

ارزیابی کارآیی چند آزمون همگنی در شناسایی جهش در داده‌های اقلیمی دما، بارش و فشار؛ مطالعه موردی: ایستگاه فرودگاهی رشت

سامان مرتضی پور*^۱، ابراهیم اسعدی اسکویی^۲، فائزه عباسی^۳

۱- کارشناسی ارشد هواشناسی، کارشناس تحقیقات هواشناسی گیلان

۲- عضو هیئت علمی پژوهشکده هواشناسی

۳- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۹۸/۰۳/۱۱، تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۰/۱۸)

چکیده

بررسی همگنی از جمله چالش‌های مهم قبل از آشکارسازی روند در سری داده‌های اقلیمی است. توانایی آزمون‌های همگنی در تشخیص ناهمگنی متناسب با نوع فراسنج و یا تغییرات در سری زمانی ایستگاه یکسان نیست. ایستگاه سینوپتیک رشت یکی از ایستگاه‌های دارای آمار طولانی است که مطابق فراداده و اسناد ثبت شده، چندین تغییر مکانی داشته است. در این مطالعه آزمون‌های رایج همگنی شامل انحرافات تجمعی، ورسلی، نرمال استاندارد، پتی و بیشاند بر داده‌های میانگین دما و فشار و مجموع بارش روزانه آن در بازه زمانی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸ اعمال شد. نتایج نشان دادند که در داده‌های بارش هیچ کدام از آزمون‌ها نتوانستند تغییری در فراداده را آشکار کنند. در دما و فشار، آزمون پتی و بیشاند موفقیت بیشتری در کشف محدوده تغییرات عمده در فراداده داشتند. با این حال استفاده همزمان از نتایج چند آزمون منجر به کسب نتایج قبال اعتماد تری می‌گردد و نتایج بهتری برای شناسایی نقاط ناهمگنی و جهش در سری این داده‌ها ارائه دهد. همچنین اگرچه این آزمون‌ها تاریخ مشخصی را به عنوان تاریخ جهش معرفی می‌کنند اما این تاریخ بیانگر محدوده وقوع ناهمگنی است که در ضعیف‌ترین تخمین‌ها دو سال در اطراف زمان جهش بوده است. آگاهی از محدوده زمانی تغییر فراداده می‌تواند در انتخاب آزمون مناسب مفید باشد و اگر بدانیم که تغییرات احتمالی در حوالی نقاط میانی سری رخ داده است روش‌های پتی و بیشاند تخمین دقیق تری از زمان رخداد جهش ارائه می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: همگنی، فراداده، ایستگاه سینوپتیک فرودگاه رشت، جهش.

مقدمه

زمان داده‌برداری در شرایط و موقعیت رخ داده با خبر نمی‌شود. به همین علت ممکن است تمامی تغییرات و روندهای موجود در داده‌های یک فراسنج را به عنوان رفتار آن فراسنج در طبیعت تعبیر و نتایج نادرستی را ارائه نماید. اندیشمندان علوم جوی بر این باورند که تغییر اقلیم در قالب رخداد‌های فرین در سنج‌های جوی به ویژه دما و بارش آشکار می‌شوند. به همین جهت پیشنهاد می‌شود برای شناسایی این پدیده رفتار فرین‌های این دو سنجی مهم باید مدنظر قرار گیرد (دارند و همکاران، ۱۳۹۳). اما آنچه بررسی سری زمانی این سنج‌ها به ویژه در مباحث مربوط به تغییر اقلیم را با اهمیت می‌کند، بررسی همگنی داده‌ها می‌باشد. به طوری که باید آن را یکی از مهمترین شروط انجام تحلیل‌های آماری و سرآغاز مطالعات در علوم جوی، هیدرولوژی و سایر علوم مرتبط دانست. تحلیل همگنی از جمله چالش‌های مهم تشخیص روند در سری داده‌های اقلیمی است (Buishand, 1982). لازم به ذکر است که انجام این آزمون‌ها چنان امری عادی و معمول شده‌اند که در

داده‌های هواشناسی نقش بسیار مهمی در مطالعات مختلف اقلیمی و منطقه‌ای دارند. اما فرآیند تولید داده‌ها که از قرائت و ثبت متغیر در ایستگاه آغاز می‌شود در مسیر کدگذاری، ارسال کشف و ذخیره‌سازی نهایی ممکن است زمینه‌ساز بروز بعضی خطاها در داده‌های نهایی شود. علاوه بر این تغییرات خاصی که در طول زمان به صورت خواسته یا ناخواسته در مسیر داده‌برداری رخ می‌دهد نیز ممکن است بر کیفیت داده‌ها اثر گذار باشد. به همین دلیل در هنگام پردازش داده‌های هواشناسی می‌بایست وضعیت فراداده نیز مورد بررسی و دقت نظر قرار گیرد تا بتوان درک صحیح تری از آنچه که روند و رفتار یک فراسنج در طول دوره آماری نامیده می‌شود به دست آورد. فراداده شامل اطلاعات و جزئیاتی است که بیانگر شرایط تولید و ثبت داده‌ها است. متأسفانه در بسیاری از موارد دسترسی به فراداده یک ایستگاه امکان‌پذیر نیست و بنابراین محقق از تغییراتی که در طول

ناهمگنی طبیعی و اثرگذاری تغییر اقلیم در آب‌وهوای منطقه به دست آمده است. لذا، سازمان جهانی هواشناسی علاوه بر آزمون‌های تحلیل روند، آزمون‌های بررسی همگنی را نیز به منظور آشکارسازی پدیده تغییر اقلیم پیشنهاد نموده است (پیشگاه‌هادیان و همکاران ۱۳۹۵).

در زمینه توسعه روش‌های بررسی همگنی سری زمانی داده‌ها، محققان مختلف به ارایه روش‌های متفاوت و متعددی پرداخته‌اند. این روش‌ها را می‌توان به دو گروه کلی روش‌های مستقل (مطلق) و وابسته (نسبی) دسته‌بندی نمود (Karabork et al, 2007). در گروه اول، آزمون همگنی برای هر ایستگاه بدون توجه به ایستگاه‌های دیگر و به طور مستقل انجام می‌شود. در مقابل و در گروه دوم، ایستگاه‌های مجاور و مرجع در آزمون همگنی مشارکت دارند. به دلیل دشواری یافتن ایستگاه مرجع که با ایستگاه مورد آزمون دارای همبستگی بالا و ساختار همگن مشترک باشند، اقبال روش‌های مستقل (مطلق) برای آزمون همگنی بیشتر از روش‌های وابسته است (قاجارنیا و همکاران، ۱۳۹۳).

بررسی همگنی در تحقیقات مختلف و با روش‌های متفاوتی انجام شده است. بازگیر و همکاران (۱۳۹۷) همگنی سری داده‌های زمانی میانگین سالانه دمای کمینه، بیشینه و بارش ۳۶ ایستگاه همدید کشور در ۶ طبقه اقلیمی را با روش‌های آزمون استاندارد نرمال، پتی، انحراف تجمعی و راستی آزمایی ورسلی مطالعه کردند. ایشان نتیجه گرفتند که ۹۱٫۵ و ۸۸٫۵ درصد از داده‌های کمینه و بیشینه دما در طبقه غیرهمگن قرار دارند و همچنین نوع اقلیم در کاربرد نوع آزمون تأثیری ندارد. رفعتی و کریمی (۱۳۹۶) همگنی داده‌های دمای میانگین ۳۳ ایستگاه همدیدی را در ایران بررسی کردند و بعد از اصلاح ناهمگنی‌ها نشان دادند که ناهمگن بودن داده‌ها ممکن است به نتایج دارای خطا منجر شود. پیشگاه‌هادیان و همکاران (۱۳۹۵) روند تغییرات متغیرهای اقلیمی حوضه سفیدرود را مورد بررسی قرار داده و برای همگنی سری داده‌ها از سه آزمون همگنی انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و بیزین استفاده کردند. ایشان نتیجه گرفتند سری‌های زمانی که در سطح معناداری بالایی

بسیاری از مقالات، به شکل مختصر به انجام آن اشاره شده است. با این وجود نباید فراموش شود که سادگی و ابتدایی بودن آزمون‌های آماری هرگز از اهمیت و ضرورت آن‌ها و تأثیر بسزایی که می‌توانند در سرنوشت تحقیق و نتیجه‌گیری نهایی کار داشته باشند، نمی‌کاهد (قاجارنیا و همکاران، ۱۳۹۳). به گونه‌ای که اگر علل اصلی ناهمگنی سری داده‌های مورد بررسی، نامشخص باقی بماند و رفتارهای جوی و اقلیمی بایستی توجیهی به این مسائل بررسی شود، نتایج انحرافات زیادی از واقعیت‌ها را نشان خواهد داد. بنابراین ضروری است پیش از پرداختن به تحلیل سری زمانی اقلیمی و هرگونه نتیجه‌گیری از آن، همگنی داده‌های سری زمانی اقلیمی کاملاً بررسی و مورد بحث قرار گیرد (رحیم‌زاده، ۱۳۹۰). در اکثر تحقیقات روندیابی برای کمیت‌های هواشناسی و اقلیمی، ابتدا با این روش‌ها همگنی داده‌ها بررسی می‌شود.

همگن بودن یک سری زمانی به این معنا است که سری می‌بایست نمونه‌ای از یک جامعه‌ی واحد باشد. به عبارت دیگر مشخصات آماری هر زیرمجموعه از سری زمانی مورد بررسی با مشخصات آماری کل سری زمانی و همچنین جامعه مورد بررسی یکسان باشد (پیشگاه‌هادیان و همکاران ۱۳۹۵). ناهمگنی در سری داده‌ها به دو شکل طبیعی و غیرطبیعی ایجاد می‌شود. از عوامل غیرطبیعی می‌توان به جابجایی ایستگاه‌های هواشناسی، تغییر ادوات اندازه‌گیری، تغییر در محیط اطراف ایستگاه‌ها تغییر در روش‌های دیده‌بانی و تغییر روابط ریاضی برای محاسبه میانگین‌ها و غیره اشاره کرد. این نوع بروز ناهمگنی را بایستی از بین برده و خطاهایی را که منجر به ایجاد چنین ناهمگنی‌هایی می‌شود به حداقل رساند. در این موضوع بررسی شناسه فراداده‌های ایستگاه‌ها بسیار مفید خواهد بود. پدیده تغییر اقلیم نیز به دلیل ایجاد روندهای بلندمدت بین داده‌ها، یکی از مهم‌ترین عوامل طبیعی ایجاد ناهمگنی در میان داده‌های اقلیمی است (مدرسی و همکاران، ۲۰۱۰). در بیشتر موارد یافتن ریشه اصلی ناهمگنی سری داده‌ها دشوار است (Buishand, 1982) اما اگر ناهمگنی و روندهای معنادار به صورت توأمان در سری زمانی داده‌ها وجود داشته باشد می‌توان گفت شواهد محکمی مبتنی بر

ایستگاه‌های ثبت داده ارایه کردند. (Ahmad) و همکاران (۲۰۱۵) برای بررسی همگنی ۱۵ ایستگاه در کشور پاکستان برای دوره زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱ از آزمون‌های نرمال استاندارد و بیشاند استفاده کردند. (Marcolini) و همکاران (۲۰۱۷) همگنی داده‌های عمق برف برای منطقه ترنتو در شمال شرق ایتالیا را با استفاده از روش نرمال استاندارد مطالعه کردند و نتیجه گرفتند تنها ۲۰ درصد از داده‌ها دارای ناهمگنی بودند.

اگرچه روش‌های بررسی همگنی در تحقیقات مختلف به کار گرفته شده با این حال روش‌های پیشنهاد شده در زمینه همگنی در مناطق اقلیمی مختلف ممکن است حساسیتهای متفاوتی در دقت آشکارسازی داشته باشند و یا در ارتباط با یک فرآیند خاص جواب‌های یکسانی ندهند. این امر نشان می‌دهد تعیین میزان حساسیت روش‌ها در یک منطقه و شناسایی روش‌های مناسب حائز اهمیت است. در این مطالعه با استفاده از پنج روش آزمون همگنی انحرافات جمعی، درست‌نمایی ورسلی، نرمال استاندارد، پتی و بیشاند، همگنی فراسنج‌های دما، بارش و فشار برای ایستگاه سینوپتیک فرودگاهی رشت که دارای فراداده مشخص و قابل دسترسی است بررسی شد و میزان حساسیت هر روش در ارتباط با تغییراتی که در مقاطع زمانی مشخص رخ داده است بررسی گردید تا در نهایت گویاترین روش یا روش‌ها در تبیین ناهمگنی فراسنج‌ها در منطقه انتخاب گردد.

داده‌ها و روش کار

داده‌ها، در این مطالعه به منظور بررسی همگنی داده‌های دمای میانگین روزانه، بارش روزانه و فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه و ارزیابی میزان حساسیت و دقت روش‌های مختلف آزمون همگنی برای ایستگاه هواشناسی فرودگاه رشت، از داده‌های ثبت شده آن ایستگاه استفاده شد و مقادیر ثبت شده برای این کمیت‌ها در بازه زمانی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸ برای ایستگاه اشاره شده تهیه گردید. داده‌های مورد استفاده از نظر مقادیر ثبت شده دارای کیفیت خوبی بوده و شامل تعداد بسیار کمی از مقادیر ثبت نشده بود که به صورت میانگین بلند مدت در نظر گرفته شدند. تحولات و تغییرات

ناهمگن هستند، در بیشتر موارد روندهای کاهشی یا افزایشی در سطح معناداری بالایی نیز دارند و بکارگیری همزمان آزمون‌های روند و همگنی برای بررسی تغییرات متغیرهای اقلیمی نتایج بهتری را ارایه می‌دهد. عسگری و رحیم‌زاده (۱۳۸۵) تغییرات ویژگی‌های بارش را برای ۳۴ ایستگاه سینوپتیک کشور مورد مطالعه قرار دادند و همگنی داده‌ها را با روش‌های آبه، انحرافات جمعی، درست‌نمایی ورسلی و خودهمبستگی مرتبه اول بررسی کردند. در بیشتر این آزمون‌ها ناهمگنی در سری داده‌ها تایید شد ولی آزمون خودهمبستگی نوع اول برای بیشتر سری داده‌ها همگنی را نشان داد. آزمون خودهمبستگی نوع اول پارامتریک بوده و در معناداری آن فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها ضروری است و استفاده از آن برای سری داده‌های با توزیع غیرنرمال نامناسب است. قاجارنیا و همکاران (۱۳۹۳) داده‌های بارندگی ایستگاه‌های غیرثبات سازمان هواشناسی و تماب (تحقیقات منابع آب ایران) در حوضه آبریز دریاچه ارومیه را مورد مطالعه قرار داده و همگنی سری داده‌ها را با روش‌های نرمال استاندارد، دامنه بیشاند، پتی و نسبتفون نیومن بررسی کردند و برای بیشتر آنها همگنی را تایید نمودند. مدرسی و همکاران (۱۳۸۹) پدیده تغییر اقلیم را به شکل پیوسته و منطقه‌ای در حوزه آبریز گرگانود-قره‌سو با استفاده از آزمون‌های آماری بررسی کردند. ایشان در بررسی همگنی سری داده‌ها از روش‌های انحرافات جمعی و درست‌نمایی ورسلی استفاده کردند و عدم همگنی سری داده‌ها را در سطح اطمینان ۹۹ درصد تایید کردند. (Wijngaard) و همکاران (۲۰۰۳) برای سری داده‌های دما و بارندگی قرن بیستم اروپا همگنی را بررسی کردند و از چهار روش نرمال استاندارد، دامنه بیشاند، پتی و نسبتفون نیومن استفاده نمودند. ایشان ایستگاه‌های ثبت داده را با ارایه یک روش دسته‌بندی به گروه‌های همگن، مشکوک و ناهمگن دسته‌بندی کردند. (Ahmad) و (Deni)، (2013) همگنی داده‌های اقلیمی کشور مالزی را با روش‌های (SNHT)، (Pettit)، (Buishand) و (VNR) بررسی کردند. ایشان سری داده‌ها در بازه زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ را بررسی کرده و سه کلاس دسته‌بندی برای

همچنین شناسایی روش‌های مناسب برای منطقه مورد مطالعه، آزمون‌های همگنی مختلف را برای داده‌های به دست آمده اجرا کرده و حساسیت آنها را با توجه به تاریخچه تغییرات ایستگاه مورد ارزیابی قرار دادیم.

مکانی برای ایستگاه هواشناسی فرودگاه رشت با بررسی‌های اسناد موجود و استعلام از مسئولین مربوط به دست آمد. تغییرات قابل ملاحظه برای داده‌های ثبت شده ایستگاه هواشناسی فرودگاه رشت با کد ۴۰۷۱۹ در جدول ۱ آورده شده است. در ادامه برای بررسی میزان پاسخگویی و دقت و

جدول ۱- تغییرات قابل ملاحظه برای داده‌های ثبت شده ایستگاه هواشناسی فرودگاه رشت با کد ۴۰۷۱۹

تاریخ میلادی	تاریخ شمسی	تغییر مکان
		ابتدای تاسیس محل جمع‌آوری اطلاعات برای کد ۴۰۷۱۹، تقریباً قسمت جنوبی شهر و در زمین شرکت گیلان الکتریک
۱۹۶۹-۷۰	۱۳۴۸	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از گیلان الکتریک به فرودگاه سردار جنگل رشت
۱۹۹۷-۹۸	۱۳۷۵-۷۶	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از فرودگاه سردار جنگل رشت به ایستگاه هواشناسی کشاورزی رشت
۲۰۰۲	۱۳۸۰-۸۱	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از ایستگاه هواشناسی کشاورزی رشت به فرودگاه سردار جنگل رشت
۲۰۰۴-۰۵	۱۳۸۳	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ در فرودگاه سردار جنگل رشت از سایت قدیم (جنب ایمنی زمینی) به سایت جدید

در بررسی همگنی سری داده‌ها معمولاً از چند آزمون استفاده می‌شود و بنا به ضرورت در مواردی قراردادهای تعریفی ارایه شده برای کلاسه‌بندی کردن ایستگاه‌ها و داده‌ها به کار گرفته می‌شود. از جمله روش‌های دسته‌بندی، توصیه سازمان جهانی هواشناسی در سال ۱۹۹۷ (WCDMP-32) است و به شکل جدول ۲ ارایه شده است. (Wijngaard) و همکاران (۲۰۰۳) با بکارگیری چهار آزمون همگنی نرمال استاندارد، دامنه بیشاند، پتی و نسبتفون نیومن و در سطح اطمینان ۵ درصد، جدول کلاسه‌بندی مطابق جدول ۳ را ارایه کردند.

شرکت (Addinsoft) در سال ۱۹۹۳ جعبه ابزار آماری (XLSTAT) قابل نصب روی نرم‌افزار (Microsoft Excel) را به منظور افزایش قابلیت تحلیل‌های آماری ارایه نمود. (XLSTAT) ورودی‌های خود را از محیط (Excel) فراخوانی کرده و نتایج را نیز در همان محیط فراهم می‌کند. این نرم‌افزار حیطة وسیعی از توابع آماری و تحلیل داده‌ها را شامل می‌شود (قاجارنیا و همکاران، ۱۳۹۳) و در این تحقیق برای تحلیل و انجام تعدادی از آزمون‌ها از آن استفاده می‌شود.

در این مطالعه از آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی (CDT)، ورسلی (Worsley)، نرمال استاندارد (SNHT)، پتی (Pettit) و بیشاند (Buishand) استفاده شده است.

روش کار، به‌طور کلی هدف از آزمون‌های آماری، تعیین حکمی درباره پارامتر یا پارامترهای مجهول جامعه است که می‌تواند درست یا نادرست باشد. هرگاه بخواهیم یک ادعا درباره پارامتر مجهول جامعه را از طریق تایید آن به وسیله اطلاعات حاصل از نمونه ثابت کنیم ادعای مورد نظر را به عنوان فرضیه یک و حالت نفی آن ادعا را به عنوان فرض صفر در نظر می‌گیریم. در حالت معمول اساس را بر درستی فرضیه صفر قرار قرار می‌دهیم و اگر شواهد کافی با استفاده از نمونه خلاف آن را نشان دهد، درستی فرضیه یک به دست می‌آید و نتیجه آزمون را معنی‌دار گویند. در آزمون، فرض صفر همگنی سری داده و در مقابل فرض یک ناهمگنی آن است. اگر آزمون معنی‌دار باشد ناهمگنی سری داده‌ها و در غیر این صورت همگنی آن نتیجه می‌شود.

سه نوع ناهمگنی، نقطه‌ای، جهشی و روند، را می‌توان در بررسی سری زمانی داده‌ها مشخص نمود. از جمله روش‌های ارایه شده برای بررسی همگنی می‌توان به آزمون‌های انحرافات تجمعی (Cumulation Deviation Test) (دامنه بیشاند)، درست‌نمایی ورسلی (Worsley's Liklyhood) (Ratio Test)، بی‌زین (Bayesian procedure)، آبه (Abbe)، خودهمبستگی (First Order utocorrelation)، نرمال استاندارد (SNHT)، پتی (pettit)، نسبتفون نیومن (VNR)، بیشاند (Buishand) و غیره اشاره کرد.

جدول ۲- کلاس‌های همگنی (WCDMP-32 WMO/TD-NO.834)

کلاس	نتیجه آزمون‌های همگنی برای سری داده‌ها
۱	همه آزمون‌ها همگنی را تایید کنند.
۲	همه آزمون‌ها به جز یکی همگنی را تایید کنند.
۳	تعدادی از آزمون‌ها همگنی را تایید کنند.
۴	همه آزمون‌ها به جز یکی ناهمگنی را تایید کنند.
۵	همه آزمون‌ها ناهمگنی را تایید کنند.

جدول ۳- کلاس‌های همگنی (Wijngaard) و همکاران (۲۰۰۳)

کلاس	نتیجه آزمون‌های همگنی برای سری داده‌ها (چهار آزمون نرمال استاندارد، دامنه بیشاند، پتی و نسبتفون نیومن - در سطح اطمینان ۰/۵)
کلاس همگن (کلاس A)	حداقل سه آزمون از چهار آزمون همگنی را تایید کنند.
کلاس مشکوک (کلاس B)	فقط دو آزمون از چهار آزمون همگنی را تایید کنند.
کلاس ناهمگن (کلاس C)	حداقل سه آزمون از چهار آزمون ناهمگنی را تایید کنند.

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_x} \quad 0 \leq k \leq n \quad (۶)$$

$$Q = \max |S_k^{**}| \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \quad (۷)$$

D_x^2 واریانس سری، D_x انحراف معیار و S_k^{**} مجموع های جزئی در مقیاس کوچک هستند. Q آماره آزمون انحرافات تجمعی است و مقادیر بزرگ آن نشانه تغییر در میانگین است. مقادیر بحرانی این آزمون در جدول ۴ آمده است. در آزمون‌های همگنی فرض صفر ثابت بودن (همگنی داده ها) در مقابل فرض تغییر میانگین (عدم همگنی داده ها) مورد آزمون قرار می گیرد. فرض صفر در این آزمون زمانی پذیرفته می شود که آماره آزمون در سطح اطمینان خاصی از مقدار بحرانی کوچکتر یا مساوی باشد، و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد. آزمون انحرافات تجمعی برای حالتی که تغییر میانگین در میانه یک سری رخ دهد مناسب است. در این آزمون از آماره R هم می توان برای آزمون همگنی استفاده کرد و به صورت زیر تعریف می شود:

$$R = \max(S_k^{**}) - \min(S_k^{**}) \quad (۸)$$

آزمون همگنی انحرافات تجمعی (Cumulation) (Deviation Test) (CDT)

در این آزمون اساس کار بر پایه محاسبه مجموع‌های جزئی اصلاح شده یا انحرافات تجمعی از میانگین (S^*) است. این آزمون توسط بیشاند ارایه گردیده است (Buishand, 1982) در این آزمون اگر سری مشاهدات ما $i = x_i$ و $i = 1, 2, \dots, n$ باشد داریم:

$$S_n^* = 0 \quad (۱)$$

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \quad (۲)$$

$$S_0^* = 0 \quad (۳)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (۴)$$

(S_k^*) مجموع های جزئی اصلاح شده یا انحرافات تجمعی از میانگین و \bar{x} میانگین کل داده های سری است. از تقسیم (S_k^*) بر انحراف معیار (D_x)، مجموع های جزئی در مقیاس کوچک (S^{**}) به دست می آید:

$$D_x^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} \quad (۵)$$

دو آزمون در کنار هم بهتر می‌توان تغییرات میانگین را شناسایی کرد. استفاده همزمان از آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی و درست‌نمایی ورسلی باعث می‌شود که رخداد هر گونه تغییرات در میانگین در هر بخشی از سری زمانی کشف شود (مدرسی و همکاران، ۱۳۸۹). در ضمن، دو آزمون فوق از آزمون‌های پیشنهادی سازمان جهانی هواشناسی جهت مطالعات همگنی می‌باشد. همان‌گونه که اشاره شد، فرض صفر در این آزمون‌ها زمانی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون در سطح اطمینان خاصی از مقدار بحرانی کوچکتر یا مساوی باشد، و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد. مقادیر بحرانی دو آزمون همگنی فوق در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- مقادیر بحرانی آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی و ورسلی با سطح‌های معنی داری یک، پنج و ده درصد (سطح‌های اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد)

آزمون	۱٪	۵٪	۱۰٪
Cumulative deviation	۱,۶۳	۱,۳۶	۱,۲۲
Worsley	۳,۷۹	۳,۱۶	۲,۸۷

مجاور با توجه به بررسی بر روی تاریخچه و فراداده، مناسب‌ترین سری داده ایستگاهی در منطقه مورد نظر انجام می‌شود.

فرض کنید $Y_i = (i = 1, 2, \dots, n)$ یک سری زمانی داده است و بررسی همگنی آن با توجه به یک سری داده مجاور مورد نظر باشد. در این صورت $Q_i = (i = 1, 2, \dots, n)$ نیز معرف اختلاف (مثلاً داده‌های دما یا فشار هوا) یا نسبت (مثلاً داده‌های بارندگی) موجود بین دو سری داده است. سری Q_i با انجام محاسبات به سری استاندارد Z_i تبدیل می‌شود (رابطه ۱۳).

$$Z_i = (Q_i - \bar{Q}) / \sigma_Q \quad (13)$$

\bar{Q} و σ_Q به ترتیب میانگین و انحراف معیار سری Q_i هستند. در این جا آزمون فرض صفر را همگنی سری با توزیع نرمال به همراه میانگین صفر و انحراف معیار یک و در مقابل فرض یک را ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه مانند

آزمون همگنی درست‌نمایی ورسلی (Worsley's Likelihood Ratio Test)

این آزمون توسط ورسلی ارایه شده است (Worsley, 1979). در این آزمون مقادیر Z_k^* و Z_k^{**} به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$Z_k^* = \frac{1}{\sqrt{k(n-k)}} S_k^*, \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

$$Z_k^{**} = \frac{Z_k^*}{D_x} \quad (10)$$

که S_k^* و D_x همان تعریف و روش محاسبه در روش آزمون همگنی انحرافات تجمعی را دارند. در این روش مقادیر S_k^* وزن دار شده‌اند. بنابراین بیشترین وزن به مشاهدات ابتدا و انتها (S_1^* و S_n^*) اختصاص می‌یابد و هر چه به داده‌های میانی نزدیک شود وزن اختصاص یافته کاهش می‌یابد. در نهایت، آماره آزمون ورسلی (W) از رابطه زیر تعیین می‌شود:

همان‌طور که اشاره شد آزمون انحرافات تجمعی برای حالتی که تغییر میانگین در میانه یک سری رخ دهد مناسب است، در حالی که آزمون درست‌نمایی ورسلی برای حالت تغییر میانگین در ابتدا یا انتهای سری مناسب است. لذا با انجام این

$$W = \frac{(\sqrt{n-2})V}{\sqrt{1-V^2}} \quad (11)$$

$$V = \max_{1 \leq k \leq n-1} |Z_k^{**}| \quad (12)$$

آزمون همگنی نرمال استاندارد (SNHT)

روش نرمال استاندارد یکی از پرکاربردترین روش‌های آزمون همگنی در تحقیقات است. اگر چه این روش می‌تواند زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی را در سری داده‌ها یافته و گزارش کند، اما روش (SNHT) حساسیت بیشتری در یافتن ناهمگنی‌های آغازین و انتهایی سری زمانی داده‌ها دارد. فرض اولیه این آزمون نرمال بودن توزیع آماری داده‌ها است. برای آزمون همگنی (SNHT) دو روش مطلق و نسبی قابل استفاده می‌باشند. در روش آزمون نرمال استاندارد مطلق این آزمون تنها در داخل خود سری به کار گرفته می‌شود اما در روش آزمون نرمال استاندارد نسبی داده‌های سری با توجه به داده‌های سری مجاور در نظر گرفته می‌شود. انتخاب سری

آزمون همگنی پتی (Pettit)

آزمون همگنی پتی توسط پتی (Pettit, 1979) ارائه شد. این آزمون یک آزمون ناپارامتری است که نیازمند فرض نرمال بودن سری زمانی نیست. این آزمون دارای فرض صفر به صورت استقلال مقادیر مختلف سری زمانی از یکدیگر و همگنی آنها است. در مقابل در صورتی که شکستگی و ناپوستگی در مقدار میانگین سری زمانی وجود داشته باشد، مطابق فرض یک این آزمون، سری زمانی ناهمگن است. این روش آزمون همگنی در یافتن ناهمگنی‌های نقاط میانی سری زمانی توانایی بیشتری داشته و از جمله آزمون‌هایی است که زمان بروز ناهمگنی را گزارش می‌کند و از مهمترین آزمون‌ها برای تشخیص یک شیفت ناگهانی در سری‌های زمانی است. در این آزمون، ابتدا مقادیر سری داده مورد نظر Y_i ، بر اساس مقدارشان مرتب می‌شوند و رتبه‌های r_i برای مقادیر متناظر Y_i مشخص می‌شوند. سپس با استفاده از روابط:

$$X_y = 2 \sum_{i=1}^y r_i - y(n+1), \quad y = 1, 2, \dots, n \quad (17)$$

$$X_k = \max_{1 \leq y \leq n} |X_y| \quad (18)$$

مقدار آماره X_k محاسبه شده و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پتی مقایسه می‌شوند. در صورت عبور آماره از مقادیر بحرانی، زمان مربوط به داده بیشینه X_k معادل زمان بروز ناهمگنی خواهد بود.

روش دیگر تعریف و محاسبه آزمون پتی به این صورت است که سری داده X_i و $i = 1, 2, \dots, T$ موجود است. آزمون همگنی پتی تغییر در نقطه τ را معنی‌دار معرفی می‌کند اگر X_t ($t = 1, 2, \dots, \tau$) دارای تابع توزیع $F_1(x)$ و X_t ($t = \tau + 1, \tau + 2, \dots, T$) دارای تابع توزیع $F_2(x)$ باشد و $F_1(x) \neq F_2(x)$. این آزمون فرض صفر $H_0: \tau = T$ برای عدم وجود تغییر و همگن بودن سری و فرض یک $H_1: \tau \neq T$ برای وجود تغییر و غیرهمگن بودن سری در مقابل هم در نظر می‌گیرد و آماره آن به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$K_T = \text{Max} |U_{t,T}| \quad 1 \leq t \leq T \quad (19)$$

a که داده‌های قبل از آن با میانگین μ_1 و داده‌های بعد از آن با میانگین μ_2 باشند ارائه می‌دهد (Alexanderson, 1986). به عبارتی برای یک تغییر ناگهانی در میانگین سری داده مورد نظر، فرض صفر و فرض یک به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: Z_i \approx N(0,1) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

$$H_1: \begin{cases} Z_i \approx N(\mu_1, 1) & i = 1, 2, \dots, a \\ Z_i \approx N(\mu_2, 2) & i = a+1, a+2, \dots, n \end{cases} \quad (15)$$

که در رابطه‌های ۱۵ و ۱۶، N معرف توزیع نرمال با پارامترهای مربوطه (میانگین و انحراف معیار) است. از روش‌های آزمون درستی فرض‌های صفر و یک در این آزمون، روش آماری بر اساس نسبت درست‌نمایی است (Alexanderson & Moberg, 1997) که آماره T_0 به صورت نسبت احتمال درستی H_1 به احتمال درستی H_0 برای سری مشاهده شده Z_i از رابطه ۱۶ محاسبه می‌شود.

$$T_0 = \max \left\{ a \bar{Z}_1^2 + (n-a) \bar{Z}_2^2 \right\} \quad 1 \leq a \leq n-1 \quad (16)$$

در رابطه ۱۶، \bar{Z}_1 و \bar{Z}_2 مقادیر میانگین سری Z_i قبل و بعد از تغییر هستند. مقدار a نیز محتمل‌ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها و یا به بیان دیگر آخرین زمان در سری زمانی جزئی با میانگین \bar{Z}_1 است. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی آزمون برای سطح بحرانی (مثلاً ۹۵ درصد) بیشتر باشد، آن‌گاه فرض همگنی صفر در سطح اطمینان مربوطه (مثلاً ۵٪) رد می‌شود. در روش آزمون (SNHT) مطلق که بررسی همگنی سری داده Y_i به طور مستقل و نه وابسته به سری داده دیگری مدنظر باشد، سری Y_i به جای Q_i به طور مستقیم در محاسبات وارد می‌شود.

جدول ۵- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای آماره آزمون

(SNHT) و برای n های مختلف

N	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
۱٪	۹,۵۶	۱۰,۴۵	۱۱,۰۱	۱۱,۳۸	۱۱,۸۹	۱۲,۳۲
۵٪	۶,۹۶	۷,۶۵	۸,۱۰	۸,۴۵	۸,۸۰	۹,۱۵

y_i مقدار داده i ام در سری زمانی، \bar{y} مقدار میانگین سری زمانی و n تعداد کل داده‌های سری زمانی هستند. اگر داده‌های سری زمانی همگن باشند $\overline{S_k^*}$ مقادیر نزدیک صفر دارد. مقادیر بیشینه قدرمطلق $\overline{S_k^*}$ می‌تواند نشاندهنده بروز ناهمگنی در سری باشد. به عبارتی با تعریف تفاوت مقدار بیشینه و کمینه $\overline{S_k^*}$ بر انحراف معیار (s) به صورت کمیت R و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، ناهمگنی در سری زمانی مشخص می‌شود. علاوه بر R ، در این روش مقدار Q نیز برای تعیین ناهمگنی معرفی شده است.

$$R = (\max_{0 \leq k \leq n} S_k^* - \min_{0 \leq k \leq n} S_k^*) / s \quad (26)$$

$$Q = \max_{0 \leq k \leq n} |S_k^* / n| \quad (27)$$

مقادیر بحرانی آزمون بیشاند در جداول ۷ و ۸ آورده شده است. این آزمون برای حالتی که تغییر میانگین در میانه یک سری رخ دهد توانایی بیشتری دارد.

جدول ۷- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای $R\sqrt{n}$ آزمون

(Buishand) و برای نه‌های مختلف

n	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
۱٪	۱,۶۰	۱,۷۰	۱,۷۴	۱,۷۸	۱,۸۱	۱,۸۶
۵٪	۱,۴۳	۱,۵۰	۱,۵۳	۱,۵۵	۱,۵۹	۱,۶۲

جدول ۸- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای $Q\sqrt{n}$ آزمون

(Buishand) و برای نه‌های مختلف

n	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
۱٪	۱,۴۲	۱,۴۶	۱,۵۰	۱,۵۲	۱,۵۳	۱,۵۵
۵٪	۱,۱۴	۱,۲۴	۱,۲۶	۱,۲۷	۱,۲۸	۱,۲۹

بحث و بررسی نتایج

برای سری داده‌ها، آزمون‌های همگنی به روش انحرافات تجمعی (CDT) و ورسلی برای سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد، با استفاده از (Excel) انجام و نتایج برای آماره‌های هر آزمون محاسبه شد که در جدول ۹ آورده شده است. همانطور که از نتایج مشاهده می‌شود، کمیت‌های دما و فشار با مقادیر آماره‌های آزمون بزرگی در هر دو آزمون انحرافات تجمعی و ورسلی و در هر سه سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد

$$U_{i,T} = \sum_{i=1}^i \sum_{j=i+1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (20)$$

$$\text{sgn}(x_i - x_j) = \begin{cases} +1 \leftrightarrow (x_i - x_j) > 0 \\ 0 \leftrightarrow (x_i - x_j) = 0 \\ -1 \leftrightarrow (x_i - x_j) < 0 \end{cases} \quad (21)$$

احتمال تقریبی تشخیص نقطه تغییر با P_{OA} معرفی و به شکل زیر محاسبه می‌شود. همچنین مقادیر بحرانی برای P_{OA} در جدول ۶ آمده است.

$$P_{OA} = 2 \exp \left\{ \frac{-6(K^+)^2}{T^3 + T^2} \right\} \quad (22)$$

جدول ۶- مقادیر بحرانی یک و پنج درصد برای آزمون پتی و برای n

های مختلف

n	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
۱٪	۷۱	۱۳۳	۲۰۸	۲۹۳	۴۸۸	۸۴۱
۵٪	۵۷	۱۰۷	۱۶۷	۲۳۵	۳۹۳	۶۷۷

آزمون همگنی بیشاند (Buishand)

این آزمون که توسط بیشاند (Buishand, 1982) ارائه شد دارای فرض صفر همگنی مقادیر مختلف سری داده‌ها و استقلال آنها از یکدیگر است. در مقابل فرض یک آزمون ناهمگنی و وجود ناپیوستگی و شکست در مقادیر سری داده‌ها است. اگر سری مشاهدات $y_i, i = 1, 2, \dots, n$ باشد، داریم:

$$S_0^* = 0 \quad (23)$$

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y}) \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \quad (24)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (25)$$

y_i مقدار داده i ام در سری زمانی، \bar{y} مقدار میانگین سری زمانی و n تعداد کل داده‌های سری زمانی هستند. اگر داده‌های سری زمانی همگن باشند $\overline{S_k^*}$ مقادیر نزدیک صفر دارد. مقادیر بیشینه قدرمطلق $\overline{S_k^*}$ می‌تواند نشاندهنده بروز ناهمگنی در سری باشد. به عبارتی با تعریف تفاوت مقدار بیشینه و کمینه $\overline{S_k^*}$ بر انحراف معیار (s) به صورت کمیت R و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، ناهمگنی در سری زمانی مشخص می‌شود. علاوه بر R ، در این روش مقدار Q نیز برای تعیین ناهمگنی معرفی شده است.

همه نقاط جهش در سری داده‌ها، با توجه به تاریخچه در دسترس فراداده، ارزیابی گردید.

جدول ۹- نتایج آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی (CDT) و ورسلی برای داده‌های دما، بارش و فشار ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸ با سطوح معنی داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد

کمیت	آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
دمای میانگین روزانه	CDT	Q = 762.74	1%	ناهمگن
			5%	ناهمگن
			10%	ناهمگن
	Worsley	W = 10.21	1%	ناهمگن
			5%	ناهمگن
			10%	ناهمگن
بارش روزانه	CDT	Q = 181.98	1%	ناهمگن
			5%	ناهمگن
			10%	ناهمگن
	Worsley	W = 2.90	1%	همگن
			5%	همگن
			10%	ناهمگن
فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه	CDT	Q = 1267.58	1%	ناهمگن
			5%	ناهمگن
			10%	ناهمگن
	Worsley	W = 11.38	1%	ناهمگن
			5%	ناهمگن
			10%	ناهمگن

بررسی داده‌های بارش

در داده‌های بارش هیچ کدام از این سه روش (Pettit, SNHT و Buishand) بروز هیچ ناهمگنی را نشان ندادند و به نظر می‌رسد که تغییر پذیری ذاتی بارش بیش از آن است که تغییرات رخ داده، در مکان ثبت داده در دوره مورد بررسی، موجب بروز اختلاف معنی دار در داده‌های بارش شده باشند. به عبارت دیگر با اینکه می‌دانیم فراداده ایستگاه در طول سری دچار تغییرات و جابجایی‌های قابل اعتنایی بوده است اما آزمون‌های ناهمگنی نتوانستند تغییراتی معنی داری را در میانگین بخش‌های مختلف سری تشخیص دهند. با این نتایج می‌توان گفت که سری داده‌های بارش در بازه زمانی برای ایستگاه مورد تحقیق بر مبنای روش‌های مورد استفاده در این تحقیق همگن است. برای داده‌های دما و فشار نتایج آزمون‌ها و فرآیند تفکیک بازه‌های زمانی در جدول ۱۰

ناهمگن هستند. برای کمیت بارش مقادیر آماره‌ها کمتر بوده و در روش ورسلی در دوسطح معنی داری ۱ و ۵ درصد همگن، و در بقیه موارد ناهمگن محاسبه شده است. با توجه به اینکه دوآزمون (CDT) و (Worsley) زمانی برای بروز ناهمگنی ارایه نمی‌دهند، در ادامه از آزمون‌های دیگری برای ارزیابی کارایی روش‌های محاسباتی استفاده شده است.

روش‌های پتی (Pettit)، نرمال استاندارد (SNHT) و بیشاند (Buishand) در بررسی همگنی سری داده‌ها زمان را برای بروز جهش محاسبه و معرفی می‌کنند. از این آزمون‌ها نیز برای بررسی همگنی سری داده‌های بارش روزانه، دمای میانگین روزانه و فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه، با استفاده از امکانات موجود در افزونه (XLSTAT) استفاده شد. در هر آزمون فرض جایگزین، وجود یک نقطه جهش در میانگین سری است که در نتیجه معنی دار شدن فرض، تاریخ وقوع جهش مشخص، و سری داده‌ها به دو بازه زمانی دارای میانگین‌های متفاوت تفکیک می‌شود. با تکرار آزمون برای بازه‌های تفکیک شده در هر مرحله از اجرای آزمون، سایر تاریخ‌های وقوع جهش‌های معنی دار در میانگین قابل محاسبه است.

از آنجا که در هر بار انجام آزمون‌ها تنها یک نتیجه ارایه می‌شود و از طرفی ممکن است که در سری داده‌ها بیش از یک ناهمگنی وجود داشته باشد، به منظور تعیین حد تکرار انجام آزمون، در این مطالعه با بررسی نتایج تفکیک‌های متوالی و مقایسه آنها با فراداده در دسترس از ایستگاه، دو شرط برای حد ادامه تفکیک سری در نظر گرفته شد. به این معنی که توالی فرآیند انجام آزمون و تفکیک سری در هر مرحله از آزمون تا جایی ادامه می‌یابد که بازه زمانی کوچکتر از ۵ سال شود و یا نتایج هر سه آزمون برای ناهمگنی به سمت کناره‌های دوره زمانی برود. بر این اساس با نتایج به دست آمده از تکرار متوالی این آزمون‌ها، انطباق و سازگاری سه آزمون با یکدیگر و امکان هم افزایی نتایج آنها برای تخمین دقیق‌تر زمان بروز ناهمگنی در سری داده‌ها بررسی شد. علاوه بر آن توانایی استفاده از این آزمون‌ها برای تعیین

و جدول ۱۱ آورده شده است. در ادامه تحلیل نتایج سه آزمون برای داده‌های دما و فشار آورده شده است. سری داده دما؛ در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود که برای سری داده دما، با چهار مرحله تفکیک داده‌ها و اعمال سه روش آزمون همگنی، به حد توقف تفکیک زمانی رسیده و نتایج

برای زمان تقریبی جهش و ناهمگنی ارایه شده است. در اولین مرحله که شامل کل بازه است، وجود یک نقطه جهش در میانگین، به میزان ۱٫۲ درجه سلسیوس افزایش (از ۱۵٫۹ به ۱۷٫۱) برای تاریخ ۱۹۹۶/۰۵/۰۲ توسط هر سه آزمون بیان شده است.

جدول ۱۰- نتایج آزمون‌های همگنی (Pettit)، (SNHT) و (Buishand) برای داده‌های دمای میانگین روزانه ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸. بازه‌های زمانی‌ای که هر سه آزمون به کناره‌های سری می‌روند با رنگ خاکستری و بازه‌های زمانی‌ای که کمتر از ۵ سال هستند با رنگ سیاه مشخص شده است.

مرحله تفکیک	بازه تفکیک زمانی (کمیت دما)	آزمون (Pettit)	اختلاف میانگین	آزمون (SNHT)	اختلاف میانگین	آزمون (Buishand)	اختلاف میانگین
تفکیک ۱	1961-2018	5/2/1996	1.127 (17.061-15.934)	5/2/1996	1.127 (17.061-15.934)	5/2/1996	1.127 (17.061-15.934)
	1961-1995	5/2/1974	0.827 (16.327-15.500)	4/5/1961	7.506 (16.067-8.561)	5/2/1974	0.827 (16.327-15.500)
تفکیک ۲	1997-2018	4/8/2012	1.114 (17.743-16.629)	4/4/1997	9.373 (17.079-7.706)	4/8/2012	1.114 (17.743-16.629)
	1961-1973	10/26/1968	-1.676 (14.683-16.359)	4/5/1961	7.276 (15.837-8.561)	10/27/1968	-1.676 (14.683-16.359)
تفکیک ۳	1975-1995	5/2/1979	0.806 (16.393-15.587)	3/20/1975	8.848 (16.318-7.470)	5/2/1979	0.806 (16.393-15.587)
	1997-2011	4/16/2005	0.719 (17.192-16.473)	4/4/1997	9.247 (16.953-7.706)	5/5/1998	2.216 (16.993-14.777)
	2013-2018	4/29/2017	2.608 (19.235-16.627)	4/3/2013	7.555 (17.673-10.118)	4/29/2017	2.608 (19.235-16.627)
	1961-1967	4/26/1965	1.638 (17.262-15.624)	4/5/1961	7.957 (16.548-8.561)	4/26/1965	1.638 (17.262-15.624)
تفکیک ۴	1969-1973	4/20/1972	2.627 (16.531-13.904)	4/6/1969	10.3 (15.323-5.293)	4/20/1972	2.627 (16.531-13.904)
	1975-1978	---					
	1980-1995	4/26/1995	3.840 (19.918-16.078)	4/8/1980	9.167 (16.353-7.186)	4/17/1994	1.705 (17.765-16.060)
	1997-2004	5/5/1998	2.393 (17.170-14.777)	4/4/1997	9.364 (17.070-7.706)	5/5/1998	2.393 (17.170-14.777)
	2006-2011	5/6/2010	2.145 (18.378-16.233)	3/6/2006	8.793 (17.182-8.389)	5/6/2010	2.145 (18.378-16.233)

۱۹۷۴ نزدیک به تاریخ تغییر مکان ایستگاه (با کد ۴۰۷۱۹) از محل کارخانه گیلان الکتریک به فرودگاه رشت (۷۰-۱۹۶۹) است. برای سال ۲۰۱۲ اتفاق مشخصی ثبت نشده است اما با توجه به تغییراتی که در حوالی سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ در سیستم بانک داده‌های سازمان هواشناسی برای کنترل کیفی داده‌ها رخ داده است، این احتمال وجود داد که این تغییرات موجب رخداد جهش در میانگین داده‌ها باشد که در این مرحله به اندازه ۱٫۱ درجه سلسیوس افزایش محاسبه شده است. در این مرحله آزمون نرمال استاندارد سال‌های ۱۹۶۱ و ۱۹۹۷ را بیان کرده است. با توجه به اینکه در تعیین ناهمگنی، آزمون نرمال استاندارد بر بخش‌های آغازین سری زمانی و

این نقطه زمانی نزدیک به سال تغییر در تخصیص کد ایستگاه سینوپتیک اصلی (۴۰۷۱۹) از فرودگاه رشت به ایستگاه هواشناسی کشاورزی (با بیش از ۳۲ متر اختلاف ارتفاع و ۱۴ کیلومتر فاصله هوایی در مسیر کوه به دریا) است که در سال‌های ۹۸-۱۹۹۷ میلادی انجام گرفته است.

در مرحله دوم تفکیک، سری داده‌ها به دو قسمت قبل و بعد از تاریخ یافت شده در مرحله قبل، یعنی به بازه‌های ۱۹۹۵-۱۹۶۱ و ۲۰۱۸-۱۹۹۷ تقسیم شدند و آزمون‌ها مجدداً برای هر دو سری داده انجام گرفتند. آزمون‌های پتی و بیشاند به ترتیب در سری پیش و پس از ۱۹۹۶، مشترکاً تاریخ‌های ۱۹۷۴ و ۲۰۱۲ را به عنوان زمان رخداد جهش محاسبه کردند. سال

۲۰۰۵ نیز مطابق تاریخ تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ در فرودگاه سردار جنگل رشت از سایت قدیم به سایت جدید است. مشاهده شد که وقتی آزمون بیشاند نیز به همراه آزمون نرمال استاندارد به ابتدای سری گرایش داشت، هر دو برآورد خوبی برای محاسبه نقطه جهش داشتند. در بازه (۲۰۱۳-۲۰۱۸) آزمون نرمال استاندارد سال ۲۰۱۳ را بیان کرده که در ابتدای بازه است و مطابق با تاریخ احتمالی تغییرات در سایت سازمان است، و دو آزمون دیگر گرایش به انتهای سری (۲۰۱۷) دارند. بنابراین وقتی دو آزمون پتی و بیشاند در مراحل تفکیک به انتهای سری گرایش پیدا می‌کنند، می‌توان انتظار داشت که نتیجه آزمون نرمال استاندارد برآورد خوبی از نقطه ناهمگنی است. این بازه (۲۰۱۳-۲۰۱۸) به هر دو شرط حد توالی تفکیک رسیده و جدا کردن آن را به بازه‌های کوچک‌تر متوقف کردیم.

در مرحله چهارم با توجه به شرط اعمال شده پنج بازه زمانی به دست آمد (۱۹۶۷-۱۹۶۱، ۱۹۷۳-۱۹۶۹، ۱۹۹۵-۱۹۸۰، ۲۰۰۴-۱۹۹۷ و ۲۰۱۱-۲۰۰۶). در اینجا نیز مانند نتایج مراحل قبل آزمون نرمال استاندارد گرایش به ابتدای بازه دارد. در بازه (۱۹۶۷-۱۹۶۱) تفکیک کوچک‌تر شامل بازه‌های کوچک‌تر از ۵ سال است و در عین حال آزمون‌های پتی و بیشاند گرایش به کناره‌های سری زمانی را نشان ندادند و سال ۱۹۶۵ را برای ناهمگنی معرفی کردند که نزدیک به سال قابل انتظار (۱۹۷۰-۱۹۶۹) است و دقت کمی دارد. در همه چهار بازه دیگر آزمون‌های پتی و بیشاند مانند آزمون نرمال استاندارد به کناره‌های بازه گرایش پیدا کردند و مشاهده می‌شود که وقتی هر سه آزمون به ابتدای بازه گرایش دارند هر سه جواب تخمین خوبی از نقطه جهش ارائه داده است در حالی که وقتی دو آزمون پتی و بیشاند به انتهای بازه گرایش پیدا می‌کنند، جواب آزمون نرمال استاندارد را می‌توان به عنوان برآورد با دقت خوب در نظر گرفت.

مطابق جدول ۱، تاریخچه ایستگاه هواشناسی فرودگاه رشت (۴۰۷۱۹) تاریخ‌های قابل انتظار (۷۰-۱۹۶۹)، (۹۸-۱۹۹۷)، (۲۰۰۲ و ۰۵-۲۰۰۴) را برای ناهمگنی و جهش در داده‌ها نشان می‌دهد. با توجه به نتایج بیان شده از سه آزمون پتی،

دو آزمون پتی و بیشاند بر قسمت میانی سری زمانی حساس‌تر است، اینجا نیز مشاهده می‌شود که آزمون نرمال استاندارد ناهمگنی را در کناره ابتدایی بازه محاسبه کرده است و دو آزمون پتی و بیشاند، ناهمگنی را در قسمت میانی بازه تعیین نمودند و هر دو تاریخ یکسانی را محاسبه کردند.

در مرحله سوم تفکیک که شامل چهار بازه زمانی است (۱۹۷۳-۱۹۶۱، ۱۹۹۵-۱۹۷۵، ۲۰۱۱-۱۹۹۷ و ۲۰۱۸-۲۰۱۳)، همان‌گونه که انتظار می‌رفت آزمون نرمال استاندارد در هر چهار سری زمانی، ناهمگنی در بخش‌های آغازین سری زمانی را نشان می‌دهد و توانایی آن در تعیین ناهمگنی در کناره‌های بازه است، از این رو، اتکا نمودن تنها به این روش برای تعیین نقطه جهش ممکن است به نتایج درست و دقیقی منجر نشود. همچنین جز در بازه (۲۰۱۱-۱۹۹۷) آزمون‌های پتی و بیشاند در مرحله سوم تفکیک نیز نتایج یکسانی نشان دادند. در دو مرحله قبل نیز این دو آزمون نتایج یکسانی داشتند و می‌توان گفت که در بیشتر موارد جواب یکسانی دارند. این دو آزمون در بازه (۱۹۷۳-۱۹۶۱) نقطه جهش ۱۹۶۸ را محاسبه کردند که نزدیک به تاریخ تغییر مکان ایستگاه (۴۰۷۱۹) از گیلان الکتریک به فرودگاه سردار جنگل رشت (۷۰-۱۹۶۹) بوده و از محاسبه مرحله دوم تفکیک (۱۹۷۴) دقت بهتری دارد. می‌توان مشاهده کرد وقتی هر دو آزمون پتی و بیشاند گرایش به قسمت میانی سری زمانی دارند، جواب آنها دقت خوبی در تعیین نقطه جهش داشته، در حالی که آزمون نرمال استاندارد از دقت مناسبی برخوردار نیست. نتیجه دو آزمون پتی و بیشاند برای بازه (۱۹۷۵-۱۹۹۵) سال ناهمگنی ۱۹۷۹ است که در فراداده ایستگاه معادلی برای آن نیست. در بازه (۲۰۱۱-۱۹۹۷) آزمون بیشاند نیز مانند آزمون نرمال استاندارد به بخش آغازین سری زمانی حساس بوده و به ترتیب سال‌های ۱۹۹۸ و ۱۹۹۷ را بیان کردند که مطابق تاریخ قابل انتظار تغییر در تخصیص کد ایستگاه سینوپتیک اصلی (۴۰۷۱۹) از فرودگاه رشت به ایستگاه هواشناسی کشاورزی (۹۸-۱۹۹۷) بوده و از نتیجه مرحله اول (۱۹۹۶) دقت بهتری دارد. این در حالی است که آزمون پتی سال ۲۰۰۵ را محاسبه کرده است. سال

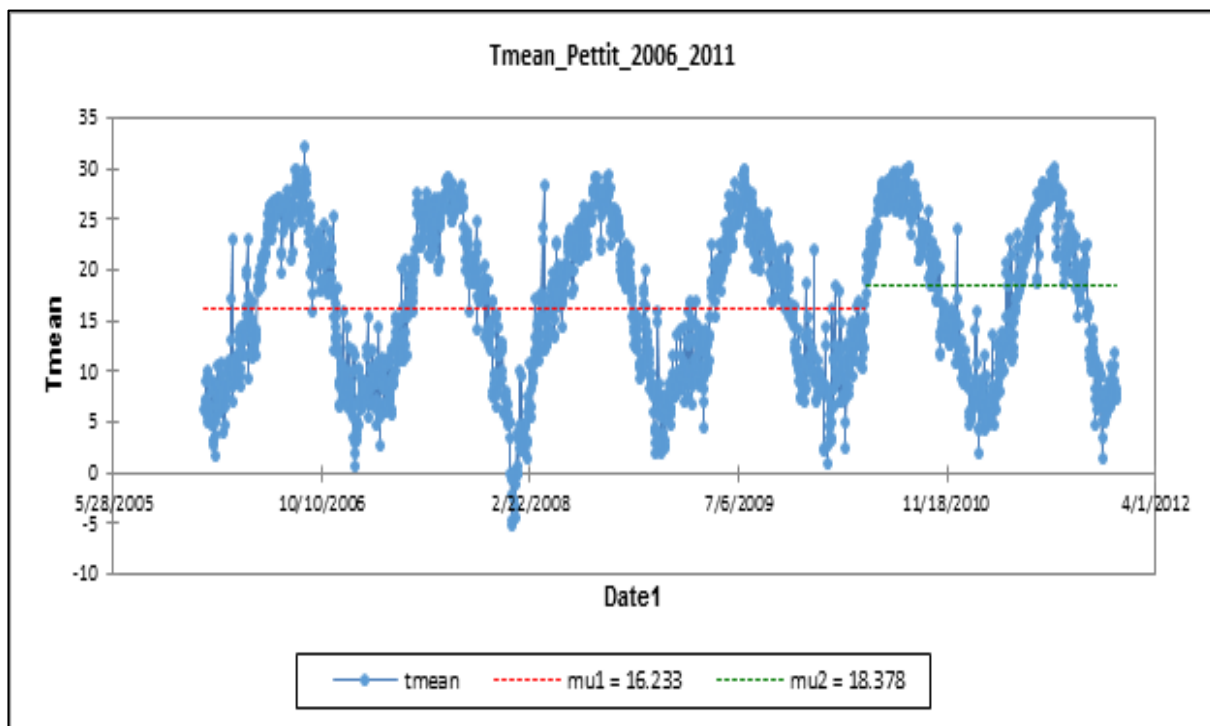
شد که با در نظر گرفتن نتایج سه آزمون، نقاط ناهمگنی و جهش در میانگین سری داده دما، تقریباً با دقت خوبی، بیشتر تاریخ‌های قابل انتظار از تاریخچه ایستگاه مورد نظر را محاسبه و بیان کرده است. نمودارهای مربوط به سه آزمون برای سری داده دمای میانگین روزانه در شکل ۱ آورده شده است. در شکل‌های ۱، نوع آزمون و بازه زمانی آن در عنوان شکل آورده شده است. با توجه به تاریخ محاسبه شده برای جهش، بازه زمانی به دو بازه تفکیک شده و مقدار میانگین برای هر بازه تفکیکی نشان داده شده است. مقدار جهش از تفاوت مقدار دو میانگین مشخص می‌شود.

سری داده فشار

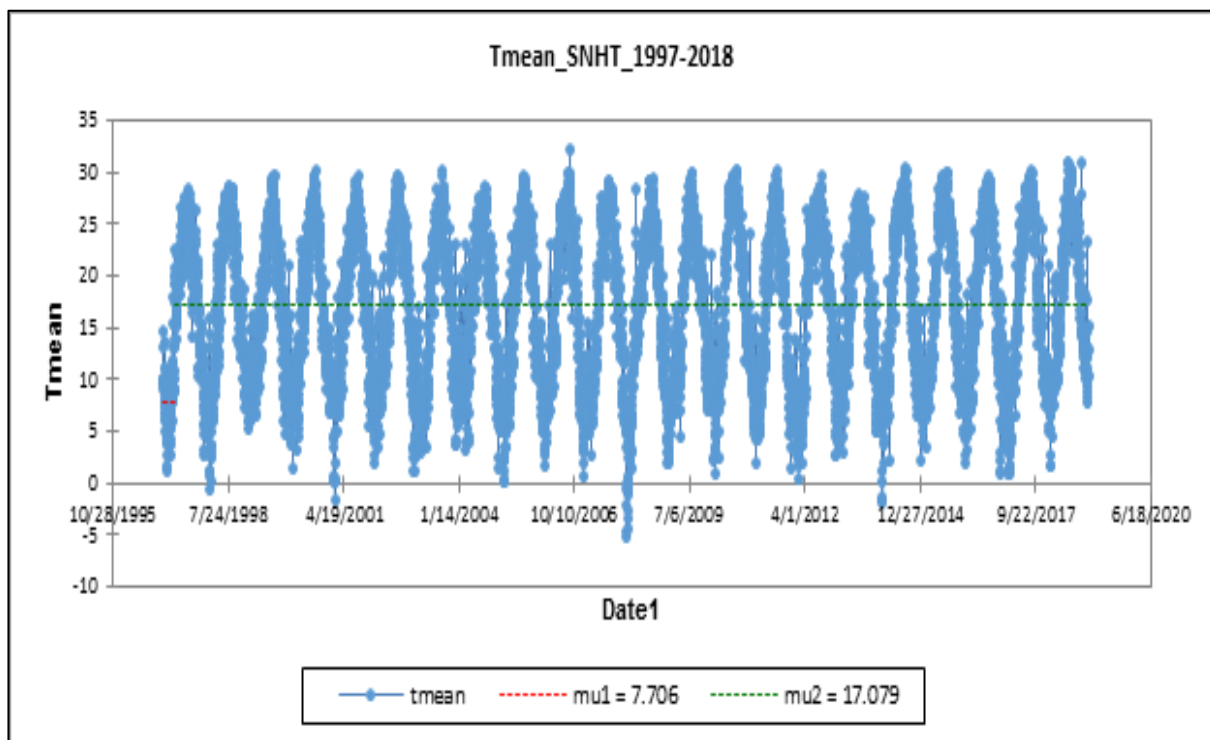
در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود که برای سری داده فشار نیز همانند سری داده دما، با چهار مرحله تفکیک داده‌ها و اعمال سه روش همگنی، به حد توالی تفکیک زمانی رسیده و نتایج برای زمان تقریبی جهش و ناهمگنی ارایه شده است. فرآیند انجام آزمون‌ها برای سری داده فشار و بررسی بازه‌های تفکیک شده مانند سری داده دما انجام شده و نتایج گرفته شده برای چگونگی عملکرد و دقت سه آزمون و همچنین نحوه استنتاج نقطه همگنی با توجه به هم افزایی نتایج سه آزمون، با نتایج گرفته شده در بررسی سری داده دما هم خوانی داشت.

نرمال استاندارد و بیشاند در جدول ۱۰، پنج محدوده تقریبی زمانی برای بروز جهش و ناهمگنی در سری داده به دست آمد. محدوده ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۸ شامل سال‌های ۱۹۹۶، ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸ که با توجه به میانی بودن سال ۱۹۹۷ و همچنین با توجه به احتمال دقت بیشتر در جلوسوی مراحل تفکیک (نتیجه مرحله چهارم تفکیک ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸، می‌توان سال ۱۹۹۷ را به عنوان یک نقطه جهش استنتاج نمود. محدوده ۱۹۶۵ تا ۱۹۷۴ که شامل سال‌های ۱۹۶۵، ۱۹۶۸، ۱۹۶۹ و ۱۹۷۴ است و سال ۱۹۶۹ هم در میانه بازه است و هم نسبت به سال ۱۹۶۸ در مراحل جلوتر بدست آمده است. بنابراین سال ۱۹۶۹ را می‌توان به عنوان یک نقطه ناهمگنی و جهش در میانگین در نظر گرفت. به همین ترتیب برای محدوده‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۳، ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۰ و ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۶ نقاط ناهمگنی دیگر شامل ۲۰۱۳، ۱۹۸۰ و ۲۰۰۶ قابل مشخص شدن است. در نتایج به دست آمده توسط سه آزمون، تاریخ جهش ۱۹۸۰ به دست آمد که در فراداده ایستگاه معادلی برای آن وجود ندارد. این امر نشان می‌دهد که ممکن است ناهمگنی‌ای در آن تاریخ وجود داشته که در فراداده ایستگاه موجود نیست. بر اساس فراداده موجود و اطلاع از اینکه کد ۴۰۷۱۹ در سال ۲۰۰۲ مجدداً به ایستگاه فرودگاه رشت اختصاص یافته است، در فرآیند مرحله‌بندی تفکیکی آزمون‌ها نتیجه‌ای برای تاریخ قابل انتظار ۲۰۰۲ به دست نیامد. با توجه به این موارد مشاهده

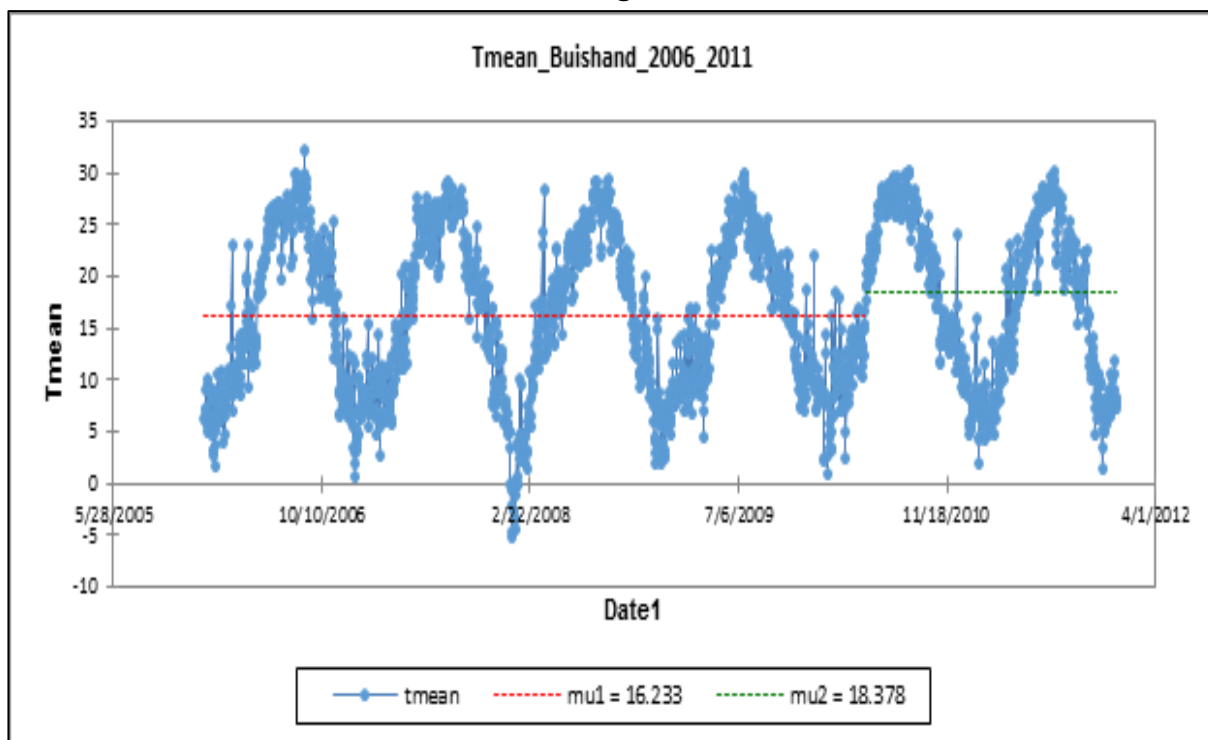
(الف)



(ب)



(ج)



شکل ۱- تعدادی از نتایج آزمون‌های همگنی (Pettit) (الف)، (SNHT) (ب) و (Buishand) (ج) برای داده‌های دمای میانگین روزانه ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸

گروه‌های جداگانه دسته‌بندی شده و از هر دسته تخمینی برای تعیین نقطه جهش بدست آمده و میزان دقت و موفقیت آن در تعیین نقاط جهش، با توجه به تاریخچه فراداده در دسترس ایستگاه مورد مطالعه، مورد ارزیابی قرار گرفت. محدوده ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۷ شامل سال‌های ۱۹۹۱، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶ و ۱۹۹۷ که با توجه به نزدیکی مقادیر و میانی بودن، می‌توان سال ۱۹۹۶ را به عنوان نتیجه مناسب در نظر گرفت و نزدیک به سال قابل انتظار فراداده (۸-۱۹۹۷) است. محدوده ۱۹۸۳ تا ۱۹۸۸ شامل سال‌های ۱۹۸۳، ۱۹۸۴، ۱۹۸۵ و ۱۹۸۸ که سال ۱۹۸۴ را به عنوان برآیند استنتاج می‌توان تعیین کرد. این نقطه در سری داده مانند نتیجه نقطه زمانی ۱۹۸۰ در سری داده دما، معادلی در فراداده ایستگاه مورد بررسی ندارد.

در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ از مرحله دوم تفکیک، هر سه آزمون تاریخ ۲۰۰۴ را بیان کردند و آزمون نرمال استاندارد نیز گرایش به قسمت میانی بازه داشته است. این تاریخ مطابق تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ در فرودگاه رشت از سایت قدیم به سایت جدید در ۵-۲۰۰۴ است. در این مرحله مشاهده شد که وقتی هر سه آزمون یک مقدار میانی بازه را به عنوان نقطه ناهمگنی محاسبه کردند نتیجه دقیقی حاصل شده است. برای داده‌های فشار، آزمون نرمال استاندارد در بعضی بازه‌ها گرایش به انتهای بازه نیز از خود نشان داد در حالی که برای داده‌های دما تقریباً در تمام مراحل گرایش به ابتدای بازه داشته است.

برای داده‌های فشار نیز، با تحلیل مشابه داده‌های دما، تاریخ‌های بدست آمده با توجه به نزدیکی تاریخ‌ها به هم در

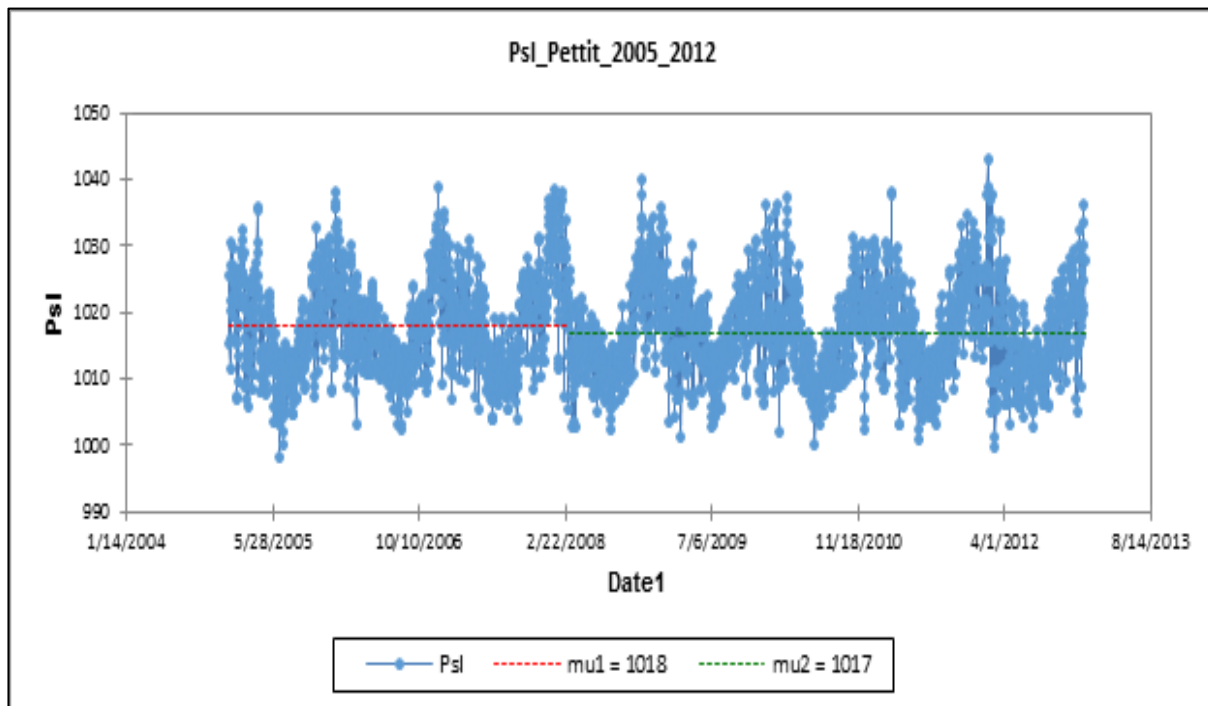
جدول ۱۱- نتایج آزمون های همگنی (Pettit)، (SNHT) و (Buishand) برای داده های فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸. بازه های زمانی ای که هر سه آزمون به کناره های سری می روند با رنگ خاکستری و بازه های زمانی ای که کمتر از ۵ سال هستند با رنگ سیاه مشخص شده است.

مرحله تفکیک	بازه تفکیک زمانی (کمیت فشار)	(آزمون Pettit)	اختلاف میانگین	(آزمون SNHT)	اختلاف میانگین	(آزمون Buishand)	اختلاف میانگین
تفکیک ۱	1961-2018	3/23/1995	-2 (1016-1018)	3/23/1995	-2 (1016-1018)	3/23/1995	-2 (1016-1018)
تفکیک ۲	1961-1994	9/15/1985	0 (1018-1018)	9/16/1962	2 (1018-1016)	9/25/1983	0 (1018-1018)
	1996-2018	10/4/2004	3 (1017-1014)	10/4/2004	3 (1017-1014)	10/4/2004	3 (1017-1014)
تفکیک ۳	1961-1982	4/6/1966	-1 (1017-1018)	10/21/1982	7 (1025-1018)	4/6/1966	-1 (1017-1018)
	1984-1994	9/8/1991	1 (1019-1018)	3/10/1984	-8 (1018-1026)	9/24/1991	1 (1019-1018)
	1996-2003	3/14/1997	-2 (1014-1016)	4/6/1996	-6 (1014-1020)	3/14/1997	-2 (1014-1016)
	2005-2018	10/5/2013	1 (1018-1017)	10/4/2018	6 (1023-1017)	10/6/2013	1 (1018-1017)
تفکیک ۴	---	---	---	---	---	---	---
	1967-1982	10/6/1968	2 (1018-1016)	10/21/1982	8 (1025-1017)	9/14/1971	1 (1018-1017)
	---	4/13/1988	-1 (1017-1018)	3/10/1984	-8 (1026-1018)	4/13/1988	-1 (1017-1018)
	---	---	---	---	---	---	---
	---	3/9/2008	-1 (1017-1018)	4/13/2005	-4 (1017-1021)	3/9/2008	-1 (1017-1018)
	---	---	---	---	---	---	---

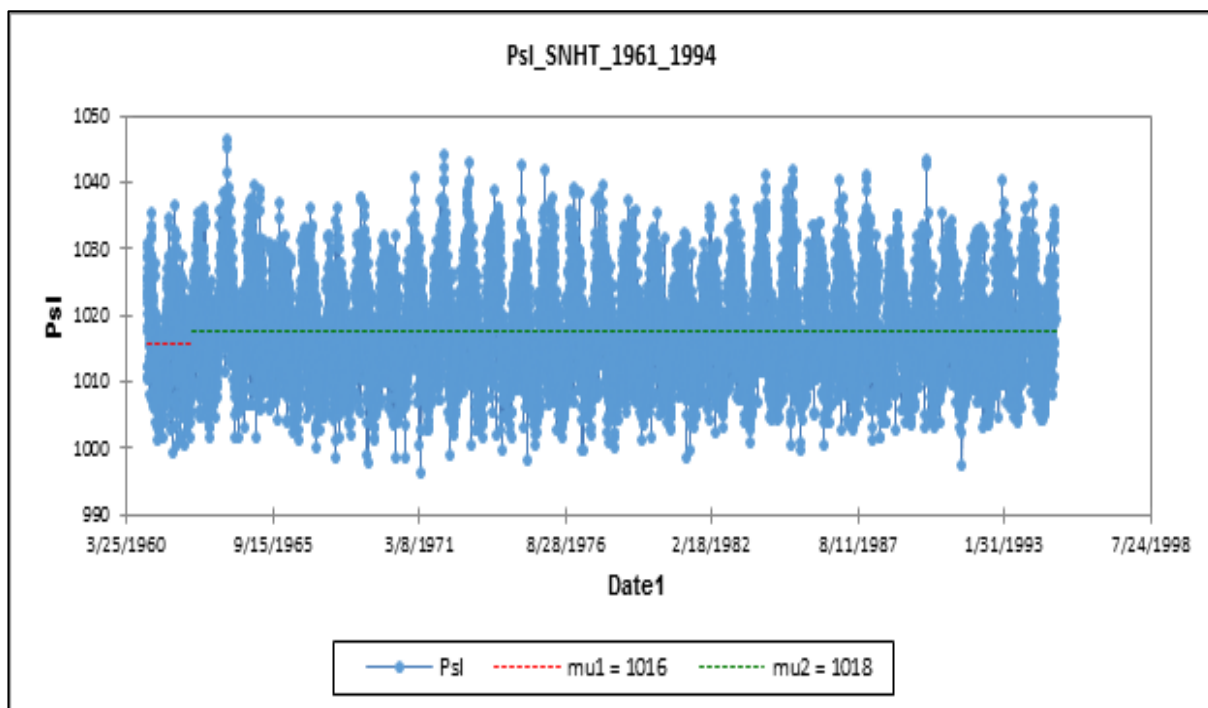
سال های ۱۹۶۶، ۱۹۶۸ و ۱۹۷۱ است. از این مقادیر سال ۱۹۶۸ را که میانی است می توان به عنوان نقطه همگنی در نظر گرفت که نزدیک به سال تغییر مکان ایستگاه (۴۰۷۱۹) از گیلان الکتریک به فرودگاه سردار جنگل رشت (۷۰-۱۹۶۹) است.

محدوده ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۸ که شامل سال های ۲۰۰۴، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۸ است و با توجه به مقادیر نزدیک ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ به هم و همچنین برآورد هر سه آزمون برای سال ۲۰۰۴ در مرحله دوم تفکیک، می توان سال ۲۰۰۴ را به عنوان نقطه جهش میانگین در نظر گرفت و زمان قابل انتظار از اطلاعات تاریخیچه است. محدوده بعدی از ۱۹۶۶ تا ۱۹۷۱ شامل

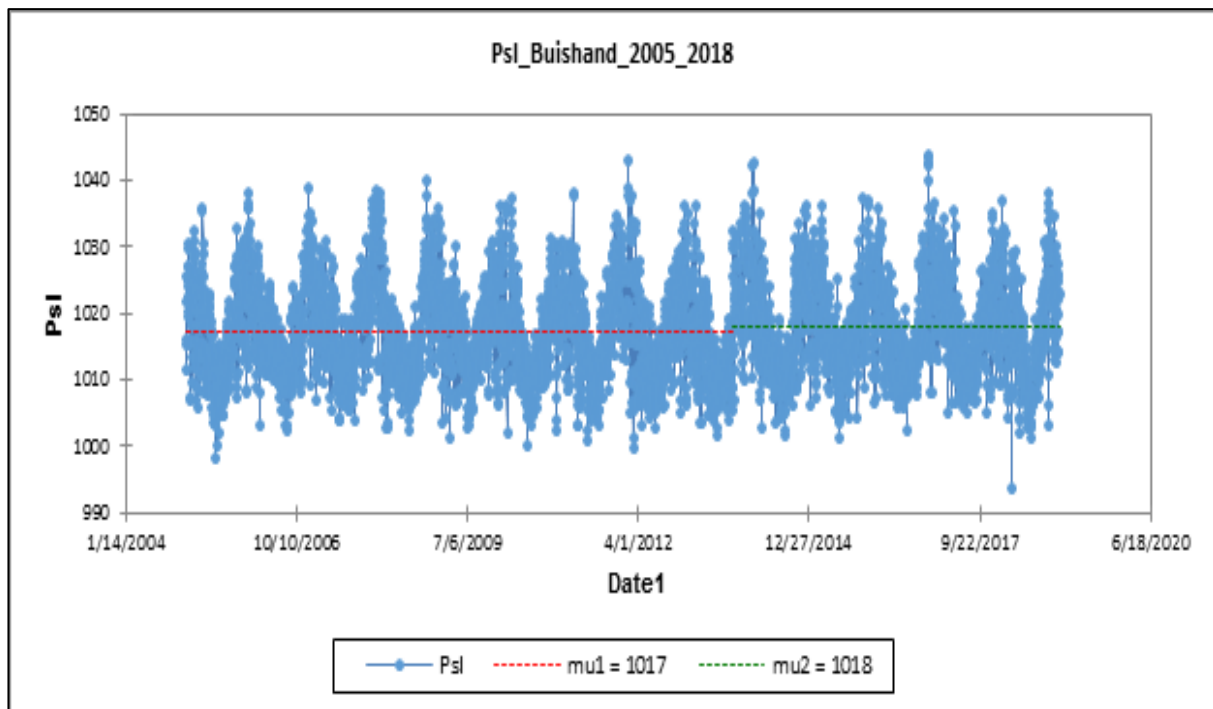
(الف)



(ب)



(ج)



شکل ۲- تعدادی از نتایج آزمون‌های همگنی (Pettit) (الف)، (SNHT) (ب) و (Buishand) (ج) برای داده‌های فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸

- توالی فرآیند تفکیک تا جایی ادامه می‌یابد که بازه زمانی کوچکتر از ۵ سال شود و یا نتایج هر سه آزمون برای ناهمگنی به سمت بخش‌های آغازین و پایانی سری زمانی برود.

- آزمون نرمال استاندارد گرایش به تعیین ناهمگنی در بخش‌های آغازین و پایانی سری زمانی دارد و توانایی آن در تعیین ناهمگنی در کناره‌های بازه است، لذا به تنهایی برای تعیین نقطه جهش برآورد دقیقی ندارد.

- آزمون‌های پتی و بیشاند در بیشتر موارد جواب یکسانی برای محاسبه نقطه ناهمگنی دارند.

- وقتی هر دو آزمون پتی و بیشاند گرایش به قسمت میانی بازه دارند، جواب آنها دقت خوبی از تعیین نقطه ناهمگنی داشته ولی معمولاً آزمون نرمال استاندارد در این شرایط از دقت خوبی برخوردار نیست.

- وقتی هر سه آزمون به ابتدای بازه گرایش دارند هر سه تخمین خوبی از نقطه جهش ارایه می‌دهند در حالی که وقتی دو آزمون پتی و بیشاند به انتهای بازه گرایش پیدا

سال ۲۰۱۳ نیز در مراحل سه آزمون ناهمگنی در سری داده فشار بیان شده است. برای سری داده دما نیز همین تاریخ به دست آمد و چنانچه بیان شد برای سال ۲۰۱۳ اتفاق مشخصی ثبت نشده است اما می‌تواند به دلیل تغییراتی که در حوالی سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ در سیستم بانک داده‌های سازمان هواشناسی رخ داده است باشد. نمودارهای مربوط به سه آزمون برای سری داده فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه در شکل ۲ آورده شده است. در سری داده فشار نیز مانند سری داده دما، نتیجه‌ای برای تاریخ قابل انتظار ۲۰۰۲ به دست نیامد. با توجه به این موارد، با در نظر گرفتن نتایج سه آزمون، نقاط ناهمگنی و جهش در میانگین سری داده فشار نیز مانند دما، تقریباً با دقت خوبی، بیشتر تاریخ‌های قابل انتظار از تاریخچه ایستگاه مورد نظر را محاسبه و بیان کرده است.

با توجه به مطالب بررسی شده، فرآیند استنتاج نتایج مناسب از نتایج هم‌زمان سه آزمون پتی، نرمال استاندارد و بیشاند را می‌توان به صورت زیر عنوان کرد:

نتیجه‌گیری

با توجه به مجموع نتایج، سری داده‌های بارش در بازه زمانی برای ایستگاه مورد تحقیق بر مبنای روش‌های مورد استفاده در این تحقیق همگن است. روند فرآیند انجام آزمون‌ها برای سری داده دما و فشار، بررسی بازه‌های تفکیک شده و همچنین نتایج مشاهده شده برای استنتاج و استخراج تاریخ‌های مناسب نقطه جهش، بیان شد. در ادامه، تاریخ‌های بدست آمده با توجه به نزدیکی تاریخ‌ها به هم در گروه‌های جداگانه دسته‌بندی شده و از هر دسته تخمینی برای تعیین نقطه جهش بدست آمد. با این روش با استفاده از سه آزمون پتی، نرمال استاندارد و بیشاند، تعداد مشخصی تاریخ‌های همگنی برای سری داده دما بدست آمده و میزان دقت و موفقیت آن در تعیین نقاط جهش، با توجه به تاریخچه فراداده در دسترس ایستگاه مورد مطالعه، مورد ارزیابی قرار گرفت.

می‌کنند، جواب آزمون نرمال استاندارد را می‌توان به عنوان برآورد با دقت خوب در نظر گرفت.

- وقتی هر سه آزمون یک مقدار میانی بازه را به عنوان نقطه ناهمگنی محاسبه می‌کنند، نتیجه دقیقی برای نقطه ناهمگن به دست می‌آید.
 - نتایج مراحل گام‌های جلوتر تفکیک بازه‌های زمانی، معمولاً دقت بهتری دارند.
- نتایج کلی بدست آمده از آزمون‌های همگنی پتی، بیشاند و نرمال استاندارد برای تعیین تاریخ نقطه جهش و ناهمگنی در سری داده‌های دما و فشار ایستگاه فرودگاه رشت با کد ۴۰۷۱۹، و همچنین تاریخ‌های مربوط به تغییرات قابل ملاحظه در ایستگاه با توجه به اطلاعات موجود در فراداده، در جدول ۱۲ آورده شده است.

جدول ۱۲- نتایج نهایی استخراج شده از آزمون‌های همگنی (Pettit)، (SNHT) و (Buishand) برای سری داده‌های دمای میانگین روزانه و فشار میانگین روزانه سطح ایستگاه فرودگاه رشت در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸

نتایج برای سری داده فشار	نتایج برای سری داده دما	اطلاعات فراداده ایستگاه ۴۰۷۱۹	
۱۹۶۸	۱۹۶۹	۷۰-۱۹۶۹	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از گیلان الکتریک به فرودگاه سردار جنگل رشت
۱۹۸۴	۱۹۸۰	-	معادلی در فراداده موجود نیست
۱۹۹۶	۱۹۹۷	۸-۱۹۹۷	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از فرودگاه سردار جنگل رشت به ایستگاه هواشناسی کشاورزی رشت
تاریخی به دست نیامد	تاریخی به دست نیامد	۲۰۰۲	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ از ایستگاه هواشناسی کشاورزی رشت به فرودگاه سردار جنگل رشت
۲۰۰۴	۲۰۰۶	۵-۲۰۰۴	تغییر مکان ایستگاه برای کد ۴۰۷۱۹ در فرودگاه سردار جنگل رشت از سایت قدیم به سایت جدید
۲۰۱۳	۲۰۱۳	-	معادلی در فراداده موجود نیست- می‌تواند مربوط به تغییرات سیستم بانک داده سازمان هواشناسی باشد

آشکارسازی جهش در نقاط میانی بازه دقت بهتری دارند و تقریباً نتایج یکسانی ارائه می‌دهند. آزمون (SNHT) در آشکارسازی برای نقاط ابتدایی و انتهایی بازه دقت بهتری دارد. اگرچه این آزمون‌ها جهشی را در سری داده‌های بارندگی تشخیص ندادند اما می‌توان انتظار داشت که با داشتن سری داده‌های زمانی برای پارامترهای مختلف به‌ویژه

از بررسی سه آزمون همگنی (Pettit)، (Buishand) و (SNHT) برای سری داده‌های دما و فشار نتایج به دست آمده برای نقاط ناهمگنی سری و جهش در مقدار میانگین، در حد قابل ملاحظه‌ای مطابق اطلاعات فراداده مورد نظر بوده است و با تحلیل همزمان محاسبات سه آزمون نتایج قابل انتظار به دست آمد. آزمون‌های (Pettit) و (Buishand) هر دو برای

بوده است با این حال در مواردی توانسته‌اند با دقت بسیار بهتری حوالی زمان رخداد ناهمگنی را تعیین و نقاط قابل انتظار را برآورد را بیان کنند.

• اطلاع از محدوده زمانی تغییر در فراداده می‌تواند در انتخاب روش موثر باشد و چنانچه بدانیم که تغییرات در نقاط ابتدایی و انتهایی سری رخ داده است آزمون نرمال استناد دارد آزمون مناسب تری است و اما اگر بدانیم که تغییرات احتمالی در حوالی نقاط میانی سری رخ داده است روش‌های پتی و بیشاند تخمین دقیق تری از زمان رخداد جهش ارایه می‌دهند.

منابع

- ۱- بازگیر س.، عباسی ف.، اسعدی اسکویی، ا.، حقیقت م. و رضازاده پ.، ۱۳۹۷: تحلیل همگنی داده‌های دما و بارش در ایران با رویکرد اقلیمی. نشریه تحلیل فضایی مخاطرات محیطی، سال ششم، شماره ۱: ۵۱-۷۰
- ۲- پیشگاه‌هادیان پ.، احسان‌زاده الف و معینی ر. ۱۳۹۵: مقایسه عملکرد روش‌های مختلف در بررسی روند تغییرات متغیرهای اقلیمی (مطالعه موردی: حوضه سد سفیدرود). تحقیقات منابع آب ایران، سال دوازدهم، شماره ۲: ۴۹-۶۶
- ۳- دارند م.، دولتیاری ز.، اصلانی اسلمرز ف. و عزیزی ی. ۱۳۹۳: بررسی رفتار فرین‌های بارش و دمای کرمانشاه به کمک آزمون‌های آماری. فصلنامه علمی-پژوهشی فضای جغرافیایی، سال چهاردهم، شماره ۴۶: ۲۱۳-۲۳۳
- ۴- رحیم‌زاده، ف. ۱۳۹۰: روش‌های آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم‌شناسی. انتشارات سیدباقر حسینی، تهران.
- ۵- رفعتی س. و کریمی م. ۱۳۹۶: بررسی همگنی داده‌های اقلیمی و روند تغییرات. فیزیک زمین و فضا، دوره ۴۴، شماره ۱: ۱۹۹-۲۱۴
- ۶- عسگری، الف. و رحیم‌زاده، ف. ۱۳۸۵: مطالعه تغییرپذیری بارش دهه‌های اخیر ایران. پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۵۸: ۶۷-۸۰
- ۷- قاجارنیا، ن.، لیاقت ع. و دانش کار آراسته پ. ۱۳۹۳. صحت‌سنجی داده‌های بارندگی ایستگاه‌های غیرثبات سازمان هواشناسی و تماب در حوضه آبریز دریاچه ارومیه. نشریه حفاظت منابع آب و خاک، سال چهارم، شماره ۱: ۹۱-۱۰۹

برای نقطه مکان‌هایی که در منطقه اقلیمی ایستگاه مورد مطالعه است، نقاط ناهمگنی و جهش در سری داده‌های دما و فشار با استفاده از این آزمون‌ها تعیین شود. برای ایستگاه مورد مطالعه این تحقیق (۴۰۷۱۹)، داده‌های ثبت شده در مرکز بانک اطلاعات، بر مبنای داده‌های سنتی است و داده‌های ایستگاه خودکار به عنوان داده‌های اصلی بانک اطلاعات بکار نمی‌رود. برای ایستگاه‌هایی که ثبت اطلاعات رسمی آنها بر مبنای داده‌های ایستگاه خودکار است، بررسی ناهمگنی در حوالی زمان جایگزینی رسمی داده‌های خودکار به جای داده‌های سنتی در بانک اطلاعات، باید مورد توجه قرار گیرد. لازم به ذکر است که تهیه و در دست بودن فراداده و تاریخچه مکانی زمانی سری داده همواره در تحلیل نتایج و صحت‌سنجی آن مفید و موثر است. نتایج کلی به دست آمده از این مطالعه را می‌توان به شکل موردی زیر بیان کرد:

- میزان تاثیر پذیری فراسنج‌های مختلف جوی از تغییر در مکان ایستگاه برابر نیست و در منطقه مورد مطالعه تاثیر پذیری داده‌های بارش بسیار کمتر از داده‌های دمایی و فشار است.
- وجود یک جهش بزرگ در داده ممکن است امکان آشکارسازی سایر جهش‌ها را دشوار سازد بنابراین پیشنهاد می‌شود در صورت کشف یک ناهمگنی، داده‌ها در محدوده زمانی خارج از بازه رخداد جهش اولیه، مجدداً مورد آزمون قرار گیرند.
- اتکا به نتایج آزمون در تحلیل نقاط رخداد جهش در سری کافی نیست و با توجه به الگوریتم‌های محاسباتی هر روش، روش‌های مورد استفاده ممکن است نتوانند از جهش‌های رخ داده تصویر یکسان و درستی ارایه نمایند. استفاده از نتایج همزمان آزمون‌ها در شناسایی زمان دقیق‌تر ناهمگنی موثر است.
- نتایج ارایه شده توسط آزمون‌ها به معنی تاریخ دقیق رخداد جهش نیست و باید به عنوان محدوده تقریبی وقوع ناهمگنی مد نظر قرار گیرند. در این مطالعه (که داده‌های روزانه مورد استفاده بوده اند) دقت روشها در ضعیف‌ترین تخمین‌ها دو سال در اطراف زمان جهش

- on frequency distributions. *Hydrological Processes*, 21: 3203–3210
- 15- Marcolini, G.; A. Bellin, and G. Chiogna. 2017. Performance of the Standard Normal Homogeneity Test for the homogenization of mean seasonal snow depth time series. *International Journal of Climatology*, 37: 1267-1277.
- 16- Pettitt, A., 1979: A nonparametric approach to the change-point problem. *Journal of Applied Statistics*, 28 :126–135.
- 17- WCDMP, No., 32, 1997: Progress report to CCI on statistical methods (prepared by C. D. Schonwiese), WMO/TD No. 834, World Meteorological Organization, Geneva.
- 18- Wijngaard J. B., Klein Tank, A. M. G., and Konnen, G. P., 2003: Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, 23 (6): 679-692. XLSTAT 2006, Tutorial XLSTAT 7.5. <http://www.xlstat.com>.
- 19- Worsley, K. J., 1979: On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366a):365367
- 20- Evaluation of some Homogeneity Tests on mutation detection in climatic data, case study: Rash station
- ۸- مدرسی ف.، عراقی نژاد ش.، ابراهیمی ک. و خلقی م. ۱۳۸۹: بررسی منطقه‌ای پدیده تغییر اقلیم با استفاده از آزمون‌های آماری، مطالعه موردی: حوضه آبریز گرگانود-قره‌سو. نشریه آب و خاک، جلد ۲۴، شماره ۳: ۴۷۶-۴۸۹
- 9- Ahmad, N. H. and Deni S. M., 2013: Homogeneity test on daily rainfall series for Malaysia. *Matematika*, 29 (1): 141-150
- 10- Ahma, d. I., Tang, D., Wang, T., Wang, M. and Wagan, B., 2015: Precipitation trends over time using Mann-Kendall and Spearman's rho tests in Swat River Basin, Pakistan. *Advances in Meteorology* 2015:1-15
- 11- Alexandersson, H. and Moberg, A., 1997: Homogenization of Swedish temperature data. Part 1: omogeneity test for linear trends. *International Journal of Climatology*, 17: pp. 25–34.
- 12- Alexandersson, H., 1986: A homogeneity test applied to precipitation data, *International Journal of Climatology*, 6: 661–675
- 13- Buishand T. A., 1982: Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology* 58 (1):11-27
- 14- Karabork, M. C., Kahya E. and Komuscu A. U., 2007: Analysis of Turkish precipitation data: Homogeneity and the Southern Oscillation forcings