

توزیع مکانی روند بارش سالانه در ایران در دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۱

پرویز ایران‌نژاد^{۱*}، پری‌سیما کتیرایی بروجردی^۲ و سهراب حجام^۳

^۱ استادیار، گروه فیزیک فضا، مؤسسه ژئوفیزیک، دانشگاه تهران، ایران

^۲ استادیار، گروه فیزیک، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، ایران

^۳ دانشیار، گروه هواشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

(دریافت: ۸۷/۲/۱۶، پذیرش نهایی: ۸۸/۲/۲۲)

چکیده

در این بررسی از داده‌های بارش سالانه ۳۸ ایستگاه در ایران طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ برای بررسی توزیع مکانی روندهای بارش در کشور استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در طی این دوره، بارش سالانه در منطقه غرب و شمال غرب دارای روند منفی و در مناطق مرکزی و جنوبی دارای روند مثبت بوده است. در این بررسی برای آزمون معنی‌دار بودن تفاوت توزیع مکانی علامت‌های روند از آزمون ناپارامتری کرامر-فُن میزس استفاده شده است. به این ترتیب که برای مقایسه هر جفت علامت روند بارش کل سالانه (+) در مقابل -، + در مقابل ۰، - در مقابل ۰) سنجه آزمون کرامر-فُن میزس در امتداد هر گرادیان معین یک‌بعدی (میانگین بارش سالانه و ارتفاع ایستگاه‌ها) و دوبعدی (جغرافیایی و توپوگرافی)، محاسبه شد. نتایج روشن ساخت که در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه، ایستگاه‌های دارای روند مثبت در مقایسه با ایستگاه‌های دارای روند منفی توزیع مکانی متفاوتی نشان می‌دهند که در سطح ۹۹٪ معنی‌دار است. ایستگاه‌های دارای روند مثبت و ایستگاه‌های دارای روند صفر، و همچنین ایستگاه‌های دارای روند منفی و ایستگاه‌های دارای روند صفر در امتداد این گرادیان با یکدیگر هم‌پوشانی دارند. برای تعیین این تفاوت‌ها در توزیع مکانی، از توزیع روندها و نقشه میانگین بارش سالانه استفاده شده است. در امتداد گرادیان شرقی-غربی، روند + در مقابل - در سطح ۹۵٪ و در امتداد گرادیان شمالی-جنوبی، روند - در مقابل ۰ در سطح ۹۰٪ معنی‌دار است، که نشان‌دهنده نبود توزیع تصادفی این روندها است. این بررسی همچنین روشن ساخت که در راستای سایر گرادیان‌ها (ارتفاع و توپوگرافی) تفاوت علامت‌های روند معنی‌دار نیست، به عبارت دیگر، روندها به صورت تصادفی توزیع شده‌اند.

واژه‌های کلیدی: روند بارش، تغییر اقلیم، توزیع مکانی روند

Spatial distribution of the annual precipitation trend in Iran in the period 1960-2001

Irannejad, P.¹, Katiraei Boroujerdi, P. S.² and Hajjam, S.³

¹Assistant Professor, Space Physics Department, Institute of Geophysics, University of Tehran, Iran

²Assistant Professor, Department of Physics, Islamic Azad University, Tehran North Unit, Iran

³Associate professor, Islamic Azad University, Research and Science Branch, Tehran, Iran

(Received: 2 May 2008, Accepted: 12 May 2009)

Abstract

Many studies on precipitation trend have been performed in recent years (e.g., Brunetti et al., 2006; Rodrigo et al., 2007; Turkish, 1996), but spatial analysis of the sign of trends is rarely carried out (Suppiah and Hennessy, 1998; De Luis et al., 2000). In the present paper we analyze the observational precipitation data from some oldest meteorological stations to investigate the possible systemic trend in precipitation across Iran. We then search for the spatial coherence of the precipitation change.

Daily precipitation data from 38 stations were selected from the Iranian

Meteorological Organization (IRIMO) files for a 42-year period (1960-2001). The linear regression model is used to determine the signs and magnitudes of annual precipitation trends. The non-parametric Kendall-tau statistic (Sneyers, 1990) is applied to evaluate the statistical significance of trends.

To assess the spatial distribution of precipitation trends, we applied a statistical analysis similar to De Luis et al. (2000) which is based on the Cramer-von Mises non-parametric test (Zimmerman, 1993; Syrjala, 1996). The test is applied to three possible signs of trend: positive, negative and zero. The null hypothesis is that, there are no differences in the spatial distribution of signs of trend, implying that the signs are distributed randomly in the study area and only the local factors are responsible for the spatial variability of trends. If differences are significant, we may conclude that precipitation has evolved differently in different areas.

To compare distribution of signs, each station was categorized by the presence of each of the three trend signs (+, -, or 0). The Cramer-von Mises test is insensitive to differences in the total number of trends in the study area, but sensitive to differences of respective number of stations with a given sign of trend. Therefore, each pair of signs (+ versus -, + versus 0, - versus 0) was first normalized to eliminate the effect of differing sizes in population. The test statistic is based on the differences between two cumulative distribution functions that are calculated along spatial gradients. The spatial gradients used in the present study are those along the mean annual precipitation, altitude (one dimensional), longitude (east-west), latitude (north-south) and those parallel and perpendicular to the dividing heights of the Alborz and Zagros ranges (two dimensional).

The test determines whether the stations with significant local trends have occurred by chance. A modified version of the Cramer-von Mises non-parametric test is applied (De Luis et al., 2000) to test for spatial distribution of precipitation trends. The test statistic is calculated as the squared difference between the two cumulative distribution functions summed over all sampling locations. For application of the Cramer-von Mises test, data must be selected at random in space, but because locations of the stations are fixed, the sign of trend in each station is assumed as the random variable. The null hypothesis is that there are no differences in the spatial distribution of trends. Of the 38 stations studied, 18 showed positive trend, 16 showed negative trend and 4 showed zero trend on a yearly basis.

The results of the application of the Cramer-von Mises test along annual precipitation gradient indicate that stations with negative sign show a different distribution when compared with those with positive sign (99% significant). In contrast positive and zero stations, as well as negative and zero stations seemed to overlap along the precipitation gradient. It seems that semi-arid and humid regions show a significant decrease in annual precipitation, while the arid region shows a positive trend (1960-2001).

The results of the 2-dimensional test application show that on the east-westerly gradient positive trends are distributed differently from negative ones (95% significant). This means that the stations with these signs are not randomly distributed along the east-west direction. On the other hand the negative versus zero trends along the north-south gradient show a significant (90%) difference, indicating that the distribution of these signs is not random in space. Non-significant differences between other pairs along these gradients indicate that these pairs of trend signs are distributed randomly and overlapping in space. The results of the test to trend signs along the gradients parallel and perpendicular to the two main mountain ranges (Zagros and Alborz) show no significant difference, implying that the signs are distributed randomly.

Key words: Precipitation trend, Climate change, Spatial distribution of trends, Iran

۱ مقدمه

۱۹۰۰ تا ۲۰۰۵ مقدار بارش سالانه تغییر کرده است (۲۰۰۷، IPCC)، اما شدت و حتی علامت این تغییر، در نقاط گوناگون جهان متفاوت بوده است (شکل ۱). روند افزایشی معنی دار در شمال شرقی و جنوب امریکا، اروپای شمالی، آسیای شمالی و مرکزی (میچل و جونز، ۲۰۰۵)، و روند کاهشی در ساحل، افریقای جنوبی، مدیترانه و آسیای جنوبی (دای و همکاران، ۲۰۰۴ و وانگ و دینگ، ۲۰۰۶) مشاهده شده است. شکل ۱ همچنین بر فقدان تحقیقات گزارش شده از این دست در ایران تا زمان عرضه گزارش حکایت دارد. البته در ایران نیز تحقیقاتی در مورد روند بارش سالانه و فصلی در پاره‌ای از ایستگاه‌ها (خلیلی و بذرافشان، ۱۳۸۳؛ گزارش پژوهشکده هواشناسی، ۱۳۸۱ و رحیم‌زاده، ۱۳۸۴) و روند شدت بارش روزانه، به‌ویژه بارش‌های سنگین (کتیرایی بروجردی و همکاران، ۱۳۸۶) صورت گرفته است، ولی تاکنون در مورد توزیع مکانی علامت‌های روند و میزان معنی دار بودن آن، بررسی جامعی در کشور به انجام نرسیده است. این در حالی است که تغییرات زمانی، توزیع مکانی و تغییرپذیری میان سالانه بارش، به دلیل اهمیت آن، در بسیاری از کشورهایی که مشابهت زیادی با ایران دارند مورد بررسی قرار گرفته است. از آن جمله می‌توان به بررسی‌های مارتینز و همکاران (۲۰۰۷)، رودریگو و همکاران (۲۰۰۷)، برونٹی و همکاران (۲۰۰۶) و ترکیش (۱۹۹۶) اشاره کرد. با توجه به رشد سریع جمعیت شهرنشین و ضرورت تهیه آب آشامیدنی مورد نیاز آنها و همچنین تأمین آب مصرفی کشاورزی، بررسی روند تغییرات بارش و همچنین نحوه پراکنش آن اهمیت می‌یابد تا با استفاده از نتایج آن بتوان در بخش‌های گوناگون، برنامه‌ریزی دقیقی کرد.

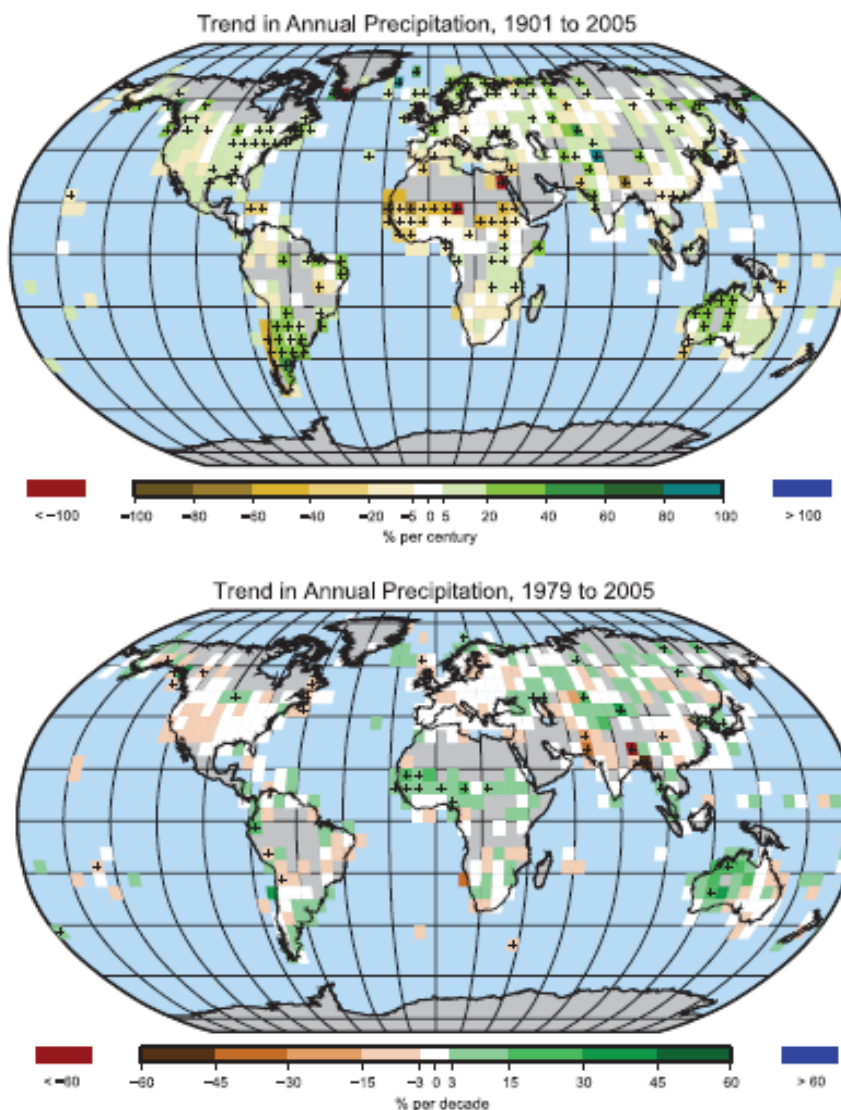
توصیف کامل تغییرات کلی و تغییرپذیری منطقه‌ای بارش، به‌ویژه در نواحی دارای رژیم‌های بارندگی متفاوت در ارتباط با مسائل زیست‌محیطی، اهمیت زیادی دارد. در

بررسی‌ها روشن می‌سازد که فعالیت‌های بشر، اثر غالب بر اقلیم دارد و مسئول بخش عمده گرمایش ملاحظه شده در ۵۰ سال اخیر است (برای نمونه راماسوامی و شوارزکوف، ۲۰۰۲؛ سانتر و همکاران، ۲۰۰۴ و فیلیپونا و همکاران، ۲۰۰۵؛ بروهان و همکاران، ۲۰۰۶). بنابر گزارش پانل بین‌الدول تغییر اقلیم (۲۰۰۷، Intergovernmental Panel On Climate Change, IPCC) تغییر اقلیم به تهدیدی جدی برای زندگی انسان تبدیل شده است. با داشتن اطلاعات کافی در مورد چگونگی تغییر اقلیم بهتر می‌توان در مورد سیاست‌گذاری‌های کلان و مدیریت جامع هر منطقه تصمیم‌گیری کرد. در این راستا، بارش نه تنها به عنوان یکی از سه عامل اساسی اقلیمی بلکه به علت تأثیرات مستقیم و مهم آن در زندگی بشر مورد توجه خاص دانشمندان است. افزایش دوره زمانی و بعد مکانی، دقت و اعتبار پیش‌بینی‌ها را کاهش می‌دهد. این امر به‌ویژه در مورد بارش که دارای تغییرپذیری زمانی- مکانی بزرگ و طبیعتی ناپایدار است، موجب دشواری در انتخاب مقیاس مناسب برای مدل‌های پیش‌بینی می‌شود (گرویزمن و لی گیتس، ۱۹۹۴). بنابراین در نهایت مدل‌های اقلیمی جهانی نمی‌توانند تغییرات بارش را در مقیاس کوچک آشکار کنند (ماتیازوفسکی و همکاران، ۱۹۹۹؛ مک نامارا، ۱۹۹۹). لذا تحقیق جامع و مستقل برای بررسی مکانی، روند تغییرات بارندگی ضرورت دارد. براساس طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن اصلاح شده، حدود ۸۰٪ مساحت ایران دارای اقلیم خشک و نیمه‌خشک است (خلیلی و همکاران، ۱۳۷۰). بنابراین در کشور در حال توسعه و وسیعی چون ایران که در آن کمبود آب یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اغلب فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی است، تغییر در توزیع بارش دارای آثار اقتصادی و اجتماعی زیادی است.

بررسی‌های جهانی روشن ساخته است که در دوره

پرداخته‌اند (لاوریرو و کوتینهو، ۱۹۹۵ و سویاه و هنسی، ۱۹۹۸). چون وجود همبستگی مکانی بین ایستگاه‌ها، تعداد درجات آزادی موثر را کاهش می‌دهد، لازم است این همبستگی با اجرای آزمونی میدانی سنجیده شود. چنین آزمون‌هایی نشان می‌دهد که توزیع روند محلی چه تعداد از ایستگاه‌ها تصادفی است.

بررسی‌های روند، روش‌های زمین آماری (geostatistic) درونیابی همچون روش کریجینگ برای تهیه نقشه توزیع جغرافیایی روند به کار می‌رود. گرچه در این روش‌ها سنجه‌هایی برای بررسی دقت آنها وجود دارد، با این حال اطلاعاتی در مورد معنی‌دار بودن علامت روند به دست نمی‌دهند. از طرف دیگر، تعداد اندکی از محققان به بررسی مکانی علامت‌های روند



شکل ۱. نمودار جهانی روند بارش سالانه طی دوره ۱۹۰۱ تا ۲۰۰۵ (شکل بالایی برحسب درصد برای یک قرن) و دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۵ (شکل پایینی برحسب درصد برای یک دهه). درصد براساس میانگین بارش سالانه طی دوره ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰. مناطقی که به رنگ خاکستری نشان داده شده اند فاقد داده هستند. مناطقی که روند معنی‌دار در ۹۵٪ سطح دارند با علامت + سیاه رنگ مشخص شده اند (IPCC، ۲۰۰۷).

۲ داده‌ها و روش‌ها

۱-۲ داده‌ها و آزمون آنها

برای بررسی توزیع مکانی روند تغییرات بارش و میزان معنی‌دار بودن آنها در ایران، از نتایج روند به‌دست آمده از بررسی‌های قبلی (کتیرایی بروجردی و همکاران، ۱۳۸۶) استفاده شده است. یادآور می‌شود که در بررسی قبلی نیز داده‌های دوره آماری ۴۲ ساله ۱۹۶۰-۲۰۰۱ در ۳۸ ایستگاه برای بررسی در کل کشور انتخاب شد. نام، شماره و مشخصات ایستگاه‌ها در جدول ۱ آورده شده است. شکل ۲ پراکنش ایستگاه را در گستره ایران نشان می‌دهد.

۲-۲ روند سالانه

برای تعیین وجود روند و میزان معنی‌دار بودن آنها در سری داده‌های بارش سالانه هر ایستگاه از روش آزمون ناپارامتری مان-کندال (اسنیرز، ۱۹۹۰) و برای محاسبه مقدار روند از روش خطی حداقل مربعات استفاده و سپس مقدار کل روند سالانه برحسب درصدی از میانگین بارش سالانه در طول دوره آماری (۱۹۶۰-۲۰۰۱) بیان شده است. نتایج این بررسی در شکل ۳ نشان داده شده است.

۲-۳ تحلیل مکانی، آزمون آماری کرامر-فُن میزس

پس از آنکه وجود روند (اعم از مثبت یا منفی) و یا نبود آن (روند صفر) در هر ایستگاه تعیین شد، باید مشخص کرد که آیا علائم روند در ایستگاه‌های واقع در یک منطقه جغرافیایی، به‌طور تصادفی توزیع شده و یا از نظم خاصی تبعیت می‌کنند. در این‌جا برای این امر از آزمون کرامر-فُن میزس استفاده شده است. فرض صفر این است که اختلافی بین توزیع مکانی هر جفت علامت روند وجود ندارد. هنگامی که اختلاف معنی‌داری به‌دست نیاید، الگوی مکانی (منطقه‌ای) خاصی نمی‌توان تعریف کرد و می‌توان نتیجه گرفت که روندها به‌طور تصادفی در

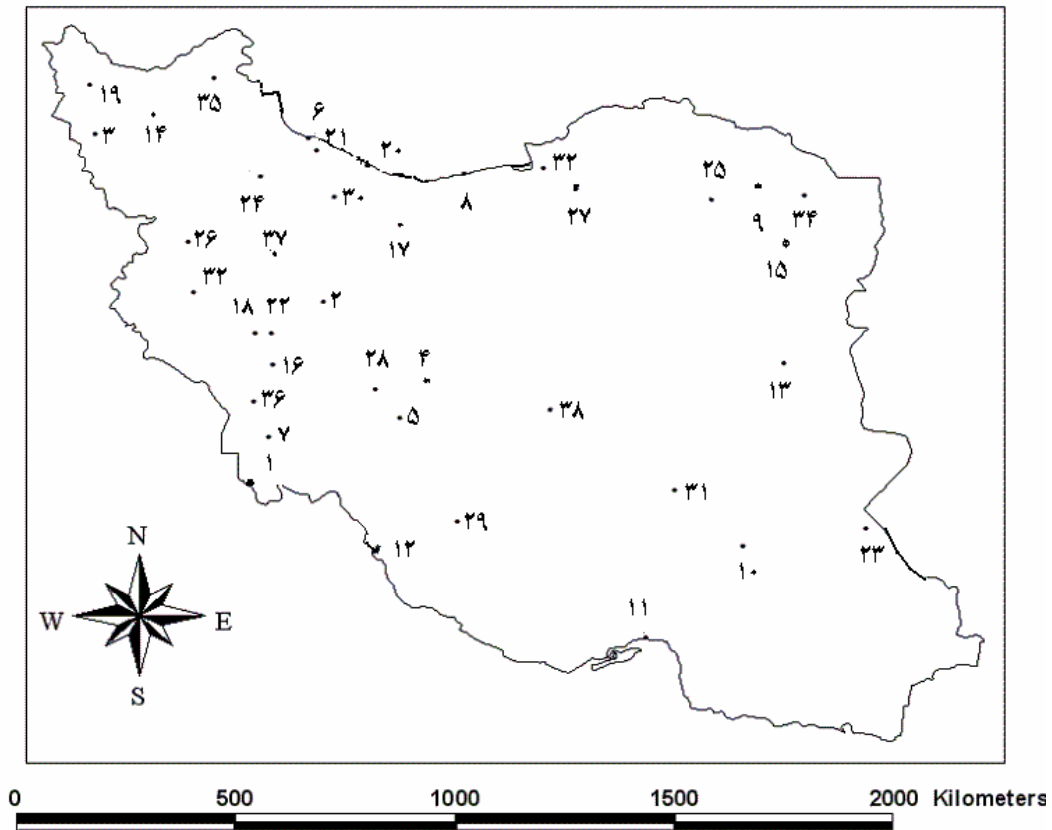
منطقه مورد بررسی توزیع شده‌اند. به عبارت دیگر، تغییرات مکانی روند صرفاً ناشی از عوامل محلی است. ولی اگر نتیجه آزمون اختلاف معنی‌داری نشان دهد، می‌توان مناطقی با روندهای بارش متضاد تعریف کرد. سنجه آزمون، حاصل جمع مربع تفاضل دو تابع توزیع تجمعی روی همه محل‌های نمونه‌گیری است (سایرجالا، ۱۹۹۶). برای اجرای این آزمون، مکان داده‌ها باید تصادفی باشد. چون مکان ایستگاه‌ها تصادفی نیست پس علامت روند باید توزیع تصادفی داشته باشد. برای مقایسه توزیع علامت‌ها، آن‌گونه که پیش از این نیز گفته شد، باید ابتدا نوع علامت‌ها در هر ایستگاه مشخص شود. سپس برای هر گروه علامت (+، -، ۰) در هر ایستگاه باید یک مقدار عددی ۰ یا ۱ مشخص کرد. به این ترتیب که اگر روند در ایستگاه مورد نظر مثبت باشد، در گروه مثبت‌ها (+) مقدار آن ۱ و در گروه منفی‌ها (-) و صفرها (۰) مقدار عددی مربوط به آن ایستگاه صفر در نظر گرفته می‌شود (گونزالس هیدالگو و همکاران، ۲۰۰۳).

آزمون کرامر-فُن میزس طوری طراحی شده که به تفاوت تعداد کل روندها در ناحیه مورد بررسی حساس نیست، ولی به تفاوت توزیع علامت‌ها، در ترتیب مکانی هر روند معین بستگی دارد. بنابراین، در مقایسه هر جفت علامت روند (+ در مقابل -، - در مقابل ۰ و ۰ در مقابل ۰) برای از بین بردن تأثیر تعداد کل هر یک از علامت‌های روند، باید دو توزیع مورد مقایسه، نرمال شوند.

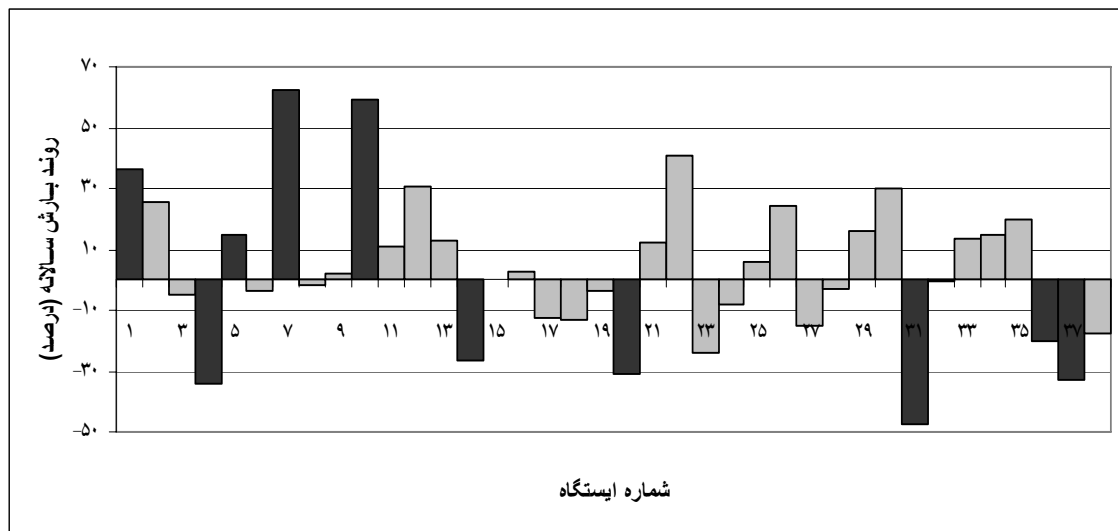
برای اجرای آزمون اختلاف بین توزیع مکانی علامت‌های روند، سنجه آزمون براساس تفاوت بین دو تابع توزیع تجمعی محاسبه می‌شود. مقدار رشد افزایشی تابع توزیع تجمعی هر یک از علامت‌های روند، متناسب با تعداد کل ایستگاه‌هایی است که آن نوع علامت روند را دارند. چون تابع‌های توزیع نرمال شده‌اند، مجموع رشد افزایشی هر تابع توزیع تجمعی (برای هر نوع علامت) برابر یک می‌شود.

جدول ۱. شماره، نام و مشخصات ایستگاه‌های مورد بررسی.

شماره ایستگاه	نام ایستگاه	نوع ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع (متر)
۱	آبادان	سینوپتیک	۴۸° ۱۵'	۳۰° ۲۲'	۶
۲	اراک	سینوپتیک	۴۹° ۴۶'	۳۴° ۰۶'	۱۷۰۸
۳	ارومیه	سینوپتیک	۴۵° ۰۵'	۳۷° ۳۲'	۱۳۱۳
۴	اصفهان	سینوپتیک	۵۱° ۴۰'	۳۲° ۳۷'	۱۵۵۰
۵	امام قیس	اقلیم شناسی	۵۱° ۲۱'	۳۱° ۴۴'	۲۱۹۵
۶	انزلی	سینوپتیک	۴۹° ۲۸'	۳۷° ۲۸'	-۲۶
۷	اهواز	سینوپتیک	۴۸° ۴۰'	۳۱° ۲۰'	۲۲
۸	بابلسر	سینوپتیک	۵۲° ۳۹'	۳۶° ۴۳'	-۲۱
۹	بار نیشابور	اقلیم شناسی	۵۸° ۴۲'	۳۶° ۲۹'	۱۵۲۰
۱۰	بم	سینوپتیک	۵۸° ۲۱'	۲۹° ۰۶'	۱۰۶۶
۱۱	بندر عباس	سینوپتیک	۵۶° ۲۲'	۲۷° ۱۳'	۱۰
۱۲	بوشهر	سینوپتیک	۵۰° ۵۰'	۲۸° ۵۹'	۱۹
۱۳	بیرجند	سینوپتیک	۵۹° ۱۲'	۳۲° ۵۲'	۱۴۹۱
۱۴	تبریز	سینوپتیک	۴۶° ۱۷'	۳۸° ۰۵'	۱۳۶۱
۱۵	تربت حیدریه	سینوپتیک	۵۹° ۱۳'	۳۵° ۱۶'	۱۴۵۰
۱۶	تله زنگ	بارانسنجی	۴۸° ۴۵'	۳۲° ۴۹'	۵۵۲
۱۷	تهران	سینوپتیک	۵۱° ۱۹'	۳۵° ۴۱'	۱۱۹۰
۱۸	خرم آباد	سینوپتیک	۴۸° ۲۲'	۳۳° ۲۹'	۱۱۲۵
۱۹	خوی	سینوپتیک	۴۴° ۵۸'	۲۹° ۰۶'	۱۱۰۳
۲۰	رامسر	سینوپتیک	۵۰° ۴۰'	۳۶° ۵۴'	-۲۰
۲۱	رشت	سینوپتیک	۴۹° ۳۹'	۳۷° ۱۲'	۳۶
۲۲	زاغه	بارانسنجی	۴۸° ۴۲'	۳۳° ۲۹'	۲۰۰۰
۲۳	زاهدان	سینوپتیک	۶۰° ۵۳'	۲۹° ۲۸'	۱۳۷۰
۲۴	زنجان	سینوپتیک	۴۸° ۲۹'	۳۶° ۴۱'	۱۶۶۳
۲۵	سبزوار	سینوپتیک	۵۷° ۴۳'	۳۶° ۱۲'	۹۷۷
۲۶	سندج	سینوپتیک	۴۷° ۰۰'	۳۵° ۲۰'	۱۳۷۳
۲۷	شاهرود	سینوپتیک	۵۴° ۵۷'	۳۶° ۲۵'	۱۳۴۵
۲۸	شهرکرد	سینوپتیک	۵۰° ۵۱'	۳۲° ۲۰'	۲۰۴۸
۲۹	شیراز	سینوپتیک	۵۲° ۳۲'	۲۹° ۳۶'	۱۴۸۱
۳۰	قزوین	سینوپتیک	۵۰° ۰۰'	۳۶° ۱۵'	۱۲۷۸
۳۱	کرمان	سینوپتیک	۵۶° ۵۸'	۳۰° ۱۵'	۱۷۵۳
۳۲	کرمانشاه	سینوپتیک	۴۷° ۰۷'	۳۴° ۱۷'	۱۳۲۲
۳۳	گرگان	سینوپتیک	۵۴° ۱۶'	۳۶° ۵۱'	۱۳
۳۴	مشهد	سینوپتیک	۵۹° ۳۸'	۳۶° ۱۶'	۹۹۹
۳۵	مشیران	اقلیم شناسی	۴۷° ۳۱'	۳۸° ۴۲'	۶۵۳
۳۶	هفت تپه	اقلیم شناسی	۴۸° ۲۱'	۳۲° ۰۵'	۶۳
۳۷	همدان	سینوپتیک	۴۸° ۳۲'	۳۴° ۵۱'	۱۶۷۹
۳۸	یزد	سینوپتیک	۵۴° ۳۱'	۲۴° ۵۴'	۱۲۳۷



شکل ۲. موقعیت ایستگاه‌های مورد بررسی در نقشه ایران.



شکل ۳. مقدار و میزان معنی‌دار بودن روند بارش سالانه در ایستگاه‌هایی که در جدول ۱ آمده است. روند ایستگاه‌هایی که با رنگ سیاه مشخص شده است در

سطح ۹۰٪ به بالا معنی‌دار هستند.

۲-۳-۱ بررسی توزیع یک‌بُعدی روند بارش

برای کاربست یک‌بُعدی آزمون کرامر-فُن میزس، باید مرحله تجمعی را در راستای یک گرادیان یک‌بُعدی نظیر گرادیان میانگین بارش سالانه، گرادیان فشار یا ارتفاع صورت داد. برای یک راستای تجمعی معین، آزمون نشان دهنده همپوشانی یا نبود همپوشانی تجمع علامت‌ها (+ در مقابل -، + در مقابل ۰ و یا - در مقابل ۰) در امتداد این گرادیان است. مثلاً، اگر توزیع روندها در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه بررسی شود، آزمون درباره توزیع روندها در امتداد این گرادیان است و می‌توان مشخص کرد که آیا بارش در نواحی با میانگین بارش متفاوت به‌طور یکسان تغییر کرده است یا خیر.

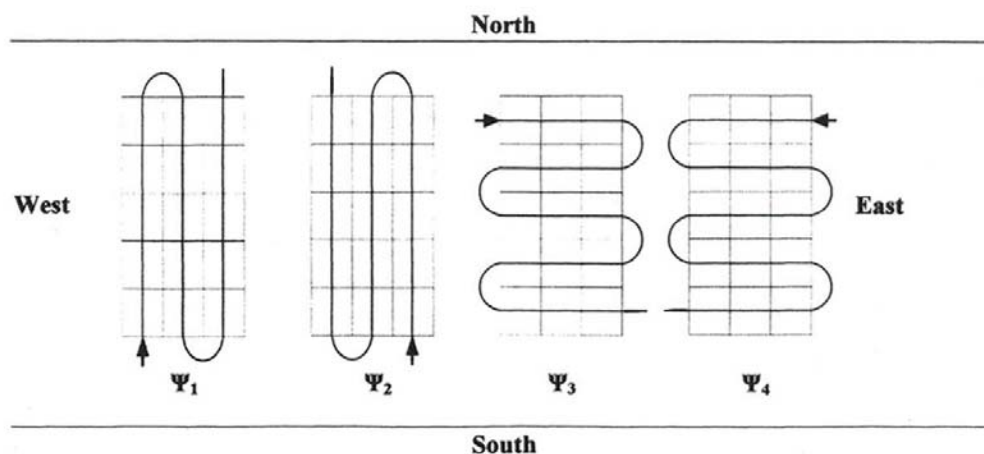
در مدل یک‌بُعدی، سنجه آزمون به نقطه شروع برای جمع تراکمی بستگی ندارد، و برای مقایسه هر جفت علامت، فقط یک سنجه به‌دست می‌آید. اگر این سنجه معنی‌دار باشد، می‌توان با مقایسه نقشه توزیع روند و نقشه گرادیان آن، متغیر تحلیل مناسبی مطرح کرد.

۲-۳-۲ بررسی دوبُعدی روند مکانی

برای تعیین توزیع جغرافیایی روند، باید تابع تجمعی را در

یک فضای نمونه دوبُعدی محاسبه کرد. زیمرمان (۱۹۹۳) با فرض دستگاه مختصات دکارتی که بر یک مستطیل منطبق شده است راه حلی عرضه کرد. در این دستگاه، هر یک از چهار گوشه را می‌توان به‌منزله مبدأ در نظر گرفت، ولی مقدار سنجه آزمون به مبدأ انتخاب شده بستگی دارد. زیمرمان پیشنهاد کرد که به ازای انتخاب هر یک از چهار گوشه مستطیل در حکم مبدأ، سنجه Ψ چهار بار محاسبه شده و میانگین آنها به‌منزله سنجه آزمون در نظر گرفته شود. این روش میانگین‌گیری توصیفی عمومی از توزیع مکانی روند را در دسترس قرار می‌دهد.

دلونیز و همکاران (۲۰۰۰) روش دیگری را پیشنهاد کردند. اگر دستگاه مختصات در امتداد طول و عرض جغرافیایی در نظر گرفته شود، چهار سنجه یک‌بُعدی ($\Psi_1, \Psi_2, \Psi_3, \Psi_4$) که تعیین‌کننده توزیع علامت روند در امتداد چهار جهت جغرافیایی هستند، به‌دست می‌آید (شکل ۴). دو سنجه (Ψ_1 و Ψ_2) در راستای طول جغرافیایی (مرحله تجمعی در راستای شرقی غربی) و دو سنجه دیگر (Ψ_3 و Ψ_4) در راستای عرض جغرافیایی (مرحله تجمعی در راستای شمالی جنوبی) است.



شکل ۴. سنجه تجمعی مورد استفاده برای تعیین توزیع جغرافیایی روند بارش Ψ_1 و Ψ_2 به توزیع مکانی روند در راستای شرقی غربی و Ψ_3 و Ψ_4 به توزیع مکانی روند در راستای گرادیان شمالی جنوبی بستگی دارد.

۲-۳-۳ روش عمومی محاسبه Ψ

تقسیم کرد. بنابراین:

$$\Phi_i(x_k) = \frac{d_i(x_k)}{D_i} \quad (1)$$

چگالی نرمال شده روندها را نشان می‌دهد که در آن:

$$D_i = \sum_{k=1}^K d_i(x_k) \quad (2)$$

$\Gamma_i(x_k)$ مقدار تابع توزیع تجمعی در ایستگاه x_k برای روند نوع i ام ($i = +, -, 0$)، برابر حاصل جمع کل روندهای نرمال شده نوع i در مکان ایستگاه x (یعنی $(\Phi_i(x_k))$ به ازاء $x < x_k$ است. پس تابع توزیع تجمعی برای گروه i ام در مکان نمونه k ام برابر است با:

$$\Gamma_i(x_k) = \sum_{\forall x \leq x_k} \Phi_i(x) \quad (3)$$

مشابه آزمون کرامر-فُن میزس، سنجه آزمون، مجموع مربعات تفاوت بین هر جفت تابع توزیع تجمعی روی همه ایستگاه‌ها است:

$$\Psi(+, 0) = \sum_{k=1}^K [\Gamma_+(x_k) - \Gamma_0(x_k)]^2 \quad (4)$$

$$\Psi(+, -) = \sum_{k=1}^K [\Gamma_+(x_k) - \Gamma_-(x_k)]^2 \quad (5)$$

$$\Psi(0, -) = \sum_{k=1}^K [\Gamma_0(x_k) - \Gamma_-(x_k)]^2 \quad (6)$$

ابتدا در امتداد هر گرادیان معین، داده‌های مربوط به سه جامعه علامت‌های مثبت، صفر، و منفی از تمام k ایستگاه جمع‌آوری می‌شود. برای گردآوری مشاهدات، فرض می‌کنیم که x_k مکان k امین ایستگاه و $d_i(x_k)$ مقدار عددی (۱ یا ۰) علامت روند در ایستگاه k ام برای جامعه i ام ('-', '0', '+') است. در اینجا مسئله این است که آیا داده‌ها $\{d_i(x_k) : k = 1, \dots, K; i = +, - \text{ or } 0\}$ تفاوتی بین توزیع نرمال شده دو نوع علامت متضاد نشان می‌دهند، یا این که این علامت‌ها به‌طور تصادفی توزیع شده‌اند. این روش، به جای مقایسه مستقیم دو نوع توزیع، معین می‌کند که آیا دو نوع روند متضاد در ناحیه مورد بررسی جمع می‌شوند، پراکنده می‌شوند، یا مستقل از یکدیگرند. فرض صفر این است که در ناحیه مورد بررسی، توزیع نرمال شده هر سه نوع علامت (+, -, 0) یکسان است. فرض مخالف صفر این است که بین این توزیع‌های نرمال شده تفاوت وجود دارد. مثال عددی در این مورد در جدول ۲ آورده شده است.

برای این که سنجه آزمون، مستقل از تعداد کل داده‌ها باشد، باید تابع توزیع هر نوع روند را نرمال کرد. برای این کار باید مقدار عددی (۰ و ۱) هر نوع علامت روند را بر تعداد کل ایستگاه‌هایی که آن نوع علامت روند را دارند

جدول ۲. روندهای بارش کل سالانه طی دوره مورد بررسی در ایران نسبت به میانگین بارش سالانه.

میانگین بارش سالانه	تعداد ایستگاه‌ها	درصد مثبت‌ها (تعداد)	درصد منفی‌ها (تعداد)	درصد صفرها (تعداد)
کل منطقه ایران	۳۸	۴۷ (۱۸)	۴۲ (۱۶)	۱۱ (۴)
مناطق بسیار خشک $\bar{R} \leq 280 \text{ mm}$	۱۰	۷۰ (۷)	۲۰ (۲)	۱۰ (۱)
مناطق نیمه‌خشک $280 \text{ mm} < \bar{R} < 800 \text{ mm}$	۲۳	۳۹ (۹)	۵۲ (۱۲)	۹ (۲)
مناطق مرطوب $\bar{R} > 800 \text{ mm}$	۵	۴۰ (۲)	۴۰ (۲)	۲۰ (۱)

در مدل دو بُعدی، برای هر جفت علامت که مقایسه می‌شوند، چهار سنجه متفاوت به دست می‌آید ($\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$). آزمون فقط با استفاده از تابع توزیع تجربی صورت می‌گیرد و لازم نیست فرضی در مورد توزیع روندهای متفاوت داشت. سطح معنی دار بودن سنجه آزمون ψ را می‌توان از روش آزمون تصادفی (ادینگتن، ۱۹۸۰ و آندروود، ۱۹۹۷) تعیین کرد.

برای یک گروه معین شامل k ایستگاه باران‌سنجی با تعداد p, o, n ایستگاه به ترتیب با روندهای مثبت، صفر و منفی رابطه $k = p + o + n$ برقرار است. برای تعیین توزیع سنجه ψ باید آن را برای $k! / p! o! n!$ حالت ممکن محاسبه کرد. سپس سطح معنی دار بودن سنجه خاص (ψ) را با استفاده از مکان آن در این توزیع یعنی از $k! / p! o! n!$ حالت ممکن تعیین کرد. چون تعداد ایستگاه‌های بررسی حاضر ($k=38$) بزرگ است و تعداد روندهای مثبت، صفر و منفی از تحقیق پیشین ذکر شده به ترتیب برابر ۱۸، ۱۶ و ۴ حاصل آمده است، لذا تعداد حالت‌های ممکن ($10^{14} \times 16 \times 4 = 18!$) مقدار بسیار بزرگی می‌شود. برای اجتناب از این امر به جای اینکه $10^{14} \times 16 \times 4$ بار آزمون صورت می‌گیرد، می‌توان فقط از ۱۰۰۰ ترکیب، یعنی ترکیب به دست آمده از دیده‌بانی (روندهای محاسبه شده) به علاوه ۹۹۹ ترکیب شبه تصادفی در محاسبات استفاده کرد (سایرجالا، ۱۹۹۶). بنابراین مقدار p (احتمال تجربی) از نسبت تعداد ψ هایی که در این ۱۰۰۰ آزمون مقدارشان بزرگ‌تر یا مساوی ψ دیده‌بانی است به تعداد کل آزمون‌های صورت گرفته، محاسبه می‌شود.

۳ بحث نتایج

۳-۱ بررسی وجود روند در داده‌های سالانه

نتایج حاصل از کاربرد روش مان-کندال در مورد سری‌های سالانه ۳۸ ایستگاه در شکل ۴ آورده شده است.

ایستگاه‌هایی که دارای روند معنی دار هستند با رنگ سیاه مشخص شده‌اند. به طوری که ملاحظه می‌شود در برخی از ایستگاه‌های واقع در مناطق مرکزی، مانند قزوین، در ایستگاه‌های واقع در مناطق جنوب و جنوب غرب مانند آبادان، اهواز و بندر عباس و در اغلب ایستگاه‌های واقع در منطقه شمال شرق مانند مشهد، سبزوار و بیرجند، روند بارش سالانه مثبت است. در مقابل، در برخی دیگر از مناطق مرکزی مانند اصفهان و تهران، در اغلب ایستگاه‌های واقع در مناطق غرب و شمال غرب، مانند تبریز، ارومیه و خوی و بیشتر ایستگاه‌های واقع در مناطق جنوب شرق مانند کرمان و زاهدان، روند منفی است. البته فقط در محدودی از ایستگاه‌ها، روند، معنی دار است. ایستگاه‌های واقع در نوار ساحلی دریای خزر مانند انزلی، رشت و بابلسر، روند منطقه‌ای خاصی نشان نمی‌دهند. اطلاعات کامل‌تر در مورد نتایج بررسی روند فصلی و فراوانی و شدت بارش در مقاله کتیرایی بروجردی و همکاران (۱۳۸۶) آورده شده است.

منظور از تحقیق حاضر عرضه روشی برای بررسی معنی دار بودن توزیع مکانی علامت‌های روند است. شکل ۵ چگونگی توزیع علامت‌های روند بارش سالانه در ایستگاه‌های مورد بررسی و همچنین مناطق هم‌روند را نشان می‌دهد. مناطق هم‌روند با استفاده از روش زمین‌آماري درون‌یابی کریجینگ رسم شده‌اند. لازم به ذکر است که با وجود این که در شکل ۵ مناطقی با رشد بارش متفاوت مشخص شده است، مناطقی که با رنگ سفید مشخص شده‌اند دارای روند منفی، مناطقی که با رنگ خاکستری مشخص شده‌اند دارای روند مثبت بین صفر تا ۵۰٪ و مناطقی که با رنگ سیاه مشخص شده‌اند دارای روند مثبت بیشتر از ۵۰٪ میانگین بارش سالانه طی دوره آماری هستند. از نکات بارز قابل مشاهده در این شکل، روند منفی در منطقه غرب و شمال غرب و روند مثبت در مناطق مرکزی و جنوبی است که مقدار آن در

علامت‌های مثبت و صفر ۵۵۳ عدد از مقادیر شبه‌تصادفی سنجه آزمون (یعنی ψ) بزرگ‌تر یا مساوی سنجه آزمون دیده‌بانی یعنی $\psi_{+,0} = ۱۲۹۹۴$ هستند، در نتیجه احتمال آن $p = ۰.۵۵۵$ می‌شود، و نشان می‌دهد تفاوت مشاهده شده بین توزیع روندهای مثبت و صفر در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه معنی‌دار نیست. در مقایسه بین روندهای دارای علامت مثبت در مقابل منفی، فقط ۵ عدد از مقادیر شبه‌تصادفی سنجه آزمون بزرگ‌تر یا مساوی سنجه آزمون دیده‌بانی یعنی $\psi_{+,-} = ۳۷۹۶$ هستند که احتمال آن مقدار $p = ۰.۰۰۶$ می‌شود، که نشان می‌دهد که تفاوت مشاهده شده بین توزیع روندهای مثبت و منفی در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه در سطح ۹۹٪ معنی‌دار است. همچنین در مقایسه بین علامت‌های منفی و صفر ۵۹۳ عدد از مقادیر شبه‌تصادفی سنجه آزمون بزرگ‌تر یا مساوی سنجه آزمون دیده‌بانی یعنی $\psi_{-,0} = ۱۲۸۱$ هستند که احتمال آن $p = ۰.۵۹۵$ می‌شود و نشان می‌دهد که تفاوت مشاهده شده بین توزیع روندهای منفی و صفر در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه معنی‌دار نیست.

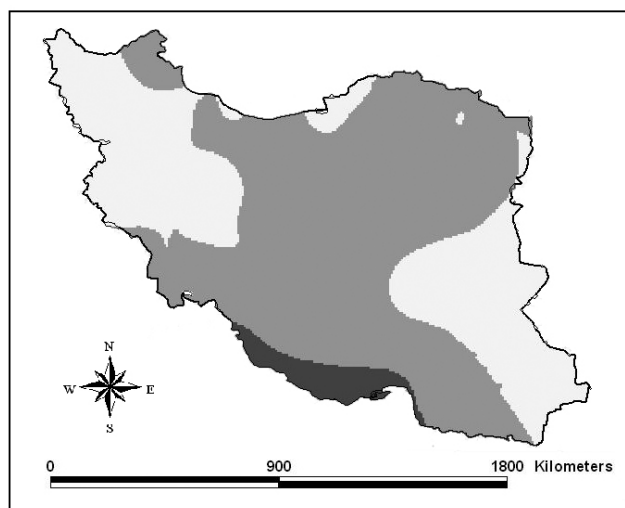
مناطق جنوب کشور کاملاً چشمگیر است. البته در مورد معنی‌دار بودن این توزیع باید از روش‌های آماری معین و نسبتاً پیچیده استفاده کرد.

۲-۳ توزیع مکانی روند

۱-۲-۳ خصوصیات یک‌بُعدی روند بارش در ایران

میانگین بارش سالانه در ایران (\bar{R}) در دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۱ تغییرات مکانی بزرگی دارد، به طوری که از مقادیر کوچک (۵۹ میلی‌متر در سال، مربوط به مناطق کویری) تا مقادیر بزرگ (۱۷۰۰ میلی‌متر در سال، مربوط به مناطق شمالی کشور) متفاوت است. جدول ۲ چگونگی توزیع علامت‌های روند بارش سالانه را در مناطقی دارای میانگین بارش سالانه متفاوت، به صورت تعداد و درصد نشان می‌دهد.

ابتدا توزیع مکانی روند بارش در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه مقایسه می‌شود. نحوه محاسبات برای به‌دست آوردن هر سنجه کرامر-فُن میزس در جدول ۳ به‌طور موردی نشان داده شده است. در مقایسه بین



شکل ۵. نمایش مناطق هم‌روند تغییرات بارش کل سالانه در ایران. مناطقی که با رنگ سفید مشخص شده‌اند دارای روند منفی، مناطقی که با رنگ خاکستری مشخص شده‌اند دارای روند مثبت بین صفر تا ۵۰٪ و مناطقی که با رنگ سیاه مشخص شده‌اند دارای روند مثبت بالاتر از ۵۰٪ میانگین بارش سالانه طی دوره آماری هستند.

در ادامه توزیع مکانی روند بارش در امتداد گرادیان ارتفاع مقایسه شد. در مقایسه بین علامت‌های مثبت و صفر، مثبت و منفی و همچنین منفی و صفر به ترتیب ۷۴۷ عدد، ۳۳۰ عدد و ۴۷۹ عدد از مقادیر شبه تصادفی سنجه آزمون، بزرگ‌تر یا مساوی سنجه مشاهده شده به ترتیب $\psi_{+,0} = 0.944$ ، $\psi_{+,-} = 0.819$ ، $\psi_{-,0} = 1.731$ هستند که مقدار احتمال تجربی آنها به ترتیب برابر $p = 0.740$ ، $p = 0.331$ و $p = 0.481$ می‌شود روشن می‌سازد که تفاوت مشاهده شده بین هر جفت توزیع روند مقایسه‌ای (+ و ۰، + و -، - و -، - و ۰) در امتداد گرادیان ارتفاع ایستگاه‌ها معنی‌دار نیست.

نتایج تحلیل مکانی حاکی از آن است که علامت روند در ایستگاه‌ها به‌طور تصادفی توزیع شده‌اند. تحلیل مکانی مدل یک‌بُعدی (در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه ψ_R^-) نیز بیان می‌کند که ایستگاه‌های دارای روند مثبت، در مقایسه با ایستگاه‌های دارای روند منفی توزیع مکانی متفاوتی دارند. برعکس، به نظر می‌رسد ایستگاه‌های دارای روند مثبت و ایستگاه‌های دارای روند صفر و همچنین ایستگاه‌های دارای روند منفی و ایستگاه‌های دارای روند صفر در امتداد این گرادیان با یکدیگر همپوشانی دارند.

سنجه ψ_R^- برای هر جفت علامت مقایسه‌ای و سطح معنی‌دار بودن آنها در جدول ۴ نشان داده شده است. به‌طوری که ملاحظه می‌شود، بارش سالانه در مناطق نیمه‌خشک (جدول ۲) عموماً روند منفی و در مناطق خشک تقریباً روند مثبت دارد. معنی‌دار نبودن تفاوت بین ایستگاه‌های دارای روند منفی و صفر و همچنین ایستگاه‌های دارای روند مثبت و صفر نشان می‌دهد که این مناطق دارای همپوشانی هستند. افزون بر این دیده می‌شود که روند مناطق مرطوب وضعیت کاملاً مشخصی ندارد، به‌طوری که در این منطقه ایستگاه‌های مثبت و منفی وجود

دارد. در مقایسه با کل منطقه مورد بررسی، ایستگاه‌های اندکی در منطقه اخیر موجود است (جدول ۲).

۳-۲-۲ خصوصیات جغرافیایی روند بارش در ایران

تفاوت توزیع مکانی علامت‌های روند بارش کل سالانه در امتداد گرادیان‌های جغرافیایی نیز بررسی شد. گرادیان‌های جغرافیایی در امتداد طول (شرقی- غربی) و عرض (شمالی- جنوبی) در نظر گرفته شد. سپس با انتخاب هریک از چهار گوشه نقشه درحکم مبدأ (مطابق شکل ۳) چهار سنجه متفاوت ($\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$) برای هر جفت علامت به‌دست آمد. نتایج این محاسبات نیز در جدول ۴ آمده است. اختلاف معنی‌داری (۹۵٪) بین ایستگاه‌های دارای روندهای بارش سالانه مثبت و منفی در امتداد گرادیان شرقی- غربی ($\psi_{1+,-}$ و $\psi_{2+,-}$) به‌دست آمد. همچنین تفاوت معنی‌داری (در سطح ۹۰٪) بین ایستگاه‌های دارای روند بارش سالانه منفی در مقابل ایستگاه‌های دارای روند بارش سالانه صفر در امتداد گرادیان شمالی- جنوبی ($\psi_{3-,0}$ و $\psi_{4-,0}$) حاصل شد. پس می‌توان نتیجه گرفت که توزیع روندهای مثبت و منفی در راستای شرقی- غربی و همچنین توزیع روندهای منفی و صفر در راستای شمالی- جنوبی تصادفی نیست. این تفاوت‌ها عمدتاً در نتیجه تمرکز ایستگاه‌های دارای روند مثبت در نواحی خشک است. البته باید توجه داشت که آزمون، مستقل از تعداد ایستگاه‌ها دارای علامت مثبت است. بنابراین، تمرکز ایستگاه‌های دارای علامت مثبت در مناطق خشک لزوماً به این معنا نیست که در این مناطق این علامت غالب است.

۳-۲-۳ آزمون توزیع مکانی روند بارش نسبت به

توپوگرافی

آزموده شد. در هیچ یک از جفت علامت‌ها، سنجه معنی‌داری مشاهده نشد. به این معنی که توزیع علامت‌های روند در امتداد این گرادیان‌ها با یکدیگر همپوشانی دارد. نتایج این بررسی در جدول ۵ آمده است. شاید علت این باشد که در این بخش علاوه بر رشته کوه زاگرس، رشته کوه البرز نیز در نظر گرفته شده است، چرا که بین روند ایستگاه‌های موجود در طرفین این رشته کوه، هماهنگی وجود ندارد.

یکی از عواملی که می‌تواند در توزیع مکانی روند تغییرات بارندگی موثر باشد، توپوگرافی منطقه است. برای بررسی این امر ابتدا با توجه به نحوه قرار گرفتن رشته‌کوه‌های البرز و زاگرس در منطقه ایران، توزیع مکانی روند ایستگاه‌ها در امتداد گرادیان جغرافیایی خاص این رشته‌کوه‌ها دوبار به صورت موازی با سمت الرأس آنها واز دو مبدأ متفاوت (ψ_6 و ψ_7) و دوبار هم به صورت عمود بر خط‌الرأس آنها و از دو مبدأ دیگر (ψ_8 و ψ_9)

جدول ۳. نحوه محاسبه سنجه آزمون کرامر- فُن میزس برای توزیع روند بارش سالانه در امتداد گرادیان بارش میانگین سالانه (\bar{R}) برای چند ایستگاه انتخابی.

ایستگاه	K	\bar{R}	روند	D+=۱۸	D0=۴	D- =۱۶	ΦI			ΓI			جفت مقایسه		
							Φ+	Φ۰	Φ-	Γ+	Γ۰	Γ-	$(\Gamma_+ - \Gamma_0)^2$	$(\Gamma_+ - \Gamma_-)^2$	$(\Gamma_- - \Gamma_0)^2$
یزد	۱	۵۹	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
بم	۲	۶۲	۰	۰	۱	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
زاهدان	۳	۸۵	-	۰	۰	۱	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
اصفهان	۴	۱۱۴	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
کرمان	۵	۱۴۸	-	۰	۰	۱	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
آبادان	۶	۱۵۶	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
مشهد	۱۵	۲۵۴	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
هفت تپه	۱۶	۲۶۰	۰	۰	۱	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
تربت حیدریه	۱۷	۲۷۵	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
تبریز	۱۸	۲۹۱	-	۰	۰	۱	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
بابلسر	۳۵	۸۸۶	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
رامسر	۳۶	۱۲۱۹	-	۰	۰	۱	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
رشت	۳۷	۱۳۴۹	+	۱	۰	۰	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰
انزلی	۳۸	۱۷۸۶	-	۰	۰	۱	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{16}$	۰	۰	۰

جدول ۴. نتایج آزمون توزیع مکانی روند بارش سالانه در امتداد گرادیان‌های میانگین بارش سالانه، ارتفاع ایستگاه و راستای جغرافیایی.

مدل یک‌بعدی		مدل جغرافیایی										جفت مقایسه
ارتفاع		\bar{R}		شمالی جنوبی				شرقی غربی				
P	Ψ_{al}	P	$\Psi_{\bar{R}}$	P	Ψ_4	P	Ψ_3	P	Ψ_2	P	Ψ_1	
۰٫۷۴۰	۰٫۹۴۴	۰٫۵۵۵	۱٫۲۹۹	۰٫۳۷۷	۱٫۸۲۶	۰٫۳۷۷	۱٫۶۸۰	۰٫۱۷۳	۳٫۲۴۶	۰٫۱۵۸	۳٫۲۸۶	+ در برابر ۰
۰٫۳۳۱	۰٫۸۱۹	۰٫۰۰۶	۳٫۷۹۶	۰٫۱۶۵	۱٫۱۹۰	۰٫۱۹۱	۱٫۱۹۹	۰٫۰۳۹	۲٫۵۰۷	۰٫۰۲۰	۲٫۵۷۸	+ در برابر -
۰٫۴۸۱	۱٫۷۳۱	۰٫۵۹۴	۱٫۲۸۱	۰٫۰۶۹	۴٫۷۶۶	۰٫۰۹۷	۴٫۳۹۵	۰٫۸۲۵	۰٫۷۹۳	۰٫۷۸۵	۰٫۸۰۰	- در برابر ۰

جدول ۵. نتایج آزمون توزیع مکانی روند بارش سالانه در امتداد گرادیان‌های کوهستانی.

مدل جغرافیایی (کوهستانی)								جفت مقایسه‌ای
عمود بر خط الرأس				موازی خط الرأس				
P	Ψ_8	P	Ψ_7	P	Ψ_6	P	Ψ_5	
۰٫۵۲۹	۱٫۷۰۸	۰٫۱۶۲	۳٫۹۱۸	۰٫۹۸۷	۰٫۴۰۲	۰٫۱۰۲	۴٫۰۹۸	+ در برابر ۰
۰٫۲۴۲	۱٫۱۴۵	۰٫۲۸۵	۰٫۹۹۸	۰٫۱۳۹	۱٫۳۱۱	۰٫۸۸۱	۰٫۲۴۱	+ در برابر -
۰٫۷۴۷	۱٫۴۲۶	۰٫۳۸۰	۲٫۸۰۹	۰٫۳۹۶	۱٫۸۰۵	۰٫۱۴۰	۳٫۶۳	- در برابر ۰

۴ نتیجه‌گیری

با توجه به این که هدف از این تحقیق، بررسی توزیع مکانی علامت‌های روند تغییرات بارش و همچنین میزان معنی‌دار بودن آنها بوده است، برای تعیین معنی‌دار بودن توزیع مکانی علامت‌های روند، از آزمون ناپارامتری کرامر-فُن میزس استفاده شد. برای مقایسه هر جفت علامت روند (+ در مقابل -، + در مقابل ۰، - در مقابل ۰) هم در امتداد یک گرادیان معین (یک‌متغیره یک‌بعدی) و هم در راستاهای جغرافیایی (دو بعدی) سنجه‌ای محاسبه شد. نتایج مربوط را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

۱- توزیع مکانی علامت روند بارش سالانه در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه روشن ساخت که بین روندهای مثبت و منفی، تفاوت معنی‌داری (در سطح ۹۹٪) مشاهده می‌شود. یعنی توزیع علامت‌های روند تصادفی

نیست و با یکدیگر هم‌پوشانی ندارند.

۲- در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه سنجه مربوط به مقایسه جفت علامت‌های دیگر (- در مقابل ۰، + در مقابل ۰) معنی‌دار نیست، یعنی این علامت‌ها در امتداد گرادیان میانگین بارش سالانه با یکدیگر هم‌پوشانی دارند.

۳- توزیع مکانی روند بارش سالانه در امتداد گرادیان ارتفاع ایستگاه‌ها (یک‌بعدی) نیز برای هیچ‌یک از جفت علامت‌های روند، معنی‌دار نیست.

۴- تفاوت معنی‌داری (در سطح ۹۵٪) بین روندهای بارش سالانه مثبت و منفی در امتداد گرادیان شرقی-غربی و همچنین تفاوت معنی‌داری (در سطح ۹۰٪) بین روندهای بارش سالانه منفی در مقابل صفر در امتداد گرادیان شمالی-جنوبی به‌دست آمد که حاکی از آن است که توزیع این علامت‌ها در امتدادهای خاص

- from homogenized instrumental time series, *Int. J. Climatol.*, **26**, 345-381.
- Dai, A., Lamb, P. J., Trenberth, K. E., Hulme, M., Jones, P. D., and Xie, P., 2004, Recent Sahel drought is real, *Int. J. Climatol.*, **24**, 1323-1331.
- De Luis, M., Raventos, J., Gonzalez-Hidalgo, J. C., Sanchez, J. R., and Cortina, J., 2000, Spatial analysis of rainfall trends in the region of Valencia (East Spain), *Int. J. Climatol.*, **20**, 1451-1469.
- Edgington, E. S., 1980, Randomization test, 2nd eds, Marcel Dekker: New York.
- Gonzalez-Hidalgo, J. C., De Luis, M., Raventos, J., and Sanchez, J. R., 2003, Daily rainfall trend in the Valencia region of Spain, *Theo. Appl. Climatol.*, **75**, 117-130.
- Groisman, P. y., and Legates, D. R., 1994, The accuracy of United States precipitation data, *B. Am. Meteorol. Soc.*, **75**, 215-227.
- IPCC, 2007, *Climate Change 2007: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Loureiro, N. S. and Coutinho, M. A., 1995, Rainfall changes and rainfall erosivity increase in the Algarve (Portugal). *Catena*, **24**, 55-67.
- McNamara, P., 1999, Global changes, Regional Impacts: Climate change in the Middle East, *Geogr. Helv.*, **54**(3), 132-137.
- Martinez, M. D., Lana, X., Burgueno, A., and Serra, C., 2007, Spatial and temporal daily rainfall regime in Catalonia (NE Spain) derived from four precipitation indices, years 1950-2000, *Int. J. Climatol.*, **27**, 123-138.
- Matyasovszky, I., Weidinger, T., Bartholy, J., and Barcza, Z., 1999, Current regional climate change studies in Hungary: A review, *Geogr. Helv.*, **54**(3), 138-146.
- Mitchell, T. D. and Jones, P. D., 2005, An improved method of construction a database of monthly climate observations and associated high resolution grid, *Int. J. Climatol.*, **25**, 693-712.
- Philipona, R., Dürr, B., Ohmura, A., and Ruckstuhl, C., 2005, Anthropogenic greenhouse forcing and strong water vapor feedback increase temperature in Europe, *Geophys. Res. Lett.*, **32**, L19809, doi: 1029/2005GL023624.
- Ramaswamy, V., and Schwarzkopf, M., 2002, Effects of ozone and well-mixed gases on annual-mean stratospheric temperature trends, *J. Geophys. Res.*, **107**, 4199, doi: 10.1029/2001JD001776.
- جغرافیایی مربوطه، تصادفی نیست.
- ۵- آزمون توزیع مکانی روند بارش سالانه نسبت به گرادیان ارتفاع ایستگاه‌ها و نسبت به توپوگرافی بارز موجود در کشور (خط‌الراس کوه‌های البرز و زاگرس) تفاوت معنی‌داری در مقایسه هیچ‌یک از علامت‌ها نشان نمی‌دهد. یعنی توزیع علامت‌های روند در امتداد این گرادیان‌ها با یکدیگر همپوشانی دارند.
- منابع
- خلیلی، ع. و بذرافشان، ج.، ۱۳۸۳، تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در ۱۱۶ سال گذشته، بیابان، **۹**(۱)، ۲۵-۳۳.
- خلیلی، ع.، حجام، س.، و ایران‌نژاد، پ.، ۱۳۷۰، طرح جامع آب کشور، شناخت اقلیمی ایران، جلد چهارم تقسیمات آب و هوا.
- رحیم‌زاده، ف.، ۱۳۸۴، بررسی تغییرات مقادیر حدی بارش در ایران، نیوار، پاییز و زمستان ۸۴، **۵۸** و **۵۹**، ۲۰-۷.
- کتیرایی بروجردی، پ.س.، حجام، س. و ایران‌نژاد، پ.، ۱۳۸۶، سهم تغییرات فراوانی و شدت بارش روزانه در روند بارش در ایران طی دوره ۱۹۶۰ الی ۲۰۰۱، مجله فیزیک زمین و فضا، **۳۳**(۱)، ۸۴-۶۷.
- گزارش پژوهشکده هواشناسی، ۱۳۸۱، گزارش نهایی پروژه آشکارسازی تغییر اقلیم در ایران، سازمان هواشناسی ایران.
- Brohan, P., Kennedy, J., Harris, I., Tett, S. F. B., and Jones P. D., 2006, Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new dataset from 1850, *J. Geophys. Res.* **111**, D12106, doi: 10.1029/2005JD006548.
- Brunetti, M., Maugeri, M., Monti, F., and Nanni, T., 2006, Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries

- Geophys. Res. Lett., **29**, 2064, doi:10.1029/2002GL05141.
- Rodrigo, F. S., Ricardo, M., and Trigo, M., 2007, Trends in daily rainfall in the Iberian Peninsula from 1951 to 2002, *Int. J. Climatol.*, **27**, 513-529
- Santer, B. D., Wigley, T. M. L., Simmons, A. J., Kallberg, P. W., Kelly, G. A., Uppala, S. M., Amman, C., Boyle, J. S., Bruggemann, W., Doutriaux, C., Fiorino, M., Mears, C., Meehl, G. A., Sausen, R., Taylor, K. E., Washington, W. M., Wehner, M. F., and Wentz, E. J., 2004, Identification of anthropogenic climate change using a second-generation reanalysis, *J. Geophys. Res.*, **109**, D21104, doi: 1029/2004/JD005075.
- Sneyers, R., 1990, On the statistical analysis of series of observation, WMO, Technical Note No, 143, Geneva.
- Suppiah, R., and Hennessey, K. J., 1998, Trends in total rainfall, heavy rain events and number of dry days in Australia, *Int. J. Climatol.*, **18**, 1141-1164.
- Syrjala, S. E., 1996, A statistical test for a difference between the spatial distribution of two populations, *Ecology*, **77**, 75-80.
- Turkesh, M., 1996, Spatial and temporal analysis of annual rainfall variations in Turkey, *Int. J. Climatol.*, **16**, 1057-1076.
- Underwood, J. A., 1997, *Experiments in ecology their logical design and interpreting using analysis of variance*, Cambridge University Press, Cambridge. UK.
- Wang, B. and Ding, Q., 2006, Changes in global monsoon precipitation over the past 56 years, *Geophys. Res. Lett.*, **33**, L06711, doi:10.1029/2005GL025347.
- Zimmerman, D. L., 1993, A bivariate Cramer-von Mises type of test for spatial randomness, *Appl. Stat.*, **42**, 43-54.