

## تغییرات زمانی- مکانی بارش دوره سرد سال در ایران (۱۹۵۰-۲۰۰۹)

مهدی صداقت\* - استادیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه پیام نور تهران

حمید نظری‌پور- استادیار گروه محیط‌زیست، پژوهشکده علوم محیطی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی صنعتی و فناوری پیشرفته صنعتی کرمان

پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۰۴/۱۹ تأیید نهایی: ۱۳۹۴/۰۲/۱۹

### چکیده

مقاله پیش رو در جست‌وجوی الگوهای مکانی روندهای مقدار بارش دوره سرد سال برای ایران طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹ است. به این منظور، از داده‌های ماهانه بازسازی شده مرکز اقلیم‌شناسی بارش جهانی با جداسازی مکانی  $0.5 \times 0.5$  درجه در ایران (از  $44$  تا  $63/5$  درجه طول شرقی و  $25$  تا  $40$  درجه عرض شمالی) استفاده شد. ارزیابی داده‌های شبکه‌ای با استفاده از  $190+$  ایستگاه کشور با بهره‌گیری از روش رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی مبین  $R^2 = 0.76$  بود. تحلیل اکتشافی زمین‌آمار با استفاده از روش‌های خودهمبستگی فضایی عمومی و محلی صورت گرفت. نتایج خودهمبستگی فضایی عمومی نشان داد که داده‌های بارش کشور در تمام ماه‌ها، دارای خودهمبستگی فضایی مثبت معنی‌داری (الگوهای خوشه‌ای) است. آزمون خودهمبستگی فضایی محلی نشان داد که هر ماه، اقلیم بارشی خود را دارد. تحلیل روند مقادیر موران عمومی با استفاده از آزمون ناپارامتریک تاو کندال نشان داد که تغییرات الگوهای مکانی بارشی در هیچ‌یک از ماه‌ها، روندهای کاهشی و افزایشی چندان معناداری ندارند. مقایسه زمان رویداد مقادیر شاخص موران عمومی پایین با زمان خشکسالی‌ها بیان‌کننده ارتباط تنگاتنگی بین تغییرات مقادیر شاخص موران تضعیف‌شده و وقوع خشکسالی‌های فراگیر ایران است. پیشنهاد می‌شود نتایج نتایج کم‌آبی‌های کشور در توزیع زمانی- مکانی دیگر متغیرهای اقلیمی همچون دما و تبخیر جست‌وجو شود.

کلیدواژه‌ها: ایران، توزیع زمانی- مکانی، خودهمبستگی فضایی موران، رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی.

### مقدمه

بارش جایگاه مهمی در انرژی و چرخه آب جهانی دارد. آگاهی درست از مقادیر بارش رسیده به سطح زمین، به‌ویژه برای ارزیابی آب شرب و مدیریت کاربری زمین، کشاورزی و هیدرولوژی و مواردی چون کاهش خطر سیلاب و خشکسالی اهمیت دارد. علاقه زیاد به تحلیل طولانی‌مدت بارش، برآمده از نیازها در زمینه سنجش تغییر اقلیم و تأثیراتش بر تمام مقیاس‌های فضایی است. نگرانی فزاینده در مجامع علمی (برنامه بین‌المللی تغییر اقلیم، ۲۰۰۷: ۹۰) از این است که آیا تغییرات معناداری در مقدار بارش وجود دارد (نیکلاس و الکساندر، ۲۰۰۷: ۷۹). کاهش ۲۹ درصدی بیشینه روزانه جریان آب رودخانه‌ای ناشی از افزایش دما و افزایش تبخیر بدون تغییر در بارش، عامل ایجاد خشکسالی‌ها در جنوب کانادا طی

\* E- mail: sedaghat.me@gmail.com

سال‌های ۱۸۴۷ تا ۱۹۹۶ بوده است (زانگ و همکاران، ۲۰۰۱: ۹۹۴). خشکسالی‌های ناشی از تابستان‌های خشک و نامعمول در رابطه با گرمایش در نواحی حاره‌ای غرب اقیانوس آرام و اقیانوس هند طی سال‌های اخیر (اندرادیس و همکاران، ۲۰۰۵: ۹۹۷؛ پاگانو و گارن، ۲۰۰۵: ۱۷۶) از جمله پژوهش‌های تغییر اقلیم در رژیم‌های بارشی جهانی است. در پژوهشی، گرم (۲۰۰۸: ۱۲) به بررسی تغییرات ماهانه بارش، سیل، خشکسالی و رواناب در حوضه رودخانه یانگ‌تسه چین پرداخت. وی آمار روزانه ۱۳۷ ایستگاه را از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴ بررسی کرد و به این نتیجه رسید که در این دوره زمانی، در بخش‌های بالایی حوضه، مقدار رواناب رو به افزایش بوده است و در بخش‌های میانی حوضه، تعداد پدیده‌های خشکسالی روند افزایشی داشته است.

در پژوهشی دیگر، داو (۲۰۰۴: ۷۷۱) به بررسی تغییرات روزانه بارش در نواحی نیمه‌خشک شمال چین پرداخت. دوره زمانی این پژوهش، از سال ۱۹۵۶ تا ۲۰۰۰ بود. داو به این نتیجه رسید که تعداد روزهای بارانی در این منطقه رو به کاهش است و به‌طور متوسط در این دوره، تعداد روزهای بارانی در مناطق نیمه‌خشک شمال چین، هشت روز کاهش یافته است.

در ایران، پژوهش‌های گذشته نتایج متفاوتی را بسته به منطقه مد نظر و روش‌های جست‌وجو یا دوره زمانی به‌کار برده شده به‌دست داده است؛ برای نمونه رضیئی و همکاران (۱۳۸۴: ۸۱) در پژوهشی با عنوان «بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه‌خشک مرکزی و شرق ایران» روند تغییرات بارندگی در ۷۹ ایستگاه این منطقه، طی ۳۶ سال را با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که در این منطقه، اثری از تغییر اقلیم در این دوره وجود ندارد؛ هرچند که در برخی ایستگاه‌ها با کاهش بارندگی و در برخی دیگر با افزایش روبه‌رو بوده‌ایم؛ اما مقدار بارش در بیشتر ایستگاه‌ها، تغییر خاصی را نشان نمی‌دهد. همچنین، رضیئی و عزیز (۱۳۸۷: ۹۳) با بررسی توزیع مکانی بارندگی‌های سالانه در غرب ایران بیان داشتند که ناهموازی و عرض جغرافیایی عامل اصلی کنترل‌کننده بارندگی در منطقه است. نتیجه مهم دیگر آنکه بارش سالانه در نیمه شمالی منطقه نسبت به نیمه جنوبی آن از نظم بیشتری برخوردار است.

بررسی نسبت بیشینه بارش‌های روزانه به بارش‌های سالانه در ایران و پراکنش مکانی رابطه این دو متغیر در کشور نشان داد که با کاهش عرض جغرافیایی و ارتفاع، به‌ویژه در سواحل جنوبی کشور، بیشترین همبستگی مثبت بین این دو متغیر حاصل می‌شود؛ ولی با پیش‌روی به سمت ارتفاعات و افزایش عرض جغرافیایی در کشور، همبستگی کاهش می‌یابد (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۸۷). تحلیل خوشه‌ای ضرایب همبستگی به‌دست‌آمده از متغیرهای یادشده، به منطقه‌بندی کشور به پنج ناحیه متفاوت منجر شده است.

عساکره (۱۳۸۶: ۱۵۷) در پژوهشی با عنوان تغییرات زمانی- مکانی بارش ایران با استفاده از آمار بارش ۱۵۲ ایستگاه سینوپتیک و ۱۷۰ ایستگاه کلیماتولوژی، طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۳ و کاربرد روش‌های ترسیمی، تغییرات زمانی- مکانی بارش در ایران را بررسی کرد. آنچه مسلم است او در این پژوهش، دو نقشه محوری ارائه کرده است که یکی معناداری روند تغییرات بارش در ایران را نشان می‌دهد که نوع آزمون روند تغییرات چندان تشریح نشده است و دیگری معناداری ضریب تغییرات بارش در نواحی مختلف کشور را نمایان می‌سازد. براساس نتایج این پژوهش، حدود

۵۱/۴ درصد از مساحت کشور در معرض تغییرات قرار گرفته و این تغییرات عمدتاً در نواحی پرباران کوهستانی و غربی رخ داده است. مقدار تغییرات به ازای هر سال از ۲۹/۶ میلی متر در کوه‌رنگ تا ۱۵/۷- میلی متر در سراب بوده است. براساس این روش، مقدار همبستگی بین تغییرات بارش و عوامل مکانی (طول و عرض جغرافیایی و ارتفاع) و نیز مقدار بارش حدود ۰/۵۹۹ به دست آمد. بنابراین، واریانس متغیرهای یادشده حدود ۳۶ درصد با تغییرات زمانی- مکانی بارش همپوش بوده است. با این توصیف، تغییرات زمانی- مکانی بارش احتمالاً با بررسی تغییرات سازوکارهای باران‌زای ایران توجیه‌پذیر خواهد بود. پیشنهاد این پژوهش بررسی سهم تغییرات عوامل باران‌زای ایران بر تغییرات بارندگی کشور است.

در این زمینه، نگارندگان با هدف توسعه رهیافت‌های کاوشی تغییرات زمانی- مکانی بارش، بررسی‌های خود را در دو مسیر کلی متمرکز کردند که یکی دستیابی به پایگاه داده‌ای در دسترس و قابل اعتماد و دیگری به کارگیری رویکردی نو در استخراج الگوها و روندهای احتمالی موجود در داده‌هاست. روش‌های تحلیل خودهمبستگی فضایی محلی و عمومی تا پیش از این، بیشتر در پژوهش‌هایی در زمینه داده‌های آماری گسسته استفاده می‌شد؛ از جمله آزمون خوشه‌بندی فضایی مقدار فعالیت بدنی و رابطه آنها با محیط ساخته‌شده محلات (شورمن و همکاران، ۲۰۰۹: ۵) یا استخراج شاخص‌ها و الگوهای فضایی و زمانی آمارهای میل به مهاجرت (فرالی و همکاران، ۲۰۰۶: ۳) و بررسی اهمیت نسبی پراکنندگی و پراکنش‌های محیطی جوامع حیوانات (کونیگ، ۲۰۰۲: ۲۸۵) یا در پژوهشی دیگر از مرکز پژوهش فقر روستایی ایالات متحده آمریکا (میندی و وبر، ۲۰۰۵: ۱۴) که به بررسی ارتباط رشد مشاغل محلی و کاهش فقر پرداخته شده است.

در همین زمینه، طی سال‌های گذشته چندین پژوهشگر از روش‌های تحلیل خودهمبستگی فضایی برای پردازش نتایج طبقه‌بندی تصاویر ماهواره‌ای استفاده کردند. با تکیه بر این پژوهش‌ها، صادقی و علیجانی (۱۳۹۱: ۶۷) کاربرد روش‌های خودهمبستگی فضایی در تحلیل جزیره حرارتی شهر تهران را پی‌ریزی کردند.

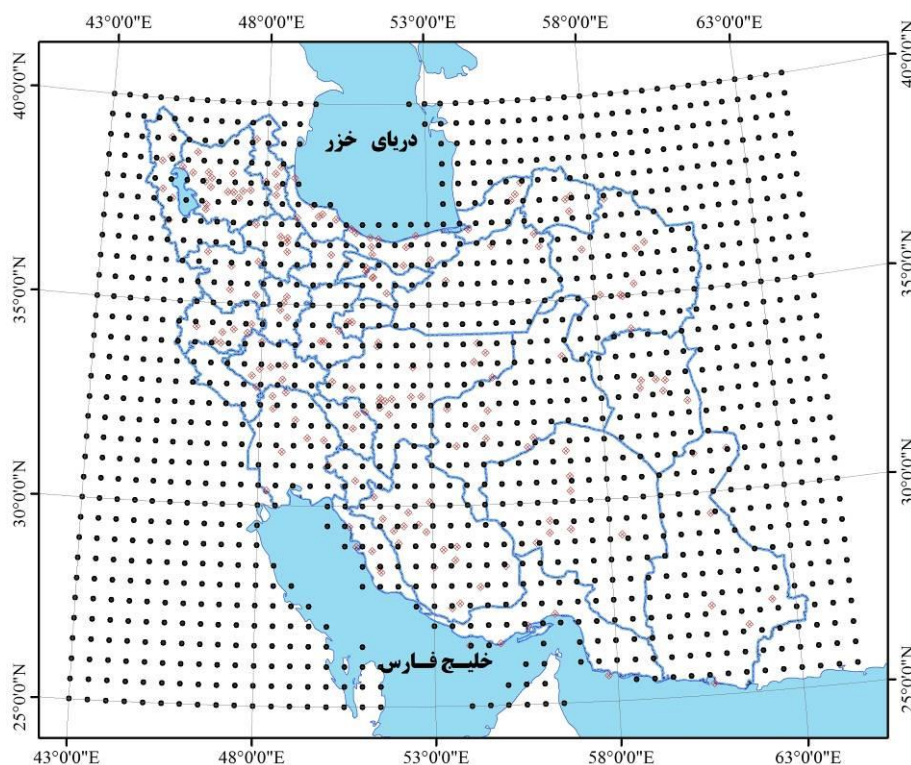
## مواد و روش‌ها

### منطقه بررسی شده در این پژوهش

در این مقاله، از داده‌های پردازش‌شده مرکز اقلیم‌شناسی بارش جهانی<sup>۱</sup> با دقت ۰/۵ درجه طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹ استفاده شده است.<sup>۲</sup> مأموریت مرکز اقلیم‌شناسی بارش جهانی، پردازش بارش ماهانه بر روی سطح زمین براساس داده‌های درجای ایستگاه‌های باران‌سنجی است. پس از استخراج داده‌های واقع در محدوده کشور ایران (۴۳ درجه تا ۶۴ درجه و ۳۰ دقیقه طول شرقی و ۲۵ درجه تا ۴۰ درجه عرض شمالی) نسبت به واردسازی و طراحی بانک اطلاعاتی داده‌های ۱۲۴۸ نقطه شبکه در محیط سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS) اقدام شد (شکل ۱).

1. Global Precipitation Climate Center(GPCC)

۲. این مرکز بنا به درخواست سازمان هواشناسی جهانی (WMO) در سال ۱۹۸۹ پایه‌گذاری شد. این مرکز را دیوتسچر واترینت (DWD، اداره هواشناسی ملی آلمان) در قالب همکاری آلمان با برنامه پژوهش اقلیم جهانی (WCRP) اداره می‌کند.



شکل ۱. محدوده بررسی شده در این پژوهش به همراه نقاط شبکه (نقاط تیره) و ایستگاه‌های هواشناسی (نقاط قرمز)

## ارزیابی داده‌ها

ارزیابی مقدار صحت داده‌های مرکز اقلیم‌شناسی بارش جهانی با داده‌های ماهانه بارش ۱۹۰ ایستگاه سینوپتیک و کليما‌تولوژی سازمان هواشناسی کشور طی ده سال (۱۹۹۰-۲۰۰۰) با استفاده از رگرسیون وزن دار جغرافیایی<sup>۱</sup> نشان داد که صحت داده‌ها برای جایگزینی با داده‌های بارش ایستگاه‌های کشور، پذیرفتنی است. رگرسیون وزن دار جغرافیایی، شکلی محلی از رگرسیون خطی است که برای الگوسازی ارتباطات متفاوت فضایی استفاده می‌شود. این روش را فادرینگام و همکاران (۲۰۰۲: ۲۸۳) به طور کامل تشریح کرده‌اند. مقادیر بارشی شبکه بازپردازش شده با مقادیر ایستگاهی کشور با میانگین  $R^2 = 0.76$  همبستگی زیادی را نشان داد.

## تحلیل خودهمبستگی فضایی

در ادامه برای استخراج الگوهای مکانی موجود در داده‌های شبکه‌ای، بارش آمارة موران<sup>۲</sup> عمومی استفاده شد. آمارة موران معیاری از خودهمبستگی فضایی برای شناسایی مقدار وابستگی فضایی در روند مقادیر بارش نقاط شبکه است. آمارة موران عمومی با رابطه ۱ محاسبه می‌شود (گودچایلد، ۱۹۸۶):

1. Geographical Weighted Regression
2. Moran's I

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (P_i - \bar{P})(P_j - \bar{P})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

که در آن،  $P_i$  و  $P_j$  به ترتیب به روند بارش در نقطه  $i$  و نقطه  $j$  زمی گردد؛  $\bar{P}$  میانگین کلی روند بارش؛  $W_{ij}$  وزن اضافی بر پایه وزن دهی فاصله معکوس ( $k=4$  تا از نزدیکترین همسایه‌ها) است که اگر نقاط شبکه  $i$  و  $j$  در بین مسافت آستانه باشند،  $W_{ij}=1$  است، در غیر این صورت  $W_{ij}=0$  است. مشابه ضریب همبستگی، چنانچه  $P_i$  و  $P_j$  در طرف یکسانی از میانگین قرار بگیرند،  $I$  مثبت است (بیشتر یا کمتر)؛ حال آنکه اگر یکی از آنها بیشتر از میانگین و دیگری کمتر از میانگین باشد، پاسخ منفی خواهد بود (سولیوان و انوین، ۲۰۰۳).

آماره موران عمومی فقط خوشه‌بندی کلی متغیر بارش را نشان می‌دهد؛ بنابراین برای تشخیص الگوی ارتباط فضایی بارش در محدوده همسایگی و آشکارسازی الگوی فضایی تفاوت‌های محلی از آماره خودهمبستگی فضایی موران محلی استفاده شده است. این شاخص تفاوت فضایی مقادیر بارش را بین هر نقطه شبکه و نقاط مجاورش اندازه‌گیری کرده، معناداری آن را ارزیابی می‌کند. نتایج آماره موران محلی را می‌توان به وسیله نمره‌های  $Z$  آزمون کرد. با سطح اطمینان ۰/۰۵، اگر نقطه  $i$  معناداری مثبت داشته باشد ( $I_i$  عددی مثبت باشد) مقدار بارش نقطه  $i$  شبیه مقدار بارش نقاط مجاور آن خواهد بود. چنانچه مقدار  $I_i$  عدد مثبت بزرگی باشد، نشان‌دهنده محدوده خوشه‌بندی قوی است. از سوی دیگر، اگر مقدار  $I_i$  منفی و معنی‌دار باشد، مقدار بارش نقطه  $i$  تفاوت زیادی با نقاط مجاورش خواهد داشت که نشان‌دهنده همبستگی فضایی منفی است. شاخص موران محلی با رابطه ۲ محاسبه می‌شود (انسلین، ۱۹۹۵: ۹۷):

$$I_i = Z_i \sum_j W_{ij} Z_j \quad (2)$$

که در آن،  $Z_i$  و  $Z_j$  نمره‌های استاندارد مقادیر جدول برای واحدهای  $i$  و  $j$  هستند و  $Z$  از جمله همسایگان  $i$  است که بر طبقه ماتریس وزن‌های  $W_{ij}$  شناخته شده است.

در این مقاله، از نرم‌افزار تحلیل فضایی GeoDa استفاده شده است که انسلین و همکاران (۲۰۰۶: ۱-۱۸) برای تخمین درجه خودهمبستگی فضایی طراحی کرده‌اند. از جمله خروجی‌های به‌دست‌آمده از اجرای شاخص موران محلی، نقشه معناداری موران محلی و نمودار پراکندگی موران است. نقشه معناداری موران محلی به شناسایی خوشه‌های محلی و نوع آنها کمک می‌کند. نمودار پراکندگی موران نیز نوع خودهمبستگی فضایی موجود بین مکان‌ها را تعیین می‌کند. این نمودار، داده‌ها را به چهار گروه تقسیم می‌کند:

نقاط بالا-بالا؛ نقاطی که دارای بارش زیاد است و نیز نقاطی آنها را در برگرفته که دارای بارش زیاد است. با توجه به نحوه پراکندگی این نقاط، خوشه‌های پرباران شناسایی شد.

نقاط پایین-پایین؛ نقاطی که دارای بارش اندک است و نیز نقاطی آنها را در برگرفته است که بارش کمی دارد. با توجه به نحوه پراکندگی این نقاط، خوشه‌های کم‌باران شناسایی شد.

1. High-High
2. Low-Low

نقاط پایین-بالا: نقاطی که بارش اندکی دارد؛ اما اطرافشان را نقاط پرباران احاطه کرده است.  
نقاط بالا-پایین: نقاطی که بارش زیادی دارد؛ اما اطرافشان را نقاط کم‌باران احاطه کرده است.

### تحلیل روند

همه تحلیل روندهای نوسان ماهانه مقادیر شاخص موران عمومی، نوسان ماهانه تعداد نقاط بالا-بالا و پایین-پایین خوشه‌های فضایی بارش، براساس آزمون ناپارامتریک تاو کندال صورت گرفته است. آزمون تاو کندال در پژوهش‌های پیشین استفاده شده است (از جمله چانگ، ۲۰۰۷؛ جورج، ۲۰۰۷: ۴۰۰). آزمون روند من کندال، آزمون متداولی مخصوص اقلیم‌شناسی و زمینه‌های مرتبط با آن است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و نبود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌هاست. آزمون ناپارامتری من کندال به صورت رابطه‌های ۳ و ۴ استفاده می‌شود (چانگ، ۲۰۰۷):

$$\tau = \frac{4 \sum n_i}{N(N-1)} - 1 \quad (3)$$

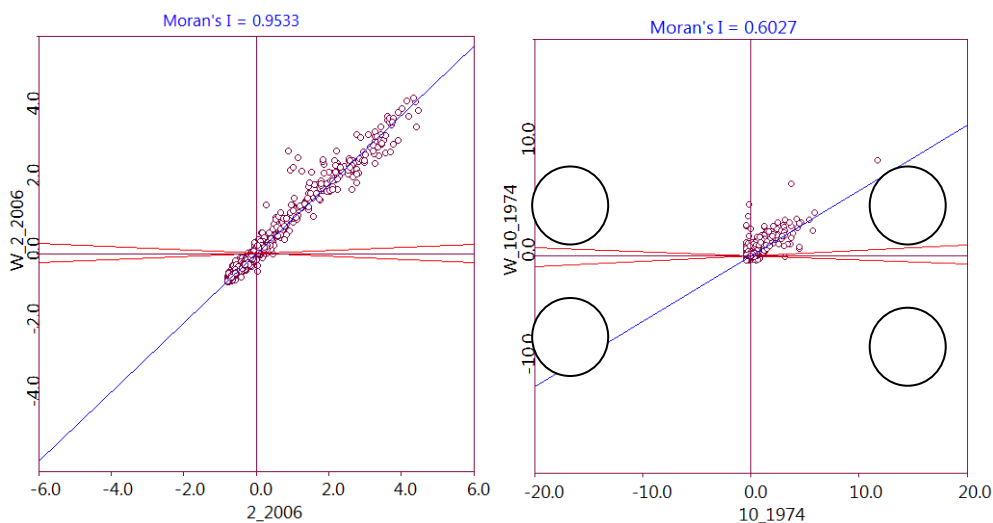
$$\sigma_\tau = \frac{(4N+10)}{9N(N-1)} - 1 \quad (4)$$

که در آنها  $\tau$  آماره مد نظر به صورت متغیری تصادفی و  $\sigma_\tau$  پراش آن؛  $n_i$  مقادیر بیشتر از  $N$  مقدار و  $N$  تعداد داده‌هاست. نسبت  $\tau/\sigma_\tau$  نشان‌دهنده روندی بین داده‌هاست؛ در صورتی که این نسبت بین  $+1/96$  و  $-1/96$  باشد، نبود روند بین داده‌ها را در سطح ۹۵ درصد نشان می‌دهد.

### یافته‌های پژوهش

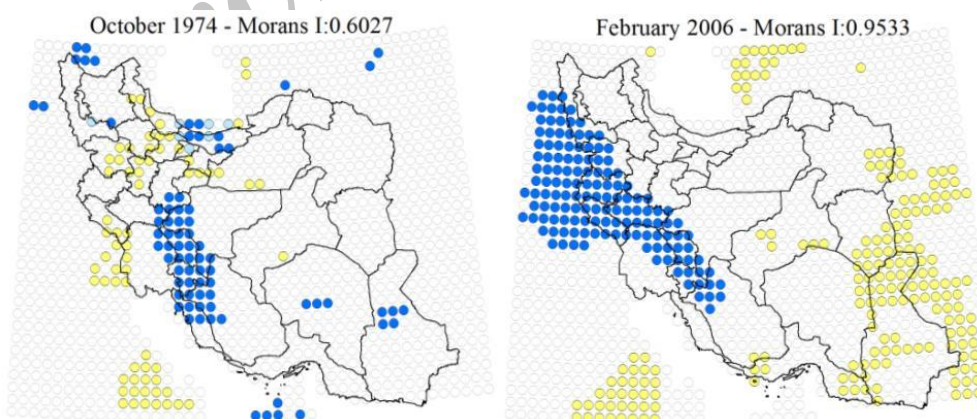
#### خودهمبستگی فضایی عمومی (موران عمومی)

نمودار پراکندگی موران، نوع خودهمبستگی فضایی میان نقاط بارشی را ارائه می‌دهد. مقادیر شاخص موران عمومی برای هر ماه طی شصت سال داده‌های شبکه‌ای (۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹) محاسبه شد. در ادامه، نمونه‌هایی از نمودار پراکندگی موران در چهار بخش بالا-بالا، پایین-پایین، پایین-بالا و بالا-پایین، یکی با بیشترین مقدار شاخص موران عمومی (۰/۹۵۳۳) مربوط به فوریه ۲۰۰۶ و دیگری با کمترین مقدار شاخص موران عمومی (۰/۶۰۲۷) مربوط به اکتبر ۱۹۷۴، در بین شش ماه دوره سرد سال طی شصت سال ارائه شده است.



شکل ۲. نمودار پراکندگی موران برای فوریه ۲۰۰۶ شکل ۳. نمودار پراکندگی موران برای اکتبر ۱۹۷۴

همان گونه که از الگو انتظار می‌رود، در ماه‌های با شاخص موران بیشتر، خوشه‌بندی‌های فضایی قوی‌تری شکل می‌گیرد و هرچه این شاخص کاهش می‌یابد، الگوهای خوشه‌بندی مکانی بارش، پراکندگی بیشتری را به نمایش می‌گذارد؛ این امر را می‌توان به روشنی در نقشه‌های خوشه‌بندی ارائه‌شده از ماه‌های متناظر فوریه ۲۰۰۶ (شکل ۴) و اکتبر ۱۹۷۴ (شکل ۵) مشاهده کرد. توضیح آنکه در فوریه ۲۰۰۶ شاخص موران بیش از ۰/۹۵ به شکل‌گیری خوشه متمركز پربارانی در غرب کشور و خوشه متمركز و گسترده کم‌باران دیگری در شرق کشور منجر شد؛ اما این وضعیت در اکتبر ۱۹۷۴ به دلیل پراکندگی و عدم تمرکز خوشه‌ها به عرضه شاخصی به نسبت ضعیف‌تر، یعنی ۰/۶ منجر شد. در هر دو نقشه، براساس نمودار پراکنش شاخص موران، نقاط آبی، بالا-بالا؛ نقاط زرد، پایین-پایین؛ نقاط آبی کم‌رنگ، پایین-بالا؛ و نقاط سفید، فاقد معناداری لازم است.



شکل ۴. نقشه خوشه‌های معنادار بارشی فوریه ۲۰۰۶ شکل ۵. نقشه خوشه‌های معنادار بارشی اکتبر ۱۹۷۴

بررسی مقادیر استخراج‌شده شاخص موران برای همه ماه‌های دوره سرد سال، این نتایج را در برداشت که اکتبر (مهر) به‌طور میانگین کمترین مقادیر شاخص و بنابراین، پراکنده‌ترین الگوهای بارشی را در برداشت و به‌همان ترتیب، دسامبر (آذر) متمرکزترین الگوهای بارشی را داشت (جدول ۱).

جدول ۱. آماره‌های توصیفی از مقادیر شاخص موران در ماه‌های دوره سرد سال کشور از ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹

ماه	اکتبر	نوامبر	دسامبر	ژانویه	فوریه	مارس
بیشینه شاخص موران	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۵
کمینه شاخص موران	۰/۶۰	۰/۷۳	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۷۹
میانگین شاخص موران	۰/۸۱	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۹

اعمال آزمون کندال بر روی سری زمانی مقادیر شاخص موران در هر ماه طی شصت سال دوره بررسی نشان داد که تغییرات الگوهای فضایی بارش هیچ‌یک از ماه‌های دوره سرد سال، روند کاهشی یا افزایشی معناداری نداشته است؛ در حالی که تنها ژانویه با ضریب همبستگی تاو  $0/11-$  روند کاهشی ضعیفی را در تمرکز الگوهای بارشی داشته که آن هم، سطح معناداری مناسبی نداشته است.

جدول ۲. آماره‌های آزمون کندال برای روندهای شاخص موران برای ماه‌های دوره سرد سال طی ۱۹۵۰-۲۰۰۹ در کشور

آماره	ماه	$\tau$	S	Z	P
		ضریب همبستگی	واریانس کل	نمره استاندارد	سطح معناداری
اکتبر		۰/۰۸	۱۵۲	۰/۹۶	۰/۳۳
نوامبر		۰/۰۱	۱۷	۰/۱۰	۰/۹۱
دسامبر		۰/۰۴	۷۹	۰/۴۹	۰/۶۱
ژانویه		۰/۱۱	۲۱۰	۱/۳۳	۰/۱۸
فوریه		۰/۰۵	۱۰۲	۰/۶۴	۰/۵۱
مارس		۰/۰۸	۱۴۶	۰/۹۲	۰/۳۵

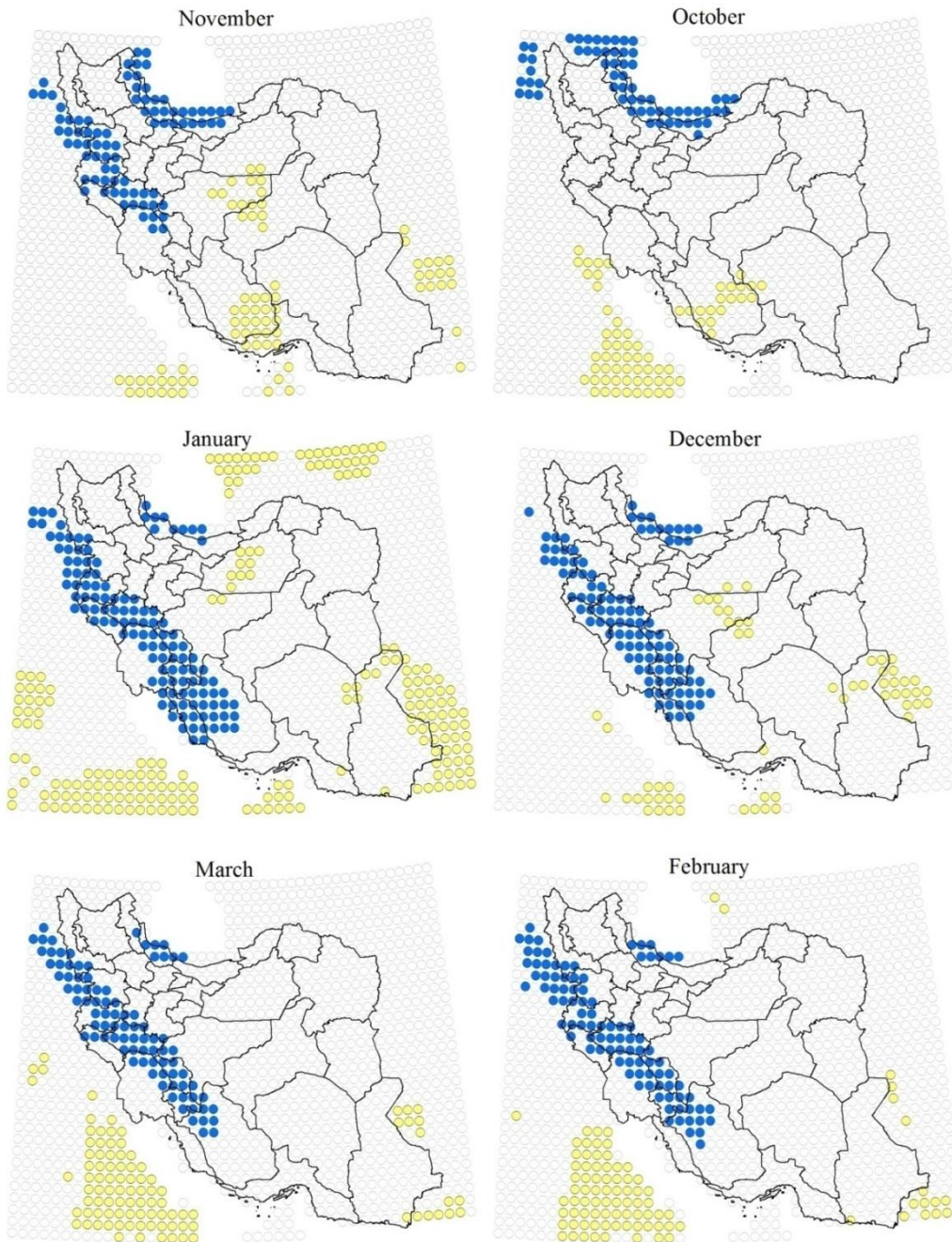
### خودهمبستگی فضایی محلی (موران محلی)

پس از اجرای شاخص موران محلی، نقشه‌های معناداری موران محلی تهیه شد. با استفاده از این نقشه‌ها، خوشه‌های محلی و نوع آنها شناسایی شد. در این زمینه، الگوهای بارشی غالب با بیشترین شاخص موران عمومی، برای هر یک از ماه‌های دوره سرد سال استخراج شد. نقشه‌های خوشه‌بندی فضایی به‌دست‌آمده نشان داد که به‌طور معمول در اکتبر (ماه) یک خوشه فضایی قوی بارش تنها در سواحل جنوبی دریای خزر شکل گرفته است؛ در حالی که با پیش‌روی در ماه‌های نوامبر و دسامبر (آبان و آذر) یک خوشه فضایی قوی بارشی دیگر نیز بر روی زاگرس شکل می‌گیرد؛ به‌گونه‌ای که در ماه‌های دسامبر و به‌ویژه ژانویه، خوشه متمرکز عمده بارشی کشور به محل رشته‌کوه زاگرس منتقل شده است. در ماه‌های فوریه و مارس نیز به‌نسبت از شدت خوشه خزری و زاگرس کاسته شده است.

دقت‌نظر در خوشه‌های معنادار پایین- پایین مشاهده‌شده در نقاط شبکه بارشی کشور نیز در شش ماه بررسی نشان داد که خوشه معنادار کم‌باران بخش مرکزی کشور در نوامبر شکل گرفته و در دسامبر و ژانویه ضعیف‌تر شده است. این خوشه در نوامبر بیشترین عملکرد را داشته است. خوشه قوی کم‌باران دیگری نیز در شرق کشور شکل گرفته که در



ژانویه بیشترین وسعت را داشته است. عملکرد این خوشه در ماه‌های دیگر، به نسبت ضعیف‌تر بوده است. شاید با توسعه الگو در ماه‌های دوره گرم سال به دلیل نفوذ سامانه‌های موسمی به جنوب شرق کشور، در این منطقه با خوشه‌های بالا-بالا مواجه شویم که به مقدار زیادی با تصویری کلی که تاکنون از اقلیم‌شناسی بارشی ایران داشته‌ایم، انطباق دارد. پیکسل‌های مجزای موجود در برخی ماه‌ها مبین معناداری مقادیر بسیار زیاد بارشی آن پیکسل یا مقادیر بسیار کم بارشی آن پیکسل است که با وجود منفرد بودن، آنها را به خوشه‌ای مستقل و معنادار تبدیل کرده است.



شکل ۶. الگوهای بارشی غالب ماه‌های دوره سرد سال کشور طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹

(نقاط آبی، بالا-بالا؛ نقاط زرد، پایین-پایین؛ و نقاط سفید، فاقد معناداری لازم)

برای تحلیل روند نحوه توسعه فضایی خوشه‌های شکل گرفته از نقاط بالا-بالا و پایین-پایین، تعداد نقاط برای تمام ماه‌های دوره سرد سال، جداگانه شمارش شد و روند تغییرات این نقاط بررسی شد. همان‌گونه که از آماره‌های جدول ۳ برمی‌آید، به غیر از اکتبر و نوامبر، چهار ماه دیگر دوره سرد سال با ضریب تاو منفی، روندی کاهشی داشته است؛ ولی آنچه مسلم است هیچ‌یک از ماه‌ها روندی معنادار نداشته و این امر حکایت از آن دارد که خوشه‌های فضایی بارشی طی پنجاه سال گذشته، تغییر افزایشی و کاهشی چندان چشمگیری نداشته است.

همین آماره‌ها در رابطه با تعداد نقاط پایین-پایین شمارش شده بررسی شد. ضرایب همبستگی تاو در رابطه با تعداد نقاط پایین-پایین بیان‌کننده روندهای ضعیف‌تر تغییر خوشه‌های کم‌باران در محدوده است. البته سری تعداد نقاط نیز همانند روندهای پیشین، سطح معناداری چندان مطلوبی به دست نداده است.

جدول ۳. آماره‌های آزمون کندال برای روندهای تعداد نقاط بالا-بالا برای ماه‌های دوره سرد سال طی ۱۹۵۰-۲۰۰۹ در کشور

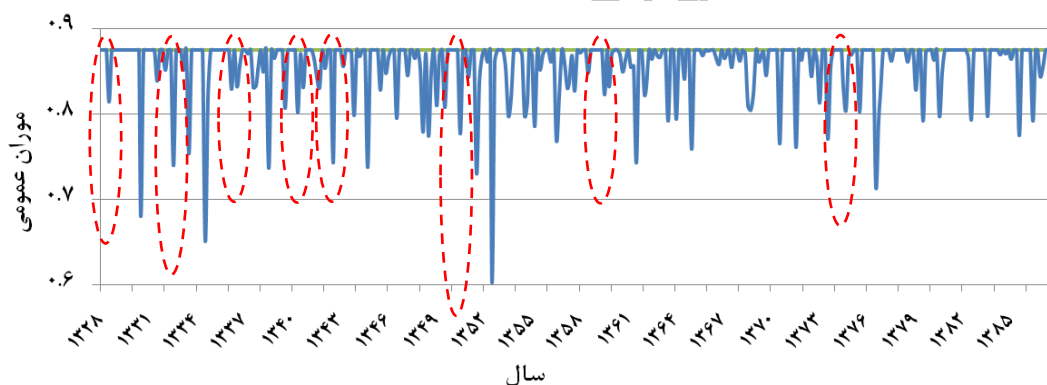
ماه	$\tau$	S	Z	P
آماره	ضریب همبستگی	واریانس کل	نمره استاندارد	سطح معناداری
اکتبر	۰/۱۶	۲۸۶	۱/۸۲	۰/۰۷
نوامبر	۰/۱۶	۲۸۵	۱/۸۱	۰/۰۷
دسامبر	-۰/۰۸	۱۴۳-	-۰/۹۱	۰/۳۶
ژانویه	-۰/۰۳	۴۶-	-۰/۲۹	۰/۷۷
فوریه	-۰/۱۵	۲۶۷-	-۱/۷۰	۰/۰۹
مارس	-۰/۱۴	۲۴۴-	-۱/۵۵	۰/۱۲

جدول ۴. آماره‌های آزمون کندال برای روندهای تعداد نقاط پایین-پایین برای ماه‌های دوره سرد سال طی ۱۹۵۰-۲۰۰۹ در کشور

ماه	$\tau$	S	Z	P
آماره	ضریب همبستگی	واریانس کل	نمره استاندارد	سطح معناداری
اکتبر	۰/۰۳	۵۳	۰/۳۳	۰/۷۴
نوامبر	۰/۱۱	۱۹۸	۱/۲۶	۰/۲۱
دسامبر	۰/۰۵	۸۲	۰/۵۲	۰/۶۱
ژانویه	-۰/۰۶	۱۰۳-	-۰/۶۵	۰/۵۲
فوریه	۰/۰۹	۱۶۱	۱/۰۲	۰/۳۱
مارس	-۰/۰۶	۱۰۷-	-۰/۶۸	۰/۵۰

## نتیجه گیری

در پژوهش پیش رو، از داده‌های بازسازی شده مرکز اقلیم‌شناسی بارش جهانی استفاده شد. نگارندگان پیش از هر چیز، صحت داده‌های استفاده شده را به وسیله روش رگرسیون وزن دار جغرافیایی و براساس داده‌های متناظر ۱۹۰ ایستگاه سینوپتیک و کلیماتولوژی سازمان هواشناسی کشور ارزیابی کردند. پس از طراحی بانک اطلاعاتی سامانه اطلاعات جغرافیایی، برای بررسی ویژگی‌های فضایی و زمانی داده‌های بارش، از روش‌های خودهمبستگی فضایی عمومی و محلی استفاده شد. نتایج خودهمبستگی فضایی عمومی نشان داد که داده‌های بارش کشور در تمام ماه‌های دوره سرد سال، طی شصت سال بررسی، دارای خودهمبستگی فضایی مثبت معناداری است؛ یعنی داده‌های بارش کشور دارای ساختار فضایی بوده، از توزیع خوشه‌ای برخوردار است. بررسی روند تغییرات زمانی مقادیر خودهمبستگی فضایی عمومی نشان داد که طی سال‌های ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۹، مقدار خودهمبستگی فضایی بارش کشور روند کاهشی و افزایشی چندان معناداری نداشته است. بررسی تغییرات مقادیر کم شاخص موران عمومی با جدول مستندسازی شده وقوع خشکسالی‌های فراگیر کشور طی سال‌های ۱۳۳۲، ۱۳۳۴، ۱۳۳۸، ۱۳۴۲، ۱۳۴۴، ۱۳۵۲، ۱۳۶۳ و ۱۳۷۷ نشان داد که الگوهای بارشی کشور در همان سال‌ها و در مواردی در سال پیش از آنها، از توزیعی پراکنده‌تر با مقادیر کم موران عمومی همراه بوده است؛ خشکسالی که بیش از ۹۰ درصد مساحت کشور را در برمی‌گیرد (صدافت، ۱۳۹۰: ۲۵).



شکل ۷. نمودار انطباق زمانی خشکسالی‌های فراگیر با مقادیر اندک موران عمومی

برای شناخت بهتر ماهیت خوشه‌های بارشی (پرباران یا کم‌باران بودن خوشه‌ها) و بررسی تغییرات فضایی آنها، از آماره خودهمبستگی فضایی محلی استفاده شد. بررسی تغییرات زمانی تعداد نقاط بالا- بالا و نقاط پایین- پایین نشان داد که تعداد این نقاط نیز در تمام ماه‌ها تغییر چشمگیری نداشته است که این امر حکایت از عدم گسترش یا کاهش فضایی وسعت خوشه‌های بارشی کشور طی دوره بررسی شده دارد. اما آنچه مسلم است مقادیر کم شاخص موران در اکتبر (مهر) حکایت از پراکندگی بیشتر خوشه‌های فضایی در این ماه نسبت به دیگر ماه‌ها دارد. این مهم در نقشه‌های الگوی خوشه‌بندی فضایی بارشی ارائه شده در کار مشهود است. نتایج پژوهش، مبین آن است که باید شواهد کم‌آبی‌های کشور را در توزیع زمانی- مکانی دیگر متغیرهای اقلیمی، همچون دما و تبخیر جست‌وجو کرد.

## منابع

- ذوالفقاری، ح.، هاشمی، ر. و فشی، م. (۱۳۸۷). «بررسی نسبت حداکثر بارش‌های روزانه به بارش‌های سالانه در ایران». فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. ش ۹۲. پی‌اچ ۱۵۵۷۱-۱۵۵۹۴.
- رضیعی، ط. و عزیز، ق. (۱۳۸۷). «بررسی توزیع مکانی بارندگی‌های سالانه در غرب ایران». پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ش ۶۵. ص ۹۳-۱۰۸.
- رضیعی، ط.، دانش‌کار آراسته، پ. و تقیان، ب. (۱۳۸۴). «بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه‌خشک مرکزی و شرق ایران». فصلنامه آب و فاضلاب اصفهان. ش ۵۴. ص ۷۳-۸۱.
- صادقی، ع.ر.، علیجانی، ب. و ضیائی، پ. (۱۳۹۱). «کاربرد تکنیک‌های خودهمبستگی فضایی در تحلیل جزیره حرارتی شهر تهران». مجله تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی. س ۱۳. ش ۳۰. ص ۶۷-۹۰.
- صداقت، م. (۱۳۹۰). «تعیین و تحلیل فضایی مدل مناسب پایش خشکسالی در ایران». پایان‌نامه دکتری، تهران: دانشگاه خوارزمی. دانشکده علوم جغرافیایی.
- عساکره، ح. (۱۳۸۶). «تغییرات زمانی- مکانی بارش ایران زمین طی دهه‌های اخیر». جغرافیا و توسعه. ش ۱۰. ص ۱۴۵-۱۶۴.
- Andreadis, K.M., Clark, E.A., Wood, A.W., Hamletand, A.F. and Lettenmaier, D.P. (2005). "Twentieth century drought in the conterminous United States". *J. Hydrometeorol.* 6. pp. 985-1001.
- Anselin, L. (1995). "Local indicators of spatial association—LISA". *Geogr Anal.* 27. pp. 93-115
- Anselin, L., Syabri, I. and Kho, Y. (2006). "GeoDa: an introduction to spatial data analysis Geography". *Anal.* 38. pp. 5-22.
- Asakereh, H. (2007). "Spatial temporal variations of precipitation over the past decade". *Geography and Development.* No. 10. pp. 145-164. (In Persian).
- Chang, H.J., Kim, C.H. and Franczyk, J. (2007). "Flood hazard in urban areas of Korea and implications of climate change". Presented at Int. Workshop on the Science and Practice of Flood Disaster Management in Urbanizing Monsoon Asia (Chiang Mai, April) available at <http://www.sea-user.org/mweb.php?pg=86>.
- Dao-Yi and Gong (2004). "Daily precipitation changes in the semi-arid region over northern China". *Journal of Arid Environments.* Vol. 59. Issue. 4. December 2004. pp. 771-784.
- Fotheringham, A.S., Brunson, C. and Charlton, M.E. (2002). *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships.* Wiley. Chichester.
- Fraley, G., Jankowski, P. and Giovando, C. (2006). *A Visual Approach to Data Mining Spatial and Temporal Change.* Department of Geography. San Diego State University.
- George, S.S. (2007). "Stream flow in the Winnipeg river basin, Canada: trends, extremes and climate linkages". *J. Hydrol.* 332. pp. 396-411.
- Germer, M. (2008). "Seasonal precipitation changes in the wet season and their influence on flood/drought hazards in the Yangtze River Basin, China". *Quaternary International.* Vol. 186. Issue. 1. 1 August 2008. pp. 12-21.
- Goodchild (1986). *Spatial autocorrelation (CATMOG47).* Norwich: Geobooks.UK.
- Intergovernmental Panel for Climate Change (2007). *The Physical Science Basis.* available at <http://www.ipcc.ch/>
- Koenig, W.D. (2002). "Global patterns of environmental synchrony and the Moran effect". *Ecography.* 25. pp. 283-288.
- Mindy, S.C. and Weber, B.A. (2005). "Does Local Job Growth Reduce Poverty?". *Agricultural and Resource Economics* 213 Ballard Extension Hall Oregon State University Corvallis. Oregon 97331 Phone 541.737.1415
- Nicholls, N. and Alexander, L. (2007). "Has the climate become more variable or extreme?". *Progress 1992-2006 Prog. Phys. Geogr.* 31. pp. 77-87.
- O'Sullivan, D. and Unwin, D.J. (2003). *Geographic Information Analysis.* (Hoboken: Wiley).

- Pagano, T. and Garen, D. (2005). "A recent increase in western US stream flow variability and persistence". J. Hydrometeorol. 6. pp. 173-179.
- Raziei, T. and Aziz, Q. (2008). "Spatial distribution of annual rainfall in West Iran". The study of Physical Geography. No. 65. pp. 93-108. (In Persian).
- Raziei, T., Daneshkar Arasteh, P. and Saghafian, B. (2005). "Annual Rainfall Trend Analysis in Arid and Semi-arid Regions of Central and Eastern Iran". Quarterly of Water and Wastewater. No. 54. pp. 73-81. (In Persian).
- Sadeghi, A.R., Alijani, B. and Ziaei, P. (2012). "Application of spatial autocorrelation techniques for the analysis of heat islands in Tehran". Journal of Geographical Sciences and Applied Research. No. 30. pp. 67-90. (In Persian).
- Schneider, U., Becker, A., Meyer-Christopher, A., Ziese, M. and Rudolf, B. (2010). "Global Precipitation Climatology Centre (GPCC)". Deutscher Wetterdienst. Offenbach, a.M., Germany. Dec. 2010.
- Schuurman, N., Peters, P.A. and Oliver, L.N. (2009). "Are Obesity and Physical Activity Clustered? A Spatial Analysis Linked to Residential Density". Epidemiology. advance online publication 23 April 2009. doi: 10.1038/oby.2009.119.
- Sedaghat, M. (2011). "Defining and Spatial Analysis of The Suitable Drought Monitoring Model in Iran". PhD. Thesis. Tehran: Kharazmi University. School of Geographical Sciences. (In Persian).
- Zhang, X.B., Harvey, K.D., Hogg, W.D. and Yuzyk, T.R. (2001). "Trends in Canadian stream flow". Water Resour. Res. 37. pp. 987-998.
- Zolfaghari, H., Hashemi, R. and Fashy, M. (2008). "Review the maximum daily precipitation than the annual rainfall than". Journal of Geographical Research. Number 92. 15571-15594.

Archive of SID