریانس مکانی که از الگوی معکوس فاصله به‌دست آمد. درایه‌های بیرون قطر اصلی این ماتریس‌های متقارن، همان وزن‌های فضایی بود که به الگوی خودهمبستگی وارد شده، به آن بُعد مکانی می‌داد. براساس نتایج، بارش ماه‌های دسامبر، ژانویه، فوریه و نوامبر به‌ترتیب دارای بیشترین الگوی مکانی بود؛ به‌عبارت دیگر بارش این ماه‌ها اغلب تحت تأثیر الگوهای سینوپتیکی به‌وجود آمد که در سرتاسر منطقه بررسی شده در این پژوهش، تأثیر به‌نسبت یکسانی داشت و نوعی همگونی و الگوی عمومی را بر فرایندهای محلی تحمیل کرد و تأثیر آنها را در این ماه‌ها کم‌رنگ کرد. مقادیر عددی شاخص خودهمبستگی که در جدول ۱ ارائه شده است، برای این ماه‌ها براساس فاصله اقلیدسی، به‌ترتیب ۰/۶۴۰، ۰/۶۱۹، ۰/۶۱۰ و ۰/۵۷۰ بود. الگوهای آشکار شده این ماه‌ها در سطح معناداری ۰/۰۱ بود؛ بنابراین می‌توان گفت مقادیر ثبت‌شده بارش در همه ۴۲ ایستگاه، در این ماه‌ها دارای تشابه فضایی معناداری بود که بیشتر ممکن است ناشی از سامانه‌ای مشترک باشد تا عوامل محلی. در شکل ۴، توزیع فضایی بارش ماهانه منطقه نشان داده شده است. زمانی نتایج آزمون خودهمبستگی مکانی گویاتر می‌شود که این نتایج با ضریب تغییرات فضایی بارش منطقه، مقایسه تطبیقی شود که در جدول ۴ نمایش داده شده است. براساس این بررسی، دسامبر پر بارش‌ترین ماه در این منطقه بود که به‌طور متوسط ۱۵/۲ درصد بارش سالانه در آن رخ داد و در کنار آن، انحراف معیار مکانی بارش نیز در این ماه، بسیار کم و در حدود چهارده میلی‌متر بود. ضریب

تغییرپذیری مکانی بارش در این ماه، در حدود $0/25$ به دست آمد. ژانویه هم از لحاظ مقدار بارش، مشابه دسامبر بود و در حدود سیزده درصد بارش سالانه منطقه را به خود اختصاص داد؛ اما تغییرپذیری فضایی بارش منطقه در این ماه برابر $0/32$ بود که بسیار کمتر از دسامبر بود و در بین ماه‌های سال نیز کمترین حد بود. فوریه با در بر گرفتن یازده درصد بارش سالانه منطقه، دارای همگونی فضایی کمتری نیز نسبت به دو ماه پیش بود؛ به طوری که ضریب تغییرپذیری مکانی بارش منطقه در این ماه، در حدود $0/48$ بود. نوامبر نیز با در بر گرفتن دوازده درصد بارش سالانه منطقه، دارای ضریب تغییرپذیری مکانی در حدود $0/15$ بود که از این لحاظ، این ماه را نیز در این دسته می‌توان قرار داد. همان‌طور که مشاهده شد، تغییرپذیری مکانی بارش این ماه‌ها نیز نسبت به دیگر ماه‌های سال کمتر بود و از این نظر، نتایج تا حدود زیادی همسو با آزمون خودهمبستگی مکانی بود.



شکل ۴. توزیع فضایی میانگین بیست‌ساله بارش ماهانه در منطقه بررسی شده در این پژوهش

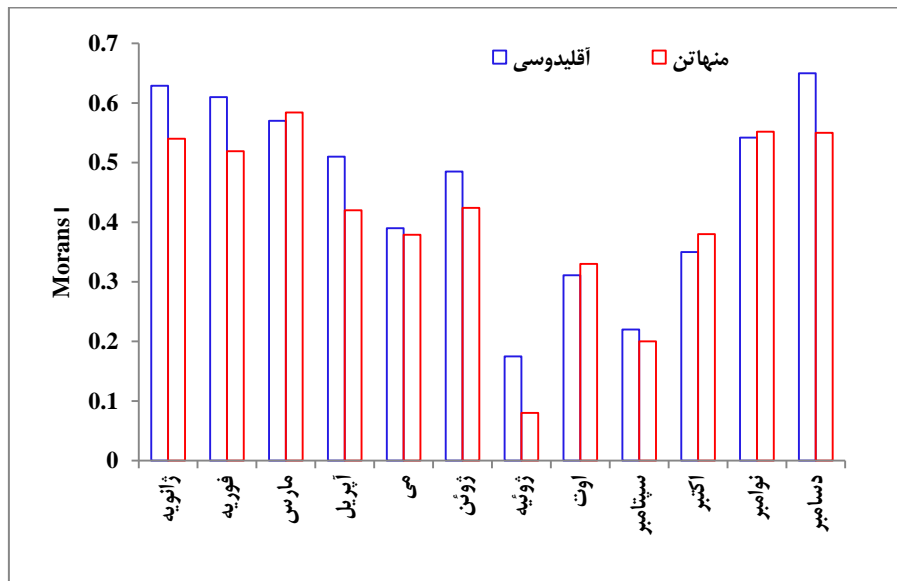
در درجه دوم، بارش ماه‌های مارس، آوریل و ژوئن قرار داشت که مقدار آماره Moran برای این ماه‌ها به ترتیب، $0/545$ ، $0/510$ و $0/485$ بود. الگوهای مکانی بارش این ماه‌ها در سطح $0/05$ معنی‌دار بود؛ این امر به این معناست که در این ماه‌ها نیز بارش منطقه تحت تأثیر شرایط سینوپتیک یا عوامل محلی مشترک به وجود آمده است؛ اما در کنار این عوامل، شرایط و ویژگی‌های محلی که سبب کاهش الگوهای فضایی کل منطقه می‌شود، در این ماه‌ها نسبت به چهار ماه اول که اشاره شد، تا حدودی تأثیر آشکارتری داشت. مارس با در بر گرفتن شانزده درصد بارش منطقه، پربارش‌ترین ماه منطقه به حساب آمد؛ اما تغییرپذیری مکانی بارش در این ماه، زیاد و در حدود $0/59$ بود که بیان‌کننده توزیع فضایی نامتجانس بارش و همچنین تأثیر الگوها و عوامل محلی مربوط به هر ایستگاه بود. آوریل با در بر گرفتن پانزده درصد

بارش سالانه منطقه، دومین ماه پربارش منطقه به‌شمار آمد؛ اما در این ماه نیز تغییرپذیری مکانی بارش در ایستگاه‌های بررسی شده، زیاد و در حدود ۰/۵۰ بود.

در بین ماه‌های فصل گرم، ژوئیه، سپتامبر، اوت، اکتبر و مه به‌ترتیب دارای کمترین مقدار خودهمبستگی مکانی بودند. مقدار عددی شاخص Moran برای این ماه‌ها براساس فاصله اقلیدسی به‌ترتیب ۰/۱۷۵، ۰/۳۱۱، ۰/۲۲۰، ۰/۳۵۰ و ۰/۳۹۰ بود که در سطح معناداری در نظر گرفته‌شده در این پژوهش (۰/۰۵) معنادار نبود. در این ماه‌ها، مقادیر بارش ثبت‌شده ایستگاه‌ها، تفاوت‌های معناداری نسبت به هم داشتند. در این ماه‌ها، ویژگی‌های محلی مربوط به مکان قرارگیری هر کدام از ایستگاه‌ها، به‌مثابه موقعیت‌های نمونه‌برداری شده فضایی، از قبیل عرض جغرافیایی، ارتفاع، شیب و جهت دامنه، پوشش گیاهی و کاربری اراضی، شکل زمین و محل قرارگیری ایستگاه در ارتباط با ویژگی‌های باد محلی، همرفت‌ها و رگبارهای محلی کوچک‌مقیاس، تأثیر بسزایی بر شکل‌گیری بارش ایستگاه‌ها داشت و از آنجاکه این عوامل برای هر کدام از ایستگاه‌ها متفاوت بود، مقادیر بارشی که تحت تأثیر این فرایندهای محلی در هر کدام از ایستگاه‌ها ثبت می‌شد، دارای استقلال فضایی نسبت به همدیگر بود. با تطبیق شاخص خودهمبستگی فضایی با شاخص‌های آمار کلاسیک بارش منطقه مشاهده شد که ماه‌های ژوئیه، سپتامبر، اوت، اکتبر و مه روی‌هم‌رفته، ده درصد بارش سالانه این منطقه را به‌خود اختصاص می‌داد و تغییرپذیری فضایی بارش در این ماه‌ها، بسیار زیاد بود؛ به‌طوری که مقدار آن برای ماه‌های یادشده به‌ترتیب ۱۸۳، ۸۴، ۱۴۷، ۵۰ و ۶۵ درصد بود. سطح معناداری آزمون (۰/۰۵ درصد) و مقدار احتمال آزمون به‌عنوان P_value و همچنین آماره Z محاسباتی آزمون و مقدار بحرانی در نظر گرفته‌شده (۱/۹۶) معیار که ۹۵ درصد مشاهدات در آن بازه قرار دارد) برای همه ماه‌ها محاسبه و در جدول ۲ و شکل‌های ۴ و ۵ نشان داده شده است. نمودار گرافیکی شاخص Moran برای ماه‌های سال به‌ترتیب از ژانویه تا دسامبر ترسیم شده است؛ به‌دلیل محدودیت تعداد صفحات، تنها نمودار مربوط به ژانویه در شکل ۶ ارائه شده است.

جدول ۲. مقادیر به‌دست‌آمده شاخص Moran برای ماه‌های مختلف

| منهاتن | اقلیدسی | |
|--------|---------|---------|
| ۰/۵۴۰ | ۰/۶۲۹ | ژانویه |
| ۰/۵۱۹ | ۰/۶۱۰ | فوریه |
| ۰/۵۸۴ | ۰/۵۴۰ | مارس |
| ۰/۴۲۰ | ۰/۴۸ | آوریل |
| ۰/۳۷۹ | ۰/۳۶۰ | می |
| ۰/۴۲۴ | ۰/۴۲ | ژوئن |
| ۰/۰۸ | ۰/۱۷۵ | ژوئیه |
| ۰/۳۳۰ | ۰/۲۱۱ | اوت |
| ۰/۲۰۰ | ۰/۲۲۰ | سپتامبر |
| ۰/۳۸۰ | ۰/۳۵۰ | اکتبر |
| ۰/۵۵۲ | ۰/۵۷۰ | نوامبر |
| ۰/۵۵ | ۰/۶۵۰ | دسامبر |



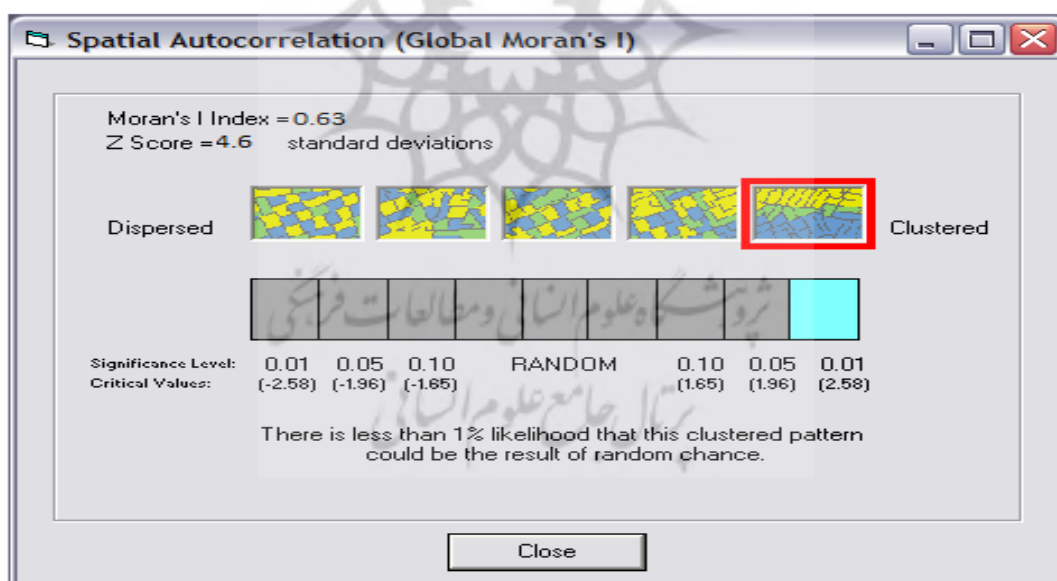
شکل ۵. مقادیر به دست آمده شاخص Moran برای ماه‌های مختلف

جدول ۳. نمره Z محاسباتی و مقدار احتمال به دست آمده (P_value) برای ماه‌های مختلف

| ماه | Z بحرانی | محاسباتی Z | سطح معناداری | p_value |
|---------|----------|------------|--------------|---------|
| ژانویه | ۱/۹۶ | ۳/۶۸ | -/۰.۵ | -/۰.۰۴ |
| فوریه | ۱/۹۶ | ۳/۶۱ | -/۰.۵ | -/۰.۰۴ |
| مارس | ۱/۹۶ | ۳/۸ | -/۰.۵ | -/۰.۱۶ |
| آوریل | ۱/۹۶ | ۳/۶۳ | -/۰.۵ | -/۰.۱۴ |
| مه | ۱/۹۶ | ۲ | -/۰.۵ | -/۰.۵۱ |
| ژوئن | ۱/۹۶ | ۱/۸۵ | -/۰.۵ | -/۰.۶۲ |
| ژوئیه | ۱/۹۶ | ۱/۹۲ | -/۰.۵ | -/۰.۵۵ |
| اوت | ۱/۹۶ | ۱/۵۲ | -/۰.۵ | -/۰.۷۳ |
| سپتامبر | ۱/۹۶ | ۱/۷ | -/۰.۵ | -/۰.۶۸ |
| اکتبر | ۱/۹۶ | ۲ | -/۰.۵ | -/۰.۵۱ |
| نوامبر | ۱/۹۶ | ۳/۲ | -/۰.۵ | -/۰.۰۴ |
| دسامبر | ۱/۹۶ | ۳/۸ | -/۰.۵ | -/۰.۰۶ |

جدول ۴. میانگین و ضریب تغییرپذیری مکانی به‌دست‌آمده بارش در ماه‌های مختلف سال در منطقه بررسی شده

| ماه | میانگین | انحراف معیار | درصد | ضریب تغییرات |
|---------|---------|--------------|-------|--------------|
| ژانویه | ۵۳/۳ | ۱/۶۹ | ۰/۱۳۲ | ۳/۲ |
| فوریه | ۴۷/۱۵ | ۳۹/۷ | ۰/۱۱۷ | ۴۲/۳ |
| مارس | ۶۵ | ۳۵ | ۰/۱۶۲ | ۵۸/۸ |
| آوریل | ۶۰/۹۶ | ۳۱ | ۰/۱۵۱ | ۴۲/۴ |
| مه | ۳۶/۵۲ | ۱۹/۷ | ۰/۰۹ | ۶۴ |
| ژوئن | ۸ | ۱۴/۶ | ۰/۰۲۰ | ۱۸۳/۴ |
| ژوئیه | ۵ | ۸/۲۵ | ۰/۰۱۴ | ۱۸۵/۸ |
| اوت | ۳ | ۳/۶۶ | ۰/۰۱۱ | ۱۴۷/۲ |
| سپتامبر | ۴ | ۲/۵۵ | ۰/۰۱۵ | ۸۳/۱ |
| اکتبر | ۲۰/۲۷ | ۳/۶۳ | ۰/۰۵ | ۴۸/۸ |
| نوامبر | ۵۰/۲۷ | ۷/۴۸ | ۰/۱۲۵ | ۱۵ |
| دسامبر | ۵۲/۲ | ۱۵/۴۴ | ۰/۱۲۹ | ۷/۴ |



شکل ۶. نمودار گرافیکی شاخص Moran برای ژانویه

نتیجه‌گیری

در این پژوهش با به‌کارگیری شاخص خودهمبستگی فضایی Moran سعی شد معناداری تشابه فضایی یا استقلال فضایی مجموع بارش ماهانه ثبت‌شده ۴۲ ایستگاه غرب و شمال غرب کشور بررسی شود. براساس نتایج، بارش ماه‌های فصل سرد سال، دارای تشابه فضایی معناداری در سطح اطمینان ۰/۹۵ بود؛ در حالی که در ماه‌های گرم، مقادیر بارش ثبت‌شده ایستگاه‌ها از استقلال فضایی برخوردار بود. نتایج این پژوهش نیز مشابه بررسی‌های بریست و همکاران (۲۰۱۱)

بود که نشان دادند الگوهای خودهمبستگی مکانی، تنها در فصل سرد مشاهده می‌شود و استدلال کردند که در فصل سرد، الگوهای فراگیری بر کل منطقه حاکم می‌شود و شرایط اقلیمی مشابهی را بر کل منطقه‌ای که بر آن استیلا دارد، تحمیل می‌کند. از این شاخص برای اعتبارسنجی نتایج الگوسازی‌های مکانی، سنجش درجه استقلال مشاهدات نمونه‌برداری شده مکانمند و تحلیل‌های توپولوژیکی متغیرهای مکانمند در ارتباط با همدیگر می‌توان استفاده کرد.

منابع

- عساکره، ح. و سیفی‌پور، ز. (۱۳۹۱). «مدل‌سازی مکانی بارش سالانه ایران». فصلنامه جغرافیا و توسعه. س ۱۰. ش ۲۹. ص ۱۵-۳۰.
- رهنما، م.ر. و ذبیحی، ج. (۱۳۹۰). «تحلیل توزیع تسهیلات عمومی شهری در راستای عدالت فضایی با مدل یکپارچه دسترسی در مشهد». جغرافیا و توسعه. دوره ۹. ش ۲۳. ص ۵-۲۶.
- برتاو، ع.، حاجی‌نژاد، ع.، عسگری، ع. و گلی، ع. (۱۳۹۲). «بررسی الگوهای سرقت مسکونی با به‌کارگیری رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی (مطالعه موردی: شهر زاهدان)». پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی. ج. ش ۲. ص ۱-۲۳.
- Andy, M. (2009). "The ESRI Guide to GIS Analysis". Vol.2. Spatial Measurements and Statistics. Redlands. CA: Esri Press.
- Anselin, L. (1980). "Estimation Methods for Spatial Autoregressive". Structures Regional Science Dissertation and Monograph Series. No. 8. Cornell University. Ithaca. NY. 273 pp.
- Asakereh, H and Seifipour, M.,Z. (2012). "Spatial Modeling of Annual Precipitation in Iran". Geography and Development. Issue 29. pp. 15-30. (In Persian).
- Brtav, E., Haji-Nejad, A., Asgari, A. and Goli, A. (2013). "Pattern analysis on Residential burglary by Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) Case study: Zahedan city". Security and Social Order Strategic Studies. Vol. 6. No.2. pp. 1-23. (In Persian).
- Brunsdon, C., McClatchey J., and Unwin, D.J. (2001). "Spatial Variation in the AverageRainfall° Altitude Relationship in Great Britain: An Approach Using Geographically WeightedRegression". Int. J. Climatol. 21.
- Cressie, N. (1993). Statistics for Spatial Data. revised ed. New York: John Wiley and Sons.
- Daniel, A.G. (1987). "Spatial Autocorrelation": A Primer, Resource Publication Geography. Association of American geographers.
- Brissette, F., Khalili, M. and Leconte, R. (2011). "Effectiveness of Multi-site Weather Generator for Hydrological Modeling". Journal of the American Water Resources Association. 47 (2). pp. 303-314.
- Goodchild, M. F. (1986). "Spatial Autocorrelation", Catmog 47. Geo Books.
- Griffith, D.A. (2003). Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering: Gaining Understanding through Theory and Scientific Visu-alization. Advances in Spatial Science. Springer.
- Hansen, J. and Lebedeff, S. (1987). "Global Trend of Measured Surface AirTemperature". Journal of Geophysical Research. pp. 92.
- Khalili, M., Leconte, R. and Brissette, F. (2006). "Stochastic Multisite Generation of Daily Precipitation Data Using Spatial Autocorrelation". journal of hydro-meteorology. Vol. 8. pp. 396-412.
- Lee, J. and Wong, D.W.S. (2001). Statistical analysis with arc view GIS. New York: John Wiley and sons. pp. 135-137.
- Oswald, M. (2007). "some word on the analysis hierarchy process and the"
- McGrew, J. and Monroe, C. (2009). "An Introduction to Statistical Problem Solving in Geography". 2nd edn, Long Grove, IL: Waveland Press, Inc.
- Moran, P. (1950). " Notes on Continuous Stochastic Phenomena", In Biometrika. 37 (1-2). pp. 17-23.
- Murdoch, J., Rahmatian, C.M. and Thayer, M.A. (1993). "A spa-tially autoregressive median voter model of recreation expen-ditures". Public Finan. Quart. NO. 21. pp. 334-350.

- O,Sullivan, D. and Unwin, D. (2010). Geographic Information Analysis. 1st ed. 2003. 2nd ed. New York: John Wiley.
- Odland, J. (1988). Spatial Autocorrelation. Sage Publications. provided Arc GIS extension "ext-ahp". <http://www.tu-darmstadt.de/fb/geo/members/marinoni.en.htm>.
- Rahnama, M., Zabihi, J. (2011). "Analysis of Urban Public Facilities in Direction of Spatial Justice by the Integrated Model of Access in Mashhad". Geography and Development. Vol. 9. No. 23. pp. 5-26. (In Persian).
- Tobler, W. (1970). "A computer movie simulating urban growth in the Detroit region". Economic Geography. 46 (2). pp. 234-240.
- Tonglin, Z., Lin, G. (2007). "A decomposition of Moran's I for clustering detection, Computational statistics and data analysis". Computational Statistics & Data Analysis. Vol. 51.
- Ullah, M. and Giles (1991). Handbook of Applied Economic Statistics. Marcel Dekker. Inc.
- VerHoef, J.M. and Cressie, N. (1993). "Multivariable spatial prediction". Mathematical Geology. NO. 25. pp. 219.240.

