

تغییر اقلیم در ناهمواری های زاگرس

معصومه صوفی^۱، دکتر بهلول علیجانی^۲

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقلیم شناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
۲- استاد اقلیم شناسی و مدیر قطب علمی تحلیل فضایی مخاطرات محیطی، دانشگاه خوارزمی تهران

چکیده:

در ایران، تغییرات اقلیم بسیار مهم ارزیابی می گردد زیرا بالارفتن دما و کمبود بارش ایران تأثیرات منفی زیادی بر روی منابع آب و امنیت غذایی دارد که سبب گسستن بافت های زیستی، اجتماعی و غیره می گردد. از این لحاظ، ارزیابی تغییرات مقدار بارش حائز اهمیت است. بررسی و ارزیابی روند بلندمدت بارش و دما در ناهمواری های زاگرس به کمک سری های زمانی مجموع بارش، فراوانی روزهای بارشی، میانگین دمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینه ی ۲۶ ایستگاه های هواشناسی ممکن گردیده است. حداقل دوره ی آماری سری های زمانی ۱۷ و حداکثر ۵۵ سال بود. بنهجاری سری های زمانی با آزمون لایلی فورس و روند آنها با آزمون های پارامتریلجانگ-باکس و ناپارامتریتاوا کندال ارزیابی شده است. علاوه بر این، از آزمون همبستگی پیرسن برای برآورد نوع روند و شیب آن استفاده گردیده است. نتایج آزمون ها، تغییرات گرایش دار (کاهش و افزایش) معنی داری را روزهای بارشی سالانه ی ایستگاه های زاگرس نشان ندادند. در مقابل، سری های زمانی میانگین دمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینه، دچار تغییرات شدیدتری گردیده اند. در بیش از ۹۰ درصد ایستگاه های مورد مطالعه، سری زمانی میانگین دمای شبانه روز دارای روند بوده که عمدتاً گرایش افزایشی دارد. در مقابل، سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه در بیش از یک سوم ایستگاه های ناهمواری های زاگرس دارای روند می باشد. ایستگاه هایی که روند کاهشی و افزایشی در سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه آنها وجود دارد، در فراوانی با همدیگر یکسان بوده و از این لحاظ یک الگوی مکانی مشخص در تغییرات سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه ی ناهمواری های زاگرس وجود ندارد.

واژگان کلیدی: تغییر اقلیم، تحلیل روند، آزمون نرمالی، آزمون استقلال.

مقدمه:

اقلیم پدیده ای متغیر بوده و تغییرپذیری آن موضوعی است که همواره مورد توجه اقلیم شناسان قرار گرفته است. تغییر اقلیم به تغییر مشخص در الگوهای مورد انتظار برای وضعیت میانگین آب و هوایی مکانکه در طولانی مدت در رخ دهد اطلاق می گردد. از آنجایی که اقلیم نقش مهمی در تمام ابعاد حیات ایفا می نماید، توجه به تغییرات آن بویژه در دهه های اخیر به یکی از دغدغه های بشر تبدیل گردیده و می توان آن را بزرگ ترین چالش قرن بیست و یکم دانست. در این میان اگرچه کره زمین به دفعات تغییر اقلیم را تجربه نموده است اما شاید بتوان تغییر اقلیم

کنونی را از آن جهت که بشر به عنوان یک عامل مهم تغییر در کنار عوامل طبیعی مطرح گردیده است، از بقیه متمایز کرد. اثبات وقوع پدیده تغییر اقلیم در سطح جهان به سهولت امکان پذیر نیست و نیازمند بررسی های جامع بر روی پارامترهای اقلیمی طولانی مدت می باشد.

با وجود شواهدی برای تغییر اقلیم، تا دهه ۱۹۷۰ میلادی عقیده ای مبنی بر ایستایی اقلیم وجود داشت. گرچه سالها قبل از آن یعنی در سالهای ۱۹۴۷ و ۱۹۴۸ میلادی، لوئیس^۱ (1947)، لیسگند^۲ (1948) و وندنپلاس^۳ (1948) در مقالات خود، توجه دنیا را به گرم شدن کره زمین معطوف نموده بودند. یکی از نتایج کلی که در اغلب تحقیقات انجام شده در این زمینه، دیده می شود، افزایش دمای بسیاری از نقاط کره زمینو به طور کل افزایش میانگین دمای هوای کره زمین می باشد (IPCC, 2001, 696).

در ایران، تغییرات اقلیم بسیار مهم ارزیابی می گردد زیرا بالارفتن دما و کمبود بارش ایران تأثیرات منفی زیادی بر روی منابع آب و امنیت غذایی دارد که سبب گسستن بافت های زیستی، اجتماعی و غیره می گردد. بدین جهت انجام هر مطالعه جامعی در راستای شناخت هرچه بیشتر اقلیم، تغییرات و کاربرد آن در مسائل و برنامه ریزی های کشور می تواند سودمند واقع گردد.

مطالعه ی تغییر اقلیم و نحوه ی پراکنش آن که حاصل فعالیت های بشر است، یکی از مهمترین موضوعات مطالعات اخیر اقلیم شناسی است. پیش تر، مطالعات جامعی بر روی تغییرات میانگین عناصر اقلیمی مهم مانند بارش و دما از دیدگاه آشکار سازی آماری تغییر اقلیم در سطح کشور صورت گرفته است. گزیده ی این پژوهش ها و سایر تحقیقات قابل خارجی بیان می گردد. آنچه اهمیت و ارزش این پژوهش را توجیه می نماید، اول مطالعه تغییرات اقلیمی در یک محدوده ی ویژه از ایران (آرایش ناهمواری های زاگرس) می باشد که پیش تر در قالب یک مطالعه ناحیه ای، فاقد پیشینه می باشد. دوم آنکه مطالعه تغییرات اقلیمی میانگین عناصر اقلیمی ایران اکثراً با روشهای ناپارامتریک انجام گردیده است. در روشهای ناپارامتریک، سنجش بهنجاری سری های لازم نبوده و انجام نمی گیرد و بنابراین سری های دارای توزیع بهنجار و نابهنجار، همانند تحلیل می گردند. ثانیاً در آزمون های ناپارامتریک، زمان در ارزیابی تغییرات بلندمدت نقش منفی ایفا می کند. زیرا در آزمون های ناپارامتریک مانند رگرسیون خطی و من کندانال که مبنای بیشتر مطالعات نیز بوده است، تغییرات سری های زمانی نسبت به زمان سنجیده می شود که خالی از اشکال نمی باشد. در این پژوهش، اعتقاد بر این است که کاربست هر مدل اقلیمی برای کشف رفتار سری های زمانی باید در فرایند مدل های اقلیم سنجی انجام پذیرد. بنابراین، برای تصمیم گیری در ارتباط با استفاده از مدل های روند باید از آزمون های آماری استفاده و انتخاب مدل های روند بر اساس آنها صورت گیرد.

به دلیل اهمیت تغییر اقلیم، ارزیابی و آشکار سازی آن موضوع تحقیقات بیشماری در جهان بوده و می باشد. در فاصله سالهای ۱۹۰۰-۱۹۹۴ بارش در عرضهای بالایی نیمکره شمالی، به خصوص در فصل سرد، افزایش، و در نواحی حاره و جنب حاره از آفریقا تا اندونزی از دهه ۱۹۶۰ به بعد کاهش داشته است (IPCC, 1996, 245). بطور کلی

- 1-Lewis
- 2-Lysgand
- 3-Vandenplas

میانگین جهانی بارش تا سال ۱۹۶۰ افزایش و پس از آن تا سال ۱۹۸۰ کاهش یافته است. باید به این مطلب نیز اشاره نمود که این کاهش ها و افزایش ها در همه نقاط دنیا به یک اندازه نبوده است (-27,2000, Clarke⁴, 38). میانگین بارش سالانه جهانی در دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۸ دارای روند خطی افزایشی حدود ۲۴ میلیمتر در دهه بوده است. الگوهای مکانی روند بارش و نرخ افزایشی آن با تصاویر بدست آمده از اجرای مدل های گردش عمومی جو^۱ حاصل از افزایش دی اکسید کربن، منطبق بوده است (Dai⁵ & all, 1997, 2943-2962). البته این نوع مطالعات برای مناطق جغرافیایی مختلف نیز انجام گردیده است. به عنوان مثال می توان به غرب و شمال سویس اشاره کرد که بارش زمستانه در فاصله بین سالهای ۱۹۰۰-۱۹۰۱ تا حدود ۳۰ درصد یا میانگین بارش در ایالات متحده از سال ۱۹۱۰ حدود ۱۰٪ نسبت به قبل از آن افزایش داشته اند (karl⁷, 1998, 231). در امریکای لاتین و مرکزی نیز الگوهای متفاوت بوده است. به عنوان مثال می توان روند کاهشی در بارش و رواناب را در بعضی از قسمت ها مانند شیلی جنوبی و مناطق کوهستانی آرژانتین نام برد و در بعضی از قسمت های مکزیک و امریکای مرکزی بسته به موقعیت و شیب حوضه آبریز آن، روند افزایشی یا کاهشی مشاهده گردیده است. همچنین در شمال و شمال غربی نیکاراگوئه در دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۵ روند کاهشی وجود داشته و در کلمبیا نیز روند ضعیفی در دوره ۱۹۹۵-۱۹۵۵ دیده شده است (IPCC, 2001, 724). در اروپا نیز کلاً روندهای متفاوتی از بارش مشاهده شده و در نواحی مختلف آن، هم در مقیاس سالانه و هم در مقیاس فصلی تغییراتی رخ داده است (WCDMP, 1997, 51). افزایش دما اغلب در جهت کاهش بارش در آسیا عمل کرده است و این در حالی است که در نیمکره شمالی افزایش دما در راستای افزایش بارش به وقوع پیوسته است. بنابراین الگوی بارش در قاره آسیا متفاوت از نیمکره شمالی می باشد (IPCC, 2001, 554). بررسی تغییرات روند بلندمدت بارش در ژاپن نشان داده است که بارش های بیش از ۱۰۰ و ۲۰۰ میلیمتر رو به افزایش بوده و بارش های کمتر از ۱ تا ۱۰ میلیمتر روند کاهشی داشته اند. علاوه بر آن تمرکز بارش ژاپن در قرن اخیر بیشتر نیز گردیده است (fujibe⁸, 2008, 51). تغییرات بارش روزانه در منطقه نیمه خشک مناطق شمالی چین با استفاده از داده های ۳۰ ایستگاه در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۶ نیز بررسی گردیده است. نتایج این بررسی نشان داده است که در مقایسه با دهه ۱۹۵۰ تعداد روزهای بارانی در دهه ۱۹۹۰ در حدود ۸ روز کاهش یافته و علاوه بر آن فراوانی روزهای بارشی کم مقدار نیز به سود روزهای بارشی شدیدتر کاهش داشته است (Gong⁹ & all, 2004, 771). چوی^۲ و همکاران تغییرات رخدادهای فرین، میانگین بارش و دما را در منطقه آسیایی اقیانوس آرام طی بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۵ بررسی نموده اند. نتایج بررسی نشان داده است که فراوانی سالانه رخداد شب های (روز) سرد، کاهش و فراوانی رخداد شب های (روز) گرم افزایش داشته است (choi & all, 2009, 1906). ریو^۳ و همکاران ویژگی های دماهای کمینه فرین روزانه کره جنوبی را بررسی نموده اند. نتایج بررسی آنها نشان داده است که تعداد روزهای همراه با دمای فرین کمینه، از میانه دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است (Ryoo & all, 2004, 145). بررسی روند دماهای فرین در اروپا و چین، سه دوره تغییرات

¹-General Circulation Models

²-Choi

³-Ryoo

دماهای فرین را نشان داده است (van¹² & all, 2002, 355). یو و هاشینو^۱ روند دمای ماهانه، فصلی و سالانه ژاپن را در صد سال گذشته بررسی کرده اند و نشان داده اند که دمای سالانه ۴۶ ایستگاه که روند آنها با آزمون من کندال ارزیابی شده است، در فاصله سالهای ۱۹۰۰ تا ۱۹۹۶ بین ۰/۵۱ تا ۲/۷۷ درجه سلسیوس افزایش یافته است. همین ویژگی در دمای ماهانه و فصلی نیز مشاهده گردیده است (yo & hashino, 2003, 17). سو^۲ و همکاران روند دما و بارش فرین در حوضه رودخانه یانگ تسه چین را با استفاده از داده های روزانه ۱۰۸ ایستگاه هواشناسی طی دوره آماری ۱۹۶۰-۲۰۰۲ بررسی کرده اند. از آزمون من کندال و رگرسیون خطی ساده جهت شناسایی روند فرین های سالانه و فصلی بهره گرفته اند و نتایج بررسی آنها نشان داده است که میانگین دمای کمینه و بیشینه در منطقه مورد مطالعه، دارای روند مثبت بوده است (So & all, 2006, 131). گانگولی و ایبر^۳ تغییرات بلندمدت دمای هند را در تابستان مورد بررسی قرار داده اند. نتایج بررسی آنها نشان داده است که روند دما در فصل تابستان در مناطق غربی هیمالیا و شمال غرب هند اندکی کاهشی بوده است. اما در مناطق پنسلوانیا، ساحل شرقی، قسمت های شمالی بخش مرکزی، شمال شرقی و سواحل غربی اندکی افزایش داشته است (Ganguly & Iyer, 2008, 735). ژانگ^۴ و همکاران تغییرات مکانی فضایی رخداد دماهای فرین سرد زمستانی و دماهای فرین گرم تابستانی را در حوضه رودخانه زرد ژاپن مورد مطالعه قرار داده اند. نتایج بررسی آنها نشان داده است که فراوانی و شدت رخدادهای دماهای بالا دارای روند صعودی معنی داری در ایستگاه های بخش غربی و شمالی حوضه رودخانه زرد بوده است. از طرفی کُل حوضه روند نزولی را از لحاظ دماهای فرین سرد نشان داده و روند گرمایشی سالانه دمای هوا ناشی از افزایش دماهای کمینه بوده است (Zhang & all, 2008, 35). روند بارش سالانه سریلانکا در یکصد سال اخیر (۱۸۶۹-۱۹۹۸) با استفاده از آزمون های من کندال، اسپیرمن و رگرسیون خطی بررسی گردیده است. نتایج این بررسی نشانگر روند افزایشی بارش بوده است (jayawadene¹⁷ & all, 2005, 7). تحلیل روند بارش سالانه و فصلی نـرـوژ نیـز نشـان از افـزایش مقـدار بارش بـوده است (hanssen – bauer and forland¹¹, 1998, 143). روند بارش ماهانه و سالانه مناطق مرکزی و جنوبی نیجریه در یک دوره ۷۲ ساله بررسی گردیده و نتایج نشان داده است که ریزش بارش در منطقه تصادفی نبوده و دارای روند نزولی می باشد (Anyadike¹², 1992, 567). تغییرات بارش مناطقی از روسیه، اروپا و آمریکای شمالی با استفاده از سری صد ساله بارش متوسط سالانه ارزیابی گردیده است. نتایج حاکی از روند افزایشی بارش در حدود ۶ درصد در عرض های ۳۰ تا ۷۰ درجه شمالی بوده است (easterling, 2000, 297).

تغییرات زمانی و مکانی بارش ایران در دهه های اخیر شدید بوده و در حدود نیمی از مساحت ایران در معرض تغییرات بارش قرار گرفته اند. این تغییرات عمدتاً در نواحی کوهستانی و نیز نیمه غربی رخداد بیشتری داشته اند و عموماً نواحی با بارندگی بیشتر، محتمل تغییرات بیشتری نیز بوده اند (Asakreh, 1386, 145). بررسی روند ماهانه بارش ایران نشان داده است که مقدار بارش ایران در بیشتر مناطق فاقد روند می باشد. در عین حال بارش کرانه های

¹-Lawson

²-So

³-Ganguly and Iyer

⁴-Zhang

خزر در طی نیم سده گذشته عموماً رو به کاهش بوده است. این روند کاهشی بویژه در ماه سپتامبر آشکارتر بوده است. در مقابل مقدار بارش نواحی شرقی، جنوبی و میانی کشور در برخی ماهها روند افزایشی داشته است. قویترین و گسترده ترین روند افزایشی در ماه مارس دیده می شود. همچنین آشکار گردیده است که بارش ایران طی نیم سده گذشته (۱۹۹۹-۱۹۵۱) حدود نیم میلیمتر در سال افزایش داشته است (Masoodian, 1383, 63). روند ماهانه تعداد روزهای بارانی ایران در طول دوره مورد مطالعه کاهشی بوده است. بیشترین درصد مساحت کشور در ماههای فروردین و آذر دارای روند بوده است (Masoodian & all, 1389, 87). روند تغییرات دمای متوسط سالانه ایران نیز بررسی و نشان داده شده است که در سطح معنی داری ۰/۰۵، به ترتیب ۴۴، ۱۵ و ۴۱ درصد از ایستگاه های ایران دارای روند مثبت، منفی و بدون روند بوده اند. علاوه بر آن پیش بینی گردیده است که در سالهای آتی بیشتر مناطق ایران با افزایش دما رو به رو خواهد گردید (Shirgholami & ghahremanan, 1384, 9). روند دمای سالانه تبریز با استفاده از روش رگرسیون خطی برآورد گردیده و افزایش ۰/۰۳ تا ۰/۰۴ درجه سلسیوس را نشان داده است (Asakerh, 1386, 3). تغییرات دما و بارش ایران بررسی و پیش بینی گردیده است. نتایج بررسی نشان داده است که تغییرات اقلیمی در مناطق مورد مطالعه در طول دوره آماری یکسان نبوده، به طوری که مقادیر حداقل دما در مناطق شمال (سواحل دریای خزر) و نواحی کوهستانی ایران دارای تفاوت های قابل ملاحظه ای بوده ولی در مناطق دیگر کشور تغییرات زیادی ندارد. از طرف دیگر مقادیر حداکثر دما در کلیه مناطق به جز نواحی جنوبی کشور دارای تغییرات زیادی بوده است. مجموع بارندگی ماهانه نیز به جز در مناطق حاشیه ای بیابان های مرکزی تغییرات آماری معنی داری نداشته اند (Jahanbakhsh & torabi, 1383, 104). تغییرپذیری بارش دهه های اخیر ایران با استفاده از داده های بارش ۳۴ ایستگاه همدید بررسی گردیده است. مطالعه روند و معنی داری آن با استفاده از آزمون پارامتریک تی-آستودنت و آزمون های ناپارامتریک من کندال و اسپیرمن صورت گرفته و نتایج، روندهای کاهشی و افزایشی در جمع بارش سالیانه ایستگاه های ایران را نشان داده است (Askare & Rahimzadeh, 1385, 67). دمای ایران در نیم سده گذشته روندهای مثبت و منفی داشته است. در نیم سده گذشته دمای شبانه، روزانه و شبانه روزی ایران به ترتیب با آهنگ حدود سه، یک و دو درجه در هر صد سال افزایش داشته است. روندهای افزایش دما عمدتاً در سرزمین های گرم و کم ارتفاع و روندهای کاهشی عمدتاً در رشته کوهها دیده شده است (Masoodian, 1383, 89). روند تغییرات بارندگی های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در طی یک قرن گذشته (۱۱۶ سال) بررسی گردیده و نتایج آن نشان داده است که در مقیاس ماهانه حالتی که بتواند وجود روند یا تغییر اقلیم بارندگی را مستند سازد، بسیار نامحدود و برای نتیجه گیری ناکافی بوده و آزمون های مقیاس سالانه نیز روند تغییر اقلیم در بارش را تأیید ننموده اند (Khaleli & Bazrafshan, 2003, 25). روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه ۴۸ ایستگاه در حوزه ایران مرکزی با استفاده از روشهای ناپارامتری ارزیابی گردیده است. نتایج این پژوهش روند خاصی را در بارندگی های فصلی و سالانه منطقه نشان نداده است (Hejam & all, 1387, 157).

با علم به تحقیقات داخلی و خارجی، این پژوهش سعی دارد رفتارهای بارش و دما را در دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۱ برای آشکارسازی تغییرات احتمالی اقلیم در ناهمواری های زاگرس با آزمون های پرتوان سنجش تغییرات اقلیمی، مورد ارزیابی قرار دهد.

داده ها و روش شناسی:

سری زمانی متغیرهای مجموع بارش، فراوانی روزهای بارشی، میانگین دمای شبانه روز و تفاوت بین دمای کمینه و بیشینه در مقیاس سالانه پایگاه داده‌ی این پژوهش را تشکیل می دهد. این متغیرها از ایستگاه های هواشناسی موجود در ناهمواری های زاگرس تهیه گردیده اند که موقعیت و مشخصه‌های آنها در شکل و جدول شماره ۱ آورده شده است. ایستگاه های برگزیده شده، دارای حداقل ۱۷ و حداکثر ۵۵ سال آمار می باشند.

بررسی تغییرات زمانی اقلیم در حیطه اقلیم سنجی قرار داشته و آشکارسازی روند عناصر اقلیمی به کمک مطالعه سری زمانی^۱ عناصر اقلیمی ممکن می باشد. از طرفی، کاربست هر مدل اقلیمی برای کشف رفتار سری های زمانی باید در فرایند مدل های اقلیم سنجی انجام پذیرد. بنابراین، برای تصمیم گیری در ارتباط با استفاده از مدل های روند باید از آزمون های آماری استفاده شود. متناسب با ماهیت سری زمانی و سنجش آنها، آزمون های آماری را می توان در قالب آزمون های پارامتری^۲ و ناپارامتری^۳ مورد استفاده قرار داد. موارد و پیش فرض های فراوانی وجود دارد که انتخاب نوع آزمون را برای محقق مشخص می نماید. بر این اساس در کاربرد آزمون ها باید به مقیاس، روابط آماری، ماهیت نمونه ها، آماره های مربوط، فرضیه های پژوهش و مستقل و وابسته بودن داده ها، توجه نمود.

در تحلیل های پارامتریک برای توزیع متغیر در جامعه ای که نمونه از آن بدست آمده است، پیش فرض هایی مطرح می گردد. اعتبار نتایج آزمون های پارامتری به صادق بودن این پیش فرض ها بستگی دارد. از جمله این پیش فرض ها بهنجار بودن و استقلال مشاهدات می باشد. آزمون هایی که هیچ گونه فرضی درباره توزیع آنها وجود ندارد، بصورت تحلیل های آزاد مطرح می گردند که اغلب ناپارامتریک هستند. به استناد به دلایلی از این قبیل، در این پژوهش سعی بر این است تا صورت صادق بودن پیش شرط ها، از آزمون های پارامتریک برای برآورد روند استفاده گردد. مهمترین پیش شرط های استفاده از آزمون های پارامتریک، بهنجار بودن (نرمال بودن) توزیع داده ها و استقلال (تصادفی بودن) آنهاست. برای ارزیابی و اثبات نرمال یا بهنجاری توزیع سری معمولاً از آزمون های خی دو^۴ (χ^2) و کولموگروف-اسمیرنف^۵ استفاده می گردد، در حالیکه آزمون های بهنجاری فراوانند. در این پژوهش، برای بررسی بهنجاری توزیع سری های زمانی بارش از شکل تصحیح شده آزمون کولموگروف-اسمیرنف یعنی آزمون لایلی فورس^۱ استفاده گردیده است. این آزمون توسط لایلی فورس (۱۹۶۷) و وان سویست^۷ توسعه داده شده است. فرض تحقیق (فرض صفر) در این آزمون، این است که سری از توزیع نرمال استاندارد برخوردار می باشد. با

24- Time Series

2-Parametric Tests

3- Nonparametric Tests

4- Chi- Square Test

25- Kolmogorov- Smirnov Test

26-Lilliefors Test

27- Van Soest

وجودی که آزمون های لایلی فورس و KS دارای آماره یکسانی هستند، تجربه نشان می دهد که فرم تصحیح شده آزمون KS که لایلی فورس نام دارد در عمل از عملکرد بهتری برخوردار می باشد. تفاوت آزمون لایلی فورس با KS در این است که پارامترها در لایلی فورس معلوم فرض نشده و برآورد می شوند. مراحل انجام آزمون لایلی فورس به صورت زیر می باشد:

- محاسبه میانگین داده ها (X_i ها)

$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_i^N X_i$	۱
--------------------------------------	---

- محاسبه پراش داده ها

$S_X^2 = \frac{\sum_i^N (X_i - \bar{X})^2}{N-1}$	۲
--	---

- استاندارد سازی داده ها

$Z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{S_X}$	۳
-----------------------------------	---

* S_X بیانگر انحراف معیار بوده و مساوی با جذر پراش می باشد.

- محاسبه تابع احتمال

$\mathcal{N}(Z_i) = \int_{-\infty}^{Z_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} Z_i^2 \right\}$	۴
--	---

- محاسبه آماره آزمون

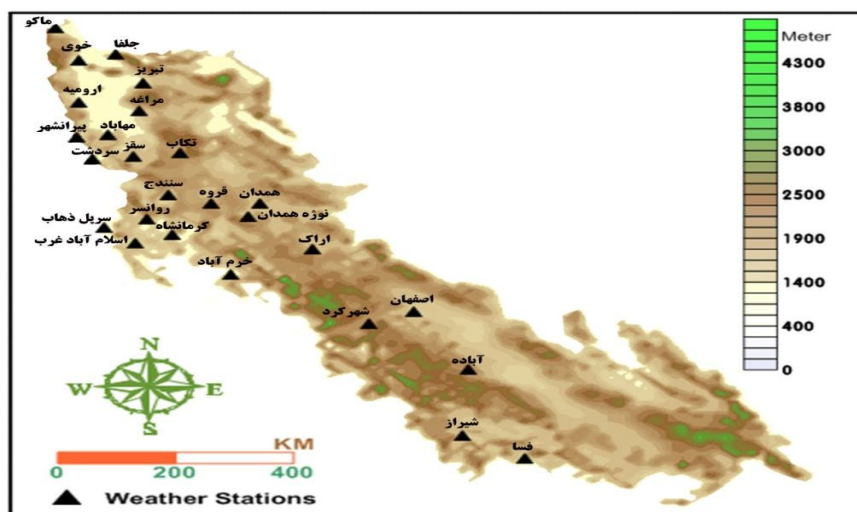
$L = \max_i \{ \mathcal{P}(Z_i) - \mathcal{N}(Z_i) , \mathcal{P}(Z_i) - \mathcal{N}(Z_{i-1}) \}$	۵
---	---

* $\mathcal{P}(Z_i)$ برابر است با فراوانی Z_i

قائده تصمیم گیری بر اساس آماره لایلی فورس (L) به شرح زیر می باشد:

$$\text{Rej ect} : H_0 \text{ if } L \geq L_c$$

اگر مقدار آماره آزمون (L) بزرگتر یا مساوی از مقدار بحرانی جدول (L_c) باشد در آنصورت فرض صفر در سطح معنی داری α تأیید نمی گردد و بیانگر نرمال نبودن توزیع سری است.



شکل ۱: موقعیت جغرافیایی ایستگاه های مورد مطالعه

جدول ۱: مشخصات آماری- جغرافیایی ایستگاه های هواشناسی مورد مطالعه

دوره آماری	مشخصات جغرافیایی			نام ایستگاه	دیف
	ارتفاع(متر)	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی		
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۳۱۸/۶	۴۷° ۹	۳۴° ۲۱	کرمانشاه	۱
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۱۴۷/۸	۴۸° ۱۷	۳۳° ۲۶	خرم آباد	۲
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۳۶۱	۴۶° ۱۷	۳۸° ۵	تبریز	۳
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۳۱۵/۹	۴۵° ۵	۳۷° ۳۲	ارومیه	۴
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۶۷۹/۷	۴۸° ۴۳	۳۵° ۱۲	نورژه همدان	۵
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۵۵۰/۴	۵۱° ۴۰	۳۲° ۳۷	اصفهان	۶
۱۹۵۱-۲۰۰۵	۱۴۸۴	۵۲° ۳۶	۲۹° ۳۲	شیراز	۷
۱۹۵۹-۲۰۰۵	۱۱۰۳	۴۴° ۵۸	۳۸° ۳۳	خوی	۸
۱۹۵۹-۲۰۰۵	۱۳۷۳/۴	۴۷° ۰	۳۵° ۲۰	سنندج	۹
۱۹۵۵-۲۰۰۵	۱۷۰۸	۴۹° ۴۶	۳۴° ۶	اراک	۱۰
۱۹۵۵-۲۰۰۵	۲۰۴۸/۹	۵۰° ۵۱	۳۲° ۱۷	شهرکرد	۱۱
۱۹۶۱-۲۰۰۵	۱۵۲۲/۸	۴۶° ۱۶	۳۶° ۱۵	سقز	۱۲
۱۹۷۶-۲۰۰۵	۱۷۴۱/۵	۴۸° ۳۲	۳۴° ۵۲	همدان	۱۳
۱۹۶۶-۲۰۰۵	۱۲۸۸/۳	۵۳° ۴۱	۲۸° ۵۸	فسا	۱۴
۱۹۷۷-۲۰۰۵	۲۰۳۰	۵۲° ۴۰	۳۱° ۱۱	آباده	۱۵
۱۹۸۳-۲۰۰۵	۱۴۷۷/۷	۴۶° ۱۶	۳۷° ۲۴	مراغه	۱۶
۱۹۸۵-۲۰۰۵	۷۳۶/۲	۴۵° ۴۰	۳۸° ۴۵	جلفا	۱۷
۱۹۸۵-۲۰۰۵	۱۳۸۵	۴۵° ۴۳	۳۶° ۴۶	مهاباد	۱۸
۱۹۸۵-۲۰۰۵	۱۴۱۱/۳	۴۴° ۲۶	۳۹° ۲۰	ماکو	۱۹
۱۹۸۶-۲۰۰۵	۱۷۶۵	۴۷° ۷	۳۶° ۲۳	تکاب	۲۰
۱۹۸۶-۲۰۰۵	۵۴۵	۴۵° ۵۲	۳۴° ۲۷	سرپل ذهاب	۲۱
۱۹۸۶-۲۰۰۵	۱۶۷۰	۴۵° ۳۰	۳۶° ۹	سردشت	۲۲
۱۹۸۶-۲۰۰۵	۱۴۵۵	۴۵° ۸	۳۶° ۴۰	پیرانشهر	۲۳
۱۹۸۷-۲۰۰۵	۱۳۴۸/۸	۴۶° ۲۸	۳۴° ۷	اسلام آباد غرب	۲۴
۱۹۸۸-۲۰۰۵	۱۳۷۹/۷	۴۶° ۳۹	۳۴° ۴۳	روانسر	۲۵
۱۹۸۹-۲۰۰۵	۱۹۰۶	۴۷° ۴۸	۳۵° ۱۰	قروه	۲۶

در صورتی که پیش شرط های لازم، برقرار گردد؛ در آن صورت آزمون استقلال سری های زمانی با آزمون های پارامتریک ممکن می گردد. از جمله ی مناسب ترین آزمون های پارامتریک برای سنجش استقلال سری ها، آزمون های خودهمبستگی می باشند. در این آزمون ها رفتار سری زمانی با خود سری سنجیده می شود. در صورتی که در اغلب آزمون های پارامتریک (مانند رگرسیون خطی و ...) رفتار سری با زمان سنجیده می شود. آزمون لجانگ-باکس^۱ نیز از جمله آزمون های خودهمبستگی بشمار می رود و در این پژوهش برای ارزیابی استقلال سری های زمانی مورد استفاده قرار می گیرد.

آزمون لجانگ-باکس، شکل تصحیح شده آزمون پورت-مانتو^۲ باکس و پیرس (۱۹۷۰) می باشد که برای بررسی استقلال (ناهمبسته بودن) سری ها بکار می رود. آماره ی این آزمون به شکل زیر می باشد:

$Q^* = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{r_i^2}{n-1} \sim \chi_m^2$	۶
---	---

مقادیر r_i ها (خودهمبستگی ها) در این آزمون بر اساس رابطه زیر محاسبه می گردند:

$$r_i = \text{corr}(x_t, x_{t+i}) = \frac{\sum_{t=1}^{n-i} (x_t - \bar{x})(x_{t+i} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad ۷$$

که در آن n تعداد مشاهدات و m تاخیر موردنظری باشد. در واقع r_i همبستگی مرتبه i ام بین X_t و X_{t+i} می باشد. برای محاسبه m قواعد $m = n/4$, $m = \sqrt{n} + 10$, $m = \ln(n)$ پیشنهاد شده است که از بین آنها $m \approx \ln(n)$ منجر به بهترین توان برای آزمون می شود.

در این آزمون، فرض استقلال (تصادفی بودن) در صورتی تأیید نمی گردد که $|Q^*| \geq \chi_m^2$ باشد. یا به عبارتی اگر مقدار احتمال آماره آزمون کوچکتر از ۰/۰۵ باشد فرض استقلال تأیید نمی گردد.

چنانچه سری زمانی مورد نظر توزیع بهنجاری نداشته باشد برای تحلیل روند باید از آزمون های ناپارامتریک استفاده نمود. در این پژوهش از آزمون تاو کندال^۳ استفاده گردیده است. آزمون تاو کندال از ضریب همبستگی کندال بدست می آید و برای سنجش روند (صعودی و نزولی) سری استفاده می گردد. آماره این آزمون عبارت است از:

$Z_\tau = \frac{\tau}{\sigma_\tau} = \frac{\tau}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}}$	۸
---	---

τ ضریب همبستگی رتبه ای کندال (τ) از طریق رابطه زیر بدست می آید. جزئیات بیشتر در (کندال، ۱۹۵۵) موجود است.

$\tau = \frac{\frac{1}{2}N(N-1) - d_\Delta(\mathcal{P}_1, \mathcal{P}_2)}{\frac{1}{2}N(N-1)} = 1 - \frac{2 \times [d_\Delta(\mathcal{P}_1, \mathcal{P}_2)]}{N(N-1)}$	۹
--	---

^۱-Ljung-Box(LBQ TEST)

^۲-Portmanteau Test

^۳-Kendall's tau

$\sigma_{\tau}^2 = \sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}$	۱۰
--	----

قاعده تصمیم گیری در آزمون تاو کندال بدین ترتیب می باشد:

$$\text{Reject } H_0 \text{ if } |Z_{\tau}| > Z_{\alpha/2}$$

قاعده آزمون نیز بدین شکل می باشد: $H_0 =$ سری بدون روند است. $H_1 =$ سری دارای روند است. برآورد نوع و شیروند در آزمون های پارامتریک و ناپارامتریک از طریق آزمون ضریب همبستگی پیرسون انجام می گیرد. ضریب همبستگی پیرسن بوسیله r نشان و به صورت زیر نوشته می شود:

$$r = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_{xx}S_{yy}}} = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2][n \sum y^2 - (\sum y)^2]}} \quad ۱۰$$

معنی داری ضریب همبستگی را با T نمایش و بر اساس آماره زیر محاسبه می شود:

$$T = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad ۱۱$$

در حال کلی برای بررسی فرضیه در آزمون پیرسن از آماره زیر استفاده می گردد:

$$Z = \frac{X - \mu_X}{\sigma_X} \sim Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \quad ۱۲$$

اگر رابطه $|Z| \geq Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ برقرار باشد فرض صفر تأیید نمی گردد و در غیر این صورت ($|Z| < Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$) نمی توان فرض صفر را رد نمود.

بحث و نتایج:

بهنجاری توزیع سری های زمانی مجموع بارش و فراوانی روزهای بارشی در ایستگاه های ناهمواری های زاگرس با آزمون لایلی فورس ارزیابی گردیده و نتایج آن در جدول شماره ۲ آورده شده است. سری زمانی مجموع بارش در همه ایستگاه های ناهمواری های زاگرس از توزیع بهنجار برخوردار بوده و استفاده از آزمون پارامتریک برای ارزیابی استقلال مشاهدات آنها مانعی ندارد. در مقابل، سری زمانی فراوانی روزهای بارشی، تنها در ایستگاه های جلفا و پیرانشهر از توزیع نرمال برخوردار نمی باشد. بنابراین برای آزمون استقلال مشاهدات سری های زمانی نرمال از آزمون پارامتریک لجانگ باکس و سرهای زمانی نابهنجار از آزمون ناپارامتریک تاو کندال استفاده گردیده است. نتایج این آزمون ها در جدول شماره ۳ آورده شده است.

بر اساس قاعده تصمیم گیری در آزمون لجانگ- باکس، فرض استقلال (تصادفی بودن) مشاهدات سری زمانی مجموع بارش، در ایستگاه های سنندج، مراغه و سردشت تأیید نمی گردد. بنابراین احتمال وجود یک روند معنی دار (کاهشی یا افزایشی) در سری زمانی آنها وجود دارد. شرایطی مشابه، در سری زمانی فراوانی روزهای بارشی ایستگاه های شهرکرد و آباده نیز وجود دارد.

سری زمانی فراوانی روزهای بارشی ایستگاه های جلفا و سردشت، از توزیع نرمال برخوردار نبوده اند و فرض استقلال مشاهدات آنها با آزمون ناپارامتریک تاو کندال مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس قاعده تصمیم گیری در این آزمون، فرض استقلال مشاهدات تأیید گردیده و فرض این آزمون تأیید نمی گردد. بنابراین احتمال وجود روند در سری زمانی این ایستگاه ها قطعی نمی باشد (جدول ۴).

جدول ۲: آزمون بهنجاری توزیع سری های زمانی مجموع بارش و روزهای بارش آزمون لایلی فورس

ردیف	آزمون بهنجاری سری مجموع بارش				آزمون بهنجاری سری فراوانی روزهای بارشی				
	ایستگاه	L_c	L	p	H	L_c	L	p	H
۱	کرمانشاه	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۳	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۰۸	۰/۴	۰
۲	خرم آباد	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۴۸	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۱۰	۰/۱۳	۰
۳	تبریز	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۸	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۰۶	۰/۵	۰
۴	ارومیه	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۷	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۱۱۸۲	۰/۰۵۲	۰
۵	نوژه	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۵	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۰۹	۰/۲۰	۰
۶	اصفهان	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۳	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۱۰	۰/۱۱	۰
۷	شیراز	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰	۰/۱۱۸۹	۰/۰۷	۰/۵	۰
۷۸	خوی	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۵	۰	۰/۱۲۸۳	۰/۱۰	۰/۲۲	۰
۹	سنندج	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱	۰	۰/۱۲۸۳	۰/۰۷	۰/۵	۰
۱۰	اراک	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۵	۰	۰/۱۲۳۳	۰/۰۹	۰/۳۵	۰
۱۱	شهرکرد	۰/۱۲	۰/۱	۰/۱۷	۰	۰/۱۲۳۳	۰/۱۱	۰/۱	۰
۱۲	سقز	۰/۱۳	۰/۱	۰/۲۷	۰	۰/۱۳۱۰	۰/۰۹	۰/۴۴	۰
۱۳	همدان	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۴	۰	۰/۱۵۸۸	۰/۰۹	۰/۵	۰
۱۴	فسا	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۵	۰	۰/۱۳۸۵	۰/۱۰	۰/۲۶	۰
۱۵	آباده	۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۲	۰	۰/۱۶۱۴	۰/۱۵	۰/۰۶	۰
۱۶	مراغه	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۵	۰	۰/۱۷۹۹	۰/۱۲	۰/۴۶	۰
۱۷	جلفا	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۴۸	۰	۰/۱۸۷۷	۰/۱۸۸۹	۰/۰۴	۱
۱۸	مهاباد	۰/۱۹	۰/۹۶	۰/۵	۰	۰/۱۸۷۷	۰/۱۶	۰/۱۲	۰
۱۹	ماکو	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۵	۰	۰/۱۸۷۷	۰/۱۷	۰/۰۸	۰
۲۰	تکاب	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۲	۰	۰/۱۹۲۰	۰/۱۲	۰/۵	۰
۲۱	سرپل	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۵	۰	۰/۱۹۲۰	۰/۱۵	۰/۲۱	۰
۲۲	سردشت	۰/۱۹	۰/۱۴	۰/۳۹	۰	۰/۱۹۲۰	۰/۲۰۴۱	۰/۰۲	۱
۲۳	پیرانشهر	۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۴۶	۰	۰/۱۹۲۰	۰/۱۷	۰/۱	۰
۲۴	اسلام	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۲۸	۰	۰/۱۹۶۵	۰/۱۴	۰/۳۷	۰
۲۵	روانسر	۰/۲	۰/۱۲	۰/۵	۰	۰/۲۰۱۳	۰/۱۱	۰/۵	۰
۲۶	قروه	۰/۲	۰/۲	۰/۰۵۷	۰	۰/۲۰۶۸	۰/۱۴	۰/۳۸	۰

جدول ۳: آزمون استقلال سری های زمانی مجموع بارش و روزهای بارشی با آزمون لجانگ- باکس

آزمون استقلال سری فراوانی روزهای				آزمون استقلال سری مجموع بارش							ردیف
H	P	Q	CV	H	P	Q	CV	m	n	ایستگاه	
۰	۰/۷۳	۲/۰۱	۹/۴۸	۰	۰/۴۷	۳/۴۹	۹/۴۸	۴	۵۵	کرمانشاه	۱
۰	۰/۷۹	۱/۶۷	۹/۴۸	۰	۰/۹۳	۰/۸۲	۹/۴۸	۴	۵۵	خرم آباد	۲
۰	۰/۷۷	۱/۷۶	۹/۴۸	۰	۰/۱۶	۶/۴۵	۹/۴۸	۴	۵۵	تبریز	۳
۰	۰/۶۸	۲/۲۸	۹/۴۸	۰	۰/۱۴	۶/۸۱	۹/۴۸	۴	۵۵	ارومیه	۴
۰	۰/۸۵	۱/۳۱	۹/۴۸	۰	۰/۳۳	۴/۵۵	۹/۴۸	۴	۵۵	نورژه همدان	۵
۰	۰/۱۸	۶/۱۶	۹/۴۸	۰	۰/۴۳	۳/۷۷	۹/۴۸	۴	۵۵	اصفهان	۶
۰	۰/۲۳	۵/۵۷	۹/۴۸	۰	۰/۵۳	۲/۷۸	۹/۴۸	۴	۵۵	شیراز	۷
۰	۰/۱۴	۶/۹۱	۹/۴۸	۰	۰/۱۷	۶/۲۷	۹/۴۸	۴	۴۷	خوی	۷۸
۰	۰/۴۸	۳/۴۲	۹/۴۸	۱	۰/۰۱	۱۳/۰۹	۹/۴۸	۴	۴۷	سندج	۹
۰	۰/۳۹	۴/۰۵	۹/۴۸	۰	۰/۹۹	۰/۲۲	۹/۴۸	۴	۵۱	اراک	۱۰
۱	۰	۳۱/۱۷	۹/۴۸	۰	۰/۹۶	۰/۵۶	۹/۴۸	۴	۵۱	شهرکرد	۱۱
۰	۰/۴۵	۳/۶۳	۹/۴۸	۰	۰/۷۳	۱/۹۹	۹/۴۸	۴	۴۵	سقز	۱۲
۰	۰/۴۴	۲/۶۹	۷/۸۱	۰	۰/۲۶	۴/۰۱	۷/۸۱	۳	۳۰	همدان	۱۳
۰	۰/۱۱	۷/۴۰	۹/۴۸	۰	۰/۴۳	۳/۸۰	۹/۴۸	۴	۴۰	فسا	۱۴
۱	۰/۰۴	۷/۸۵	۷/۸۱	۰	۰/۵۸	۱/۹۳	۷/۸۱	۳	۲۹	آباده	۱۵
۰	۰/۰۷	۶/۸۲	۷/۸۱	۱	۰/۰۰	۱۱/۶۰	۷/۸۱	۳	۲۳	مراغه	۱۶
					۰/۰۵۳	۷/۶۶	۷/۸۱	۳	۲۱	جلفا	۱۷
۰	۰/۴۲	۲/۸۱	۷/۸۱	۰	۰/۱۷	۴/۷۹	۷/۸۱	۳	۲۱	مهاباد	۱۸
۰	۰/۴۶	۲/۵۳	۷/۸۱	۰	۰/۳۸	۳/۰۱	۷/۸۱	۳	۲۱	ماکو	۱۹
۰	۰/۱۱	۵/۹۸	۷/۸۱	۰	۰/۶۴	۱/۶۷	۷/۸۱	۳	۲۰	تکاب	۲۰
۰	۰/۴۵	۲/۶۲	۷/۸۱	۰	۰/۲۱	۴/۴۲	۷/۸۱	۳	۲۰	سرپل ذهاب	۲۱
				۱	۰/۰۱	۱۰/۴۴	۷/۸۱	۳	۲۰	سردشت	۲۲
۰	۰/۲۸	۳/۸۱	۷/۸۱	۰	۰/۰۵۴	۷/۶۳	۷/۸۱	۳	۲۰	پیرانشهر	۲۳
۰	۰/۷۴	۱/۲۴	۷/۸۱	۰	۰/۹۷	۰/۲۰	۷/۸۱	۳	۱۹	اسلام آباد غرب	۲۴
۰	۰/۶۶	۱/۵۹	۷/۸۱	۰	۰/۷۹	۱/۰۱	۷/۸۱	۳	۱۸	روانسر	۲۵
۰	۰/۱۴	۵/۴۶	۷/۸۱	۰	۰/۸۰	۰/۹۹	۷/۸۱	۳	۱۷	قروه	۲۶

جدول ۴: آزمون استقلال سری های زمانی روزهای بارشی با استفاده از آزمون ناپارامتری تاوکنندال

$ Z_\tau < Z_{\alpha/2}$	$ Z_\tau > Z_{\alpha/2}$	Z_τ	σ_τ	τ	n	ایستگاه
**		-۰/۷۷	۰/۱۵۷	-۰/۱۲۱	۲۱	جلفا
**		۰/۶۵	۰/۱۶۲	۰/۱۰۶	۲۰	سردشت

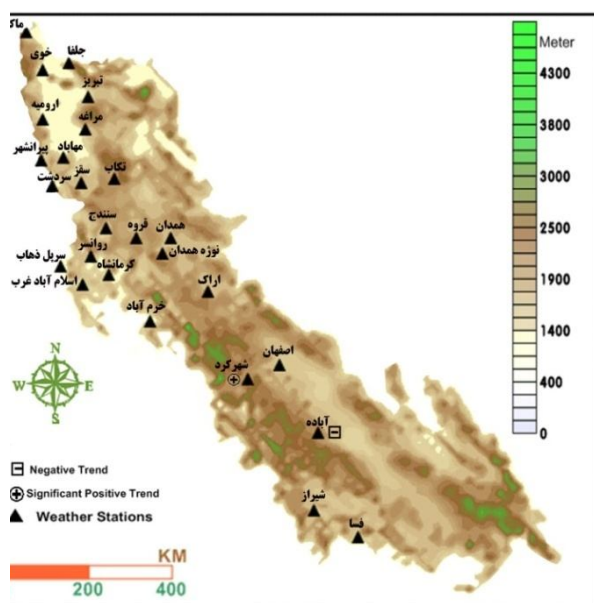
$n =$ تعداد مشاهدات، τ آماره آزمون کندال، σ_τ انحراف معیار، Z_τ نمره معیار، $Z_{\alpha/2} = 1/96$ ، $\alpha = 0.05$

واکاوی روند(نوع و شیب) سری های زمانی که فرض استقلال مشاهدات آنها توسط آزمون های تأیید نگردیده است با ضریب همبستگی پیرسن انجام گرفته است(جدول ۵). نتایج این بررسی نشان می دهد که سری زمانی مجموع بارش ایستگاه سندج که دارای روند کاهشی می باشد از معنی داری برخوردار نمی باشد. سری مجموع بارش ایستگاه مراغه دارای روند کاهشی معنی داری با شیب $-۰/۶۵$ و ایستگاه سردشت دارای روند افزایشی معنی

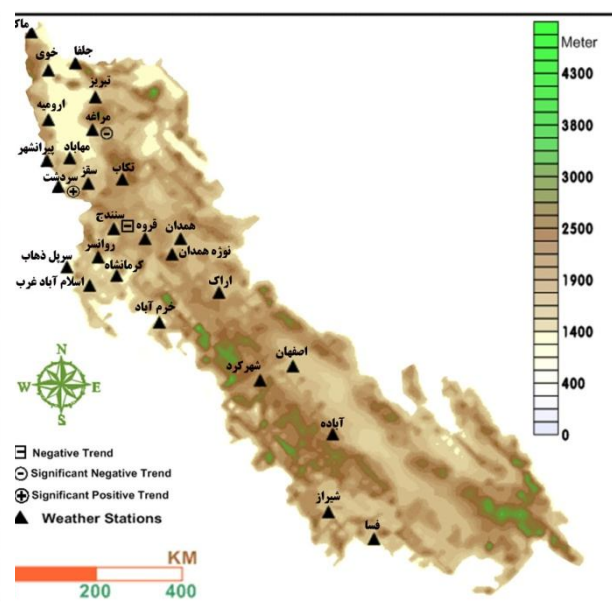
دار با شیب ۰/۵۳ می باشد. در نگاه واقع بینانه تر، باید به روند افزایشی بارش در ایستگاه سردشت و روند کاهشی آن در ایستگاه مراغه با توجه به دوره آماری آنها، تردید نمود. فراوانی روزهای بارشی در ایستگاه شهرکرد دارای روند افزایشی معنی دار با شیب ۰/۶۳ و در ایستگاه آباده دارای روند کاهشی با شیب ۰/۲۸- می باشد. بنابراین، بطور کلی می توان بیان نمود که مقدار بارش سالانه و فراوانی روزهای بارشی در ایستگاه های مورد مطالعه در ناهمواری های زاگرس تغییر نکرده است (شکل ۲ و ۳).

جدول ۵: برآورد نوع و شیب روند ایستگاه های دارای روند با آزمون همبستگی پیرسن

ردیف	نام ایستگاه	نوع سری زمانی	t	df	p -value	cor
۱	سندج	مجموع بارش	-۱/۴۵	۴۵	۰/۱۵	-۰/۲۱
۲	مراغه	مجموع بارش	-۳/۱۳	۲۱	۰/۰۰۵	-۰/۵۶
۳	سردشت	مجموع بارش	۲/۶۶	۱۸	۰/۰۱	۰/۵۳
۴	شهرکرد	فراوانی روزهای بارشی	۵/۷	۴۹	۰	۰/۶۳
	آباده	فراوانی روزهای بارشی	-۱/۶۵	۲۷	۰/۱۳	-۰/۲۸



شکل ۳: روند سری مجموع فراوانی روزهای بارشی



شکل ۲: روند سری مجموع بارش

بهنجاری سری های زمانی دمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینه جهت انتخاب نوع آزمون روند، با آزمون نرمالی لایلی فورس سنجش گردیده و نتایج آن در جدول شماره ۶ نشان داده شده است. مقدار آماره L_c آزمون لایلی فورس (L) برای سری زمانی دمای شبانه روز در تمامی ایستگاه ها کوچکتر از ارزش بحرانی جدول (L_c) بوده و بهنجاری توزیع مشاهدات آنها تأیید گردیده است. بر این اساس، برای ارزیابی روند آنها می توان از آزمون پارامتریک سنجش استقلال (لجانگ-باکس) استفاده نمود. در سوی دیگر، مشاهدات سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه در ایستگاه های تبریز، ارومیه، نوزه همدان، شهرکرد و سقز از توزیع نرمال برخوردار نمی باشند. بنابراین

ارزیابی روند سری زمانی این ایستگاه ها با آزمون پارامتریک ممکن نمی باشد. در سایر ایستگاه ها فرض نرمال بودن توزیع سری های زمانی تأیید گردیده است.

روند سری زمانی میانگین دمای شبانه روز در همه ایستگاه ها با آزمون خودهمبستگی لجانگ- باکس ارزیابی گردیده است (جدول ۷). بر اساس آماره و قاعدهی تصمیم گیری آزمون در مورد استقلال یا عدم استقلال مشاهدات، در سری های زمانی ایستگاه های کرمانشاه، خرم آباد، تبریز، ارومیه، نوزه همدان، اصفهان، شیراز، سنندج، خوی، همدان، فسا، آباد، مراغه، مهاباد، ماکو، سرپل ذهاب، تکاب، سردشت، پیرانشهر و قروه روند تشخیص داده شده است. به بیان دیگر، سری زمانی میانگین دمای شبانه روز در بیش از ۹۰ درصد ایستگاه های مورد مطالعه در ناهمواری های زاگرس دارای روند می باشد.

معنی داری، نوع و شیب روند سری زمانی میانگین دمای شبانه روز با ضریب همبستگی پیرسن سنجش گردیده است (جدول ۹). در ایستگاه های کرمانشاه، تبریز، اصفهان، شیراز، خوی، سنندج، مراغه، مهاباد، ماکو، تکاب، سرپل ذهاب، سردشت، پیرانشهر و قروه روند افزایشی معنی دار و در ایستگاه های خرم آباد و ارومیه روند کاهش معنی دار حاکم است. روند کاهش در ایستگاه های نوزه همدان، خوی، سنندج، فسا و آباد از معنی داری برخوردار نمی باشد.

بررسی موقعیت جغرافیایی ایستگاه های روند دار نشان می دهد که میانگین دمای شبانه روز در ناهمواری های زاگرس عمدتاً افزایشی می باشد.

استقلال مشاهدات تفاوت دمای کمینه و بیشینه ایستگاه های تبریز، ارومیه، نوزه همدان، شهرکرد و سقز با آزمون ناپارامتریک تاوکندال و سایر ایستگاه با آزمون پارامتریک لجانگ- باکس آزمون گردیده است. در ایستگاه های تبریز، ارومیه و نوزه همدان، فرض آزمون تاوکندال تأیید نگردیده و بنابراین سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه در آنها دارای روند می باشد. برعکس در ایستگاه های سقز و شهرکرد فرض آزمون تأیید گردیده است (جدول ۸). از طرفی دیگر، فرض استقلال در آزمون لجانگ- باکس برای سری های زمانی ایستگاه های کرمانشاه، خرم آباد، اصفهان، شیراز، خوی، سنندج و فسا تأیید نگردیده و بنابراین سری زمانی این ایستگاه های دارای روند می باشند (جدول ۷).

روند سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه در ایستگاه های خرم آباد، ارومیه، نوزه همدان، سنندج و فسا افزایشی معنی دار، در ایستگاه های تبریز، اصفهان، شیراز و خوی کاهش معنی دار می باشد. روند کاهش در ایستگاه کرمانشاه معنی دار نمی باشد (جدول ۹).

ایستگاه هایی که دارای روند کاهش و افزایشی در سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه هستند، در فراوانی با همدیگر یکسان بوده و از این لحاظ یک الگوی مکانی مشخص در تغییرات سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه ناهمواری های زاگرس وجود ندارد (شکل ۵).

جدول ۶: آزمون بهنجاری توزیع سری های زمانیدمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینه با آزمون لایلی فورس

آزمون بهنجاری سری تفاوت دمای کمینه				آزمون بهنجاری سری دمای شبانروز				ایستگاه	ردیف
H	p	L	L_c	H	p	L	L_c		
۰	۰/۰۹	۰/۱	۰/۱۱	۰	۰/۳۲	۰/۰۸	۰/۱۱۸۹	کرمانشاه	۱
۰	۰/۴۱	۰/۰۸	۰/۱۱	۰	۰/۲۷	۰/۰۹	۰/۱۱۸۹	خرم آباد	۲
۱	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۱۱	۰	۰/۵	۰/۰۷	۰/۱۱۸۹	تبریز	۳
۱	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۱۱	۰	۰/۵	۰/۰۷	۰/۱۱۸۹	ارومیه	۴
۱	۰	۰/۱۵	۰/۱۱	۰	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۱۱۸۹	نوژه همدان	۵
۰	۰/۳	۰/۰۹	۰/۱۱	۰	۰/۰۹	۰/۱۱۰۵	۰/۱۱۸۹	اصفهان	۶
۰	۰/۵	۰/۰۷	۰/۱۱	۰	۰/۵	۰/۰۵	۰/۱۱۸۹	شیراز	۷
۰	۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۱۲	۰	۰/۵	۰/۰۸	۰/۱۲۸۳	خوی	۷۸
۰	۰/۵	۰/۰۷	۰/۱۲	۰	۰/۲۹	۰/۰۹	۰/۱۲۸۳	سنندج	۹
۰	۰/۵	۰/۰۷	۰/۱۲	۰	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۲۳۳	اراک	۱۰
۱	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۱۲	۰	۰/۳۴	۰/۰۹	۰/۱۲۳۳	شهرکرد	۱۱
۱	۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰	۰/۵	۰/۰۸	۰/۱۳۱۰	سفر	۱۲
۰	۰/۵	۰/۱	۰/۱۹	۰	۰/۰۸	۰/۱۴	۰/۱۵۸۸	همدان	۱۳
۰	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۹	۰	۰/۰۷	۰/۱۳۱۴	۰/۱۳۸۵	فسا	۱۴
۰	۰/۲	۰/۱۳	۰/۱۹	۰	۰/۵	۰/۰۵۷	۰/۱۶۱۴	آباده	۱۵
۰	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۱۹	۰	۰/۳۴	۰/۱۳	۰/۱۷۹۹	مراغه	۱۶
۰	۰/۲۷	۰/۱۴	۰/۱۹	۰	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۱۸۷۷	جلفا	۱۷
۰	۰/۵	۰/۱۲	۰/۱۹	۰	۰/۵	۰/۱۰	۰/۱۸۷۷	مهاباد	۱۸
۰	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۱۹	۰	۰/۲۰	۰/۱۵	۰/۱۸۷۷	ماکو	۱۹
۰	۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۱۹	۰	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۹۲۰	تکاب	۲۰
۰	۰/۱	۰/۱۷	۰/۱۹	۰	۰/۲۷	۰/۱۴	۰/۱۹۲۰	سرپل ذهاب	۲۱
۰	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۹	۰	۰/۳۵	۰/۱۴	۰/۱۹۲۰	سردشت	۲۲
۰	۰/۲	۰/۱۵	۰/۱۹	۰	۰/۴۱	۰/۱۳	۰/۱۹۲۰	پیرانشهر	۲۳
۰	۰/۵	۰/۱	۰/۱۹	۰	۰/۴۱	۰/۱۳	۰/۱۹۶۵	اسلام آباد غرب	۲۴
۰	۰/۰۷	۰/۱۹	۰/۲	۰	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۲۰۱۳	روانسر	۲۵
۰	۰/۱۲	۰/۱۸	۰/۲	۰	۰/۲۷	۰/۱۶	۰/۲۰۶۸	قروه	۲۶

جدول ۷: آزمون استقلال سری های زمانی دمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینهها آزمون لجانگ- باکس

آزمون استقلال سری تفاوت دمای کمینه و بیشینه				آزمون استقلال سری دمای شبانه روز							ردیف
H	P	Q	CV	H	P	Q	CV	m	n	ایستگاه	
۱	۰/۰۱	۱۲/۷۳	۹/۴۸	۱	۰	۵۶/۸۳	۹/۴۸	۴	۵۵	کرمانشاه	۱
۱	۰	۴۷/۶۴	۹/۴۸	۱	۰	۸۴/۶۲	۹/۴۸	۴	۵۵	خرم آباد	۲
				۱	۰	۲۲/۴۵	۹/۴۸	۴	۵۵	تبریز	۳
				۱	۰	۴۸/۷۴	۹/۴۸	۴	۵۵	ارومیه	۴
				۱	۰	۱۴/۸۵	۹/۴۸	۴	۵۵	نوژة همدان	۵
۱	۰	۱۰۰/۳۴		۱	۰	۱۷/۳۰	۹/۴۸	۴	۵۵	اصفهان	۶
۱	۰	۸۱/۹۲		۱	۰	۴۸/۳۸	۹/۴۸	۴	۵۵	شیراز	۷
۱	۰	۲۰/۳۹		۱	۰/۰۳	۱۰/۳۸	۹/۴۸	۴	۴۷	خوی	۷۸
۱	۰	۶۲/۳۱		۱	۰/۰۲	۱۱/۳۵	۹/۴۸	۴	۴۷	سندج	۹
۰	۰/۴۶	۳/۶۱		۰	۰/۱۵	۶/۷۵	۹/۴۸	۴	۵۱	اراک	۱۰
				۰	۰/۰۵	۹/۱۷	۹/۴۸	۴	۵۱	شهرکرد	۱۱
				۰	۰/۰۶	۸/۹۶	۹/۴۸	۴	۴۵	سقز	۱۲
۰	۰/۱۹	۴/۷۳		۱	۰	۱۱/۹۹		۳	۳۰	همدان	۱۳
۱	۰	۹۰/۸۵		۱	۰	۳۴/۵۷	۹/۴۸	۴	۴۰	فسا	۱۴
۰	۰/۲۹	۳/۷۲		۱	۰	۱۷/۳۶	۷/۸۱	۳	۲۹	آباده	۱۵
۰	۰/۱۳	۵/۶۰		۱	۰	۱۶/۰۲	۷/۸۱	۳	۲۳	مراغه	۱۶
۰	۰/۳۵	۳/۲۴		۰	۰/۱۴	۵/۴۳	۷/۸۱	۳	۲۱	جلفا	۱۷
۰	۰/۶۹	۱/۴۳		۱	۰	۱۱/۸۸	۷/۸۱	۳	۲۱	مهاباد	۱۸
۰	۰/۴۴	۲/۶۶		۱	۰/۰۲	۹/۵۹	۷/۸۱	۳	۲۱	ماکو	۱۹
۰	۰/۹۶	۰/۲۴		۱	۰/۰۳	۸/۳۵	۷/۸۱	۳	۲۰	تکاب	۲۰
۰	۰/۹۹	۰/۱۱		۱	۰/۰۳	۸/۵۹	۷/۸۱	۳	۲۰	سرپل ذهاب	۲۱
۰	۰/۷۷	۱/۱۱		۱	۰	۱۶/۱۱	۷/۸۱	۳	۲۰	سردشت	۲۲
۰	۰/۰۷	۷/۰۴		۱	۰	۱۷/۱۱	۷/۸۱	۳	۲۰	پیرانشهر	۲۳
۰	۰/۹۸	۰/۱۵		۰	۰/۴۰	۲/۹۴	۷/۸۱	۳	۱۹	اسلام آباد	۲۴
۰	۰/۲۰	۴/۵۴		۰	۰/۲۹	۳/۷۱	۷/۸۱	۳	۱۸	روانسر	۲۵
۰	۰/۱۸	۴/۸۴		۱	۰/۰۴	۷/۹۰	۷/۸۱	۳	۱۷	قروه	۲۶

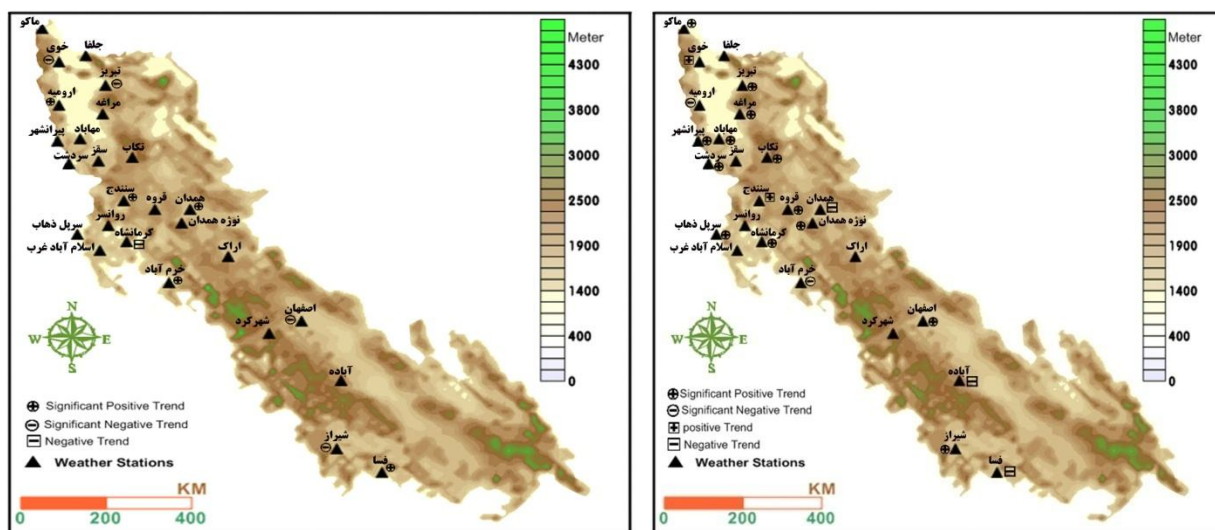
جدول ۸: آزمون استقلال سری های زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه با استفاده از آزمون ناپارامتری تاوکندال

$ Z_{\tau} < Z_{\alpha/2}$	$ Z_{\tau} > Z_{\alpha/2}$	Z_{τ}	σ_{τ}	τ	n	ایستگاه
	*	-۴/۶۱	۰/۰۹۲	-۰/۴۲۵	۵۵	تبریز
	*	۲/۳۵	۰/۰۹۲	۰/۲۱۷	۵۵	ارومیه
	*	۲/۴۷	۰/۰۹۲	۰/۲۲۸	۵۵	نوژة همدان
*		۰/۱۸	۰/۱۴۴	۰/۰۲۷	۵۱	شهرکرد
*		۰/۱۶	۰/۱۵۴	۰/۰۲۶	۴۵	سقز

$n =$ تعداد مشاهدات، τ آماره آزمون کندال، σ_{τ} انحراف معیار، Z_{τ} نمره معیار، $\alpha = 0.05$ ، $Z_{\alpha/2} = 1/96$

جدول ۹: برآورد نوع و شیب روند پیمونگه های دارای روند با آزمون همبستگی پیرسن

ردیف	نام ایستگاه	سری زمانی	t	df	p-value	cor
۱	کرمانشاه	دمای شبانه روز	۶/۲۱	۵۳	۰	۰/۶۴
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	-۱/۰۴	۵۳	۰/۲۹	-۰/۱۴
۲	خرم آباد	دمای شبانه روز	-۳/۶۱	۵۳	۰	-۰/۴۴
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	۲/۲۰	۵۳	۰/۰۳	۰/۲۹
۳	تبریز	دمای شبانه روز	۴/۵۸	۵۳	۰	۰/۵۳
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	-۵/۷۰	۵۳	۰	-۰/۶۱
۴	ارومیه	دمای شبانه روز	-۲/۵۴	۵۳	۰/۰۱	-۰/۳۳
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	۳/۳۴	۵۳	۰	۰/۴۱
۵	نورژه همدان	دمای شبانه روز	-۰/۶۹	۵۳	۰/۴۸	-۰/۰۹
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	۴/۲۴	۵۳	۰	۰/۵۰
۶	اصفهان	دمای شبانه روز	۴/۵۳	۵۳	۰	۰/۵۲
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	-۲/۵۰	۵۳	۰/۰۱	-۰/۳۲
۷	شیراز	دمای شبانه روز	۶/۱۸	۵۳	۰	۰/۶۴
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	-۳/۳۶	۵۳	۰	-۰/۴۲
۸	خوی	دمای شبانه روز	۰/۸۷	۴۵	۰/۳۸	۰/۱۲
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	-۲/۲۶	۴۵	۰/۰۲	-۰/۳۱
۹	سنندج	دمای شبانه روز	۱/۷۴	۴۵	۰/۰۸	۰/۲۵
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	۲/۴۵	۴۵	۰/۰۱	۰/۳۴
۱۰	همدان	دمای شبانه روز	۳/۰۵	۲۸	۰	۰/۴۹
۱۱	فسا	دمای شبانه روز	-۱/۳۹	۳۸	۰/۱۷	-۰/۲۲
		تفاوت دمای کمینه و بیشینه	۹/۵۶	۳۸	۰	۰/۸۴
۱۳	آباده	دمای شبانه روز	-۱/۵۷	۲۷	۰/۱۲	-۰/۲۸
۱۴	مراغه	دمای شبانه روز	۳/۷۶	۲۱	۰	۰/۶۳
۱۵	مهاباد	دمای شبانه روز	۲/۹۴	۱۹	۰	۰/۵۵
۱۶	ماکو	دمای شبانه روز	۲/۳۶	۱۹	۰/۰۲	۰/۴۷
۱۷	تکاب	دمای شبانه روز	۲/۸۴	۱۸	۰/۰۱	۰/۵۵
۱۸	سرپل ذهاب	دمای شبانه روز	۲/۷۴	۱۸	۰/۰۱	۰/۵۴
۱۹	سردشت	دمای شبانه روز	۳/۳۶	۱۸	۰	۰/۶۲
۲۰	پیرانشهر	دمای شبانه روز	۴/۵۰	۱۸	۰	۰/۷۲
۲۱	قروه	دمای شبانه روز	۳/۵۱	۱۵	۰	۰/۶۷



شکل ۴: روند سری دمای شبانه روز

شکل ۵: روند سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه

نتیجه گیری:

در این پژوهش، با هدف آشکارسازی تغییرات احتمالی اقلیم در ناهمواری های زاگرس، سری های زمانی مجموع بارش، فراوانی روزهای بارشی، میانگین دمای شبانه روز و تفاوت دمای کمینه و بیشینه در ۲۶ ایستگاه موجود در منطقه مورد مطالعه با آزمون های پرتوان سنجش استقلال، تحلیل گردید. خروجی آزمون ها تغییرات گرایش دار (کاهش و افزایش) معنی داری را در سری مجموع بارش سالانه ایستگاه های زاگرس نشان نداد. در بین ایستگاه های مورد مطالعه (۲۶ ایستگاه) تنها سری بارش ایستگاه مراغه گرایش کاهشی و ایستگاه سردشت افزایشی معنی دار (از لحاظ آماری) را نشان دادند که با توجه به دوره آماری آنها نمی توان چندان به معنی داری روند آنها اطمینان نمود. بنابراین می توان بیان کرد که مقدار بارش سالانه ایستگاه های زاگرس در گذر زمان فاقد روند بوده اند. سری زمانی فراوانی روزهای بارشی نیز همانند سری زمانی مجموع بارش سالانه در ناهمواری های زاگرس، تغییرات گرایش داری ندارند. در ایستگاه شهرکرد روند افزایشی معنی دار و در ایستگاه آباده روند کاهشی معنی دار در سری زمانی فراوانی روزهای بارشی مشاهده گردید. بنابراین هرچند سری زمانی روزهای بارشی به مانند سری زمانی بارش دارای روند معنی دار و منطقی نمی باشند، اما وجود روند افزایشی روزهای بارشی در ایستگاه شهرکرد قابل تأمل بوده و بررسی جامع در مورد روند ویژگی های بارش نواحی مرتفع ایران را می طلبد.

سری زمانی میانگین دمای شبانه روز در ایستگاه های زاگرس نسبت به سری زمانی بارش و روزهای بارشی، دچار تغییرات شدیدتری گردیده است. نتایج آزمون ها روند نشان داد که در بیش از ۹۰ درصد از ایستگاه های زاگرس سری زمانی میانگین دمای شبانه روز دارای روند بوده است. بررسی موقعیت جغرافیایی ایستگاه های روند دار نشان می دهد که میانگین دمای شبانه روز در ناهمواری های زاگرس عمدتاً افزایشی می باشد. در مقابل، سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه در بیش از یک سوم ایستگاه های ناهمواری های زاگرس دارای روند می باشد. ایستگاه هایی که روند کاهشی و افزایشی در سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه آنها وجود دارد، در فراوانی با همدیگر یکسان بوده و

از این لحاظ یک الگوی مکانی مشخص در تغییرات سری زمانی تفاوت دمای کمینه و بیشینه‌ی ناهمواری های زاگرس وجود ندارد.

منابع:

- ۱- عساکره، حسین(۱۳۸۶): تغییرات زمانی و مکانی بارش ایران طی دهه های اخیر، مجله جغرافیا و توسعه، شماره ۱۰، پاییز و زمستان ۱۳۸۶، صص ۱۶۴-۱۴۵.
- ۲- مسعودیان، سید ابوالفضل(۱۳۸۳): بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، مجله جغرافیا و توسعه، بهار و تابستان، شماره ۲(پیاپی ۳) ۱۰۶-۸۹.
- ۳- مسعودیان، سید ابوالفضل(۱۳۸۹): بررسی روند روزهای بارشی ایران، چهارمین کنفرانس منطقه ای تغییر اقلیم، صص ۹۷-۸۷.
- ۴- شیرغلامی، هادی و بیژن قهرمان(۱۳۸۴): بررسی روند تغییرات دمای متوسط سالانه در ایران، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، شماره ۱، ۲۳-۹.
- ۵- عساکره، حسین(۱۳۸۶): کاربرد رگرسیون خطی در تحلیل روند دمای سالانه تبریز، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۲۲، ۲۶-۳.
- ۶- جهانبخش، سعید و سیما ترابی(۱۳۸۳): بررسی و پیش بینی تغییرات دما سده گذشته، جغرافیا و توسعه ناحیه ای، شماره ۲، صص ۷۲-۶۳.
- ۷- حجام، سهراب و رضا شمس الدین وندی و یونس خوشخو(۱۳۸۷): تحلیل روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش های ناپارامتری، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۶۸-۱۵۷.
- 8- Box, G. E. P. and Pierce, D. A., 1970, Distribution of the Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, 65:1509-1526.
- 9- Lilliefors, H. W. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. Journal of the American Statistical Association, Vol. 62, 1967, pp. 399-402.
- 10- Ljung, G. M and Box, G. E. P., 1978, On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika 65: 297-303.
- 11- Massey, F. J, 1951, The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. Journal of the American Statistical Association, Vol. 46, No. 253, 1951, pp. 68-78.
- 12- Miller, L. H, 1956, Table of Percentage Points of Kolmogorov Statistics. Journal of the American Statistical Association, Vol. 51, No. 273, 1956, pp. 111-121.
- 13- Lewis L F, 1947, Variations of temperature in London during 1764-1939, Meteor.
- 14- Lysgaard L, 1948, recent climate fluctuations, Nature, 161, 442-443.
- 15- Vandenplas A, 1948, Variation séculaire de La température a Bruxelles-Uccle', Inst., R, Meteor, de Belgique, Misc. n35, 16P.
- 16- IPCC, 1996, Climate change 1995, the science of climate change, Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.

- 17-IPCC, 2001, Climate change 2001, Scientific basis, Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.
- 18-Clarke T S, 2000, Regional climate change: Trend, analysis of temperature and precipitation series at selected Canadian sites, Canadian journal of agricultural economics, 48(1), 27-38.
- 19-Dai A., Fung I Y, and Del Genio A D, 1997, Surface observed global land precipitation variations during 1900-88, J. clim. 10(11), 2943-2962.
- 20-Karl T R. 1998: Secular trends of precipitation amount, frequency and intensity in the United States, Bull. Am. Meteor. Soc., 79(2), 231-241.
- 21-WCDMP, No., 32, 1997, Progress report to CCI on statistical methods (prepared by C D. Schonwiese), WMO/TD No. 834, World Meteorological Organization, Geneva.
- 22-Fujibe F, 2008, Long-Term Changes in Precipitation in Japan, Journal of Disaster Research. Vol.3 No.1.pp: 51-55.
- 23-Gong D Y, Shi, P.J and Wang, J.A, 2004, Daily precipitation changes in the semi-arid region over northern China, Journal of Arid Environments, Vol: 59. 771–784.
- 24-Choi G, 2009, Changes in means and extreme events of temperature and precipitation in the Asia-Pacific Network region, 1955–2007, international journal of climatology, Vol.29: 1906-1925.
- 25-Ryoo S B. Kwon W T and Jhun J G, 2004, Characteristics of wintertime daily and extreme minimum temperature over South Korea, International journal of climatology, vol. 24: 145-160.
- 26-Yan Z, 2002, Trends of extreme temperatures in Europe and China based on daily observations, Climatic Change, Vol.53: 355–392.
- 27-Yue S and Hashino M, 2003, Temperature trends in Japan: 1900-1996. Theoretical and applied climatology, Vol.75: 15-27.
- 28-Su B D. Jiang T and Jin W B, 2006, Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China, Theoretical and applied climatology, Vol.83: 139-151.
- 29-Zhang Q, 2008, Climate change or variability? The case of Yellow river as indicated by extreme maximum and minimum air temperature during 1960–2004, Theoretical and applied climatology, 93:35–43.
- 30-Ganguly N D. Iyer K N, 2008, Long-term variations of surface air temperature during summer in India, International Journal of Climatology, Vol.29: 735-746.
- 31- Jayawardene, H.K.W.I., Sonnadara, D.U.J and Jayewardene, D.R,2005, Trends of Rainfall in Sri Lanka over the Last Century, Sri Lankan Journal of Physics, Vol.6.pp:7-17.
- 32- Hanssen-Bauer, I and Forland, E. J,1998, Long-term trends in precipitation and temperature in the Norwegian Arctic: can they be explained by changes in atmospheric circulation patterns, Climate research, Vol.10, 143–153.
- 33-Anyadike, R.N.C, 1992, Regional Variations in Fluctuations of Seasonal Rainfall over Nigeria, Theoretical and Applied Climatology, Vol. 45, PP: 285-292.
- 34-Easterling, D.R. Evans, J. L, Groisman, P. Y,2000, Observed variability and trends in extreme climate events, Bulletin of the American Meteorological Society. 81(3): 417–425.
- 35- Kendall, M.G, 1955, Rank Correlation Methods, New York:Hafner Publishing Co.