

تحلیل روند تغییرات بارش کل و بارش مؤثر در کل ایران

حسن ترابی پوده^{۱*}، فرهاد ایزدجو^۲ و پرستو همه‌زاده^۳

چکیده

روند تغییرات بارش کل و بارش مؤثر در کل ایران در مقیاس‌های سالانه، فصلی و ماهیانه با استفاده از آزمون‌های آماری مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده، شامل داده‌های ۳۳ ایستگاه هواشناسی منتخب در دوره ۵۰ ساله آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۱) در محدوده مورد مطالعه بود. در این تحقیق، روند تغییرات بارش و بارش مؤثر در ۲ دوره زمانی ۴۰ ساله (۱۹۷۱-۲۰۱۰ و ۲۰۱۰-۱۹۶۱) و یک دوره ۵۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۱۰) مورد بررسی قرار گرفت. در این بررسی‌ها، ابتدا شیب خطی روند در داده‌های نمونه با استفاده از روش TSA تخمین زده شد و سپس، در صورت وجود خودهمبستگی با استفاده از روش TFPW اثر ضریب خودهمبستگی از داده‌ها حذف شد و سری‌های زمانی آبدهی اصطلاحاً پیش‌سفید و در نهایت روند تغییرات بارش کل و بارش مؤثر در سری‌های زمانی با استفاده از آزمون من‌کنندال (MK) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که میانه بارش مؤثر ایستگاه‌های منتخب در ایران منفی است و به همین دلیل، بارش مؤثر با کاهش همراه بوده است. همچنین، میانه بارش کل ایستگاه‌های منتخب برای دوره زمانی ۴۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۱۰) نزدیک صفر و در دوره زمانی ۴۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۷۱) منفی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار و برای دوره ۵۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۱۰) منفی است؛ ولی معنی‌دار نیست.

واژه‌های کلیدی: آزمون MK، بارش مؤثر، پیش‌سفیدکردن، خودهمبستگی.

ارجاع: ترابی پوده ح. ایزدجو ف. و همه‌زاده پ. ۱۳۹۷. تحلیل روند تغییرات بارش کل و بارش مؤثر در کل ایران. مجله پژوهش آب ایران. ۱۰-۱: ۳۱.

۱- دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان.

۲- دانش‌آموخته دکتری سازه‌های آبی، دانشکده مهندسی علوم آب، دانشگاه شهید چمران اهواز.

۳- دانشجوی دکتری سازه‌های آبی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان.

* نویسنده مسئول: torabi.ha@lu.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۰۹

مقدمه

دانشمندان معتقدند که دخالت بشر در ترکیب گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی منجر به افزایش میانگین دمای هوای اطراف کره زمین شده است. افزایش دما می‌تواند منجر به تغییراتی، در روند برخی از مؤلفه‌های چرخه هیدرولوژی، از جمله بارش و بارش مؤثر در نقاط مختلف جهان شود. به همین دلیل، در دهه‌های اخیر، مطالعات زیادی در مورد روند تغییرات متغیرهای مختلف هواشناسی و هیدرولوژیکی انجام شده است (کومار و همکاران، ۲۰۰۹؛ خلیق و همکاران، ۲۰۰۹). آزمون من‌کندل، یک آزمون ناپارامتریک بوده و روش آماری مناسبی برای اثبات وجود روند در سری‌های هیدروکلیمایی است. در سال‌های اخیر، بسیاری از محققین از این آزمون به‌عنوان بهترین گزینه برای بررسی وجود روند یکنواخت داده‌ها استفاده کرده‌اند. در این زمینه، می‌توان به کارهای اسمیت و ریچمن (۱۹۹۳)، لتنمایر و همکاران (۱۹۹۴)، گان (۱۹۹۸)، لین و اسلاگ (۱۹۹۹)، داگلاس و همکاران (۲۰۰۰)، ویتفیلد و کنون (۲۰۰۰)، خلیق و همکاران (۲۰۰۹)، ژانگ و همکاران (۲۰۰۱) و بورن و هاگ النور (۲۰۰۲) اشاره کرد. فرض اصلی مطالعات تحلیل روند با استفاده از آزمون MK، مستقل‌بودن و عدم وجود خودهمبستگی معنی‌دار در داده‌های نمونه است. با وجود این، ممکن است برخی سری‌های هیدرولوژیکی، نظیر دبی جریان دارای ضریب خودهمبستگی معنی‌دار باشند. بنابراین، برای حذف اثر خودهمبستگی روی آزمون MK ضروری است که قبل از انجام آزمون، اجزای خودهمبستگی از قبیل فرایند خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1)) از سری داده‌ها حذف شود. این فرایند اصطلاحاً پیش‌سفیدکردن نامیده می‌شود. به‌منظور حذف اثر ضریب خودهمبستگی روی آزمون MK، کولکارنی و وان استورچ (۱۹۹۵) و وان استورچ (۱۹۹۵)، یک روش پیش‌سفیدکردن را قبل از انجام آزمون MK ارائه کردند (PW-MK). این روش، برای تشخیص روند توسط محققانی همچون داگلاس و همکاران (۲۰۰۰) و بورن و هاگ النور (۲۰۰۲) مورد استفاده قرار گرفت. در مواردی که روند در یک سری زمانی وجود نداشت، وان استورچ (۱۹۹۵) نشان داد که پیش‌سفیدکردن اثر ضریب خودهمبستگی را بر آزمون MK به‌طور مؤثر کاهش می‌دهد. داگلاس و همکاران

(۲۰۰۰) نشان دادند که روش پیش‌سفیدکردن وان استورچ می‌تواند باعث کاهش میزان روند واقعی در داده‌ها گردد. یو و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از شبیه‌سازی نشان دادند که در صورت وجود روند و فرایند AR(1) در یک سری زمانی، روش پیش‌سفیدکردن وان استورچ بخشی از روند را حذف خواهد کرد و ممکن است فرض صفر مبنی بر عدم وجود روند مورد قبول واقع شود؛ این در حالی است که ممکن است در داده‌ها روند وجود داشته باشد. به‌منظور کاهش مؤثر در اثر ضریب همبستگی روی آزمون MK روش اصلاح‌شده پیش‌سفیدکردن بدون روند (TFPW) توسط یو و همکاران (۲۰۰۲) ارائه گردید. حامد و راتو (۱۹۹۸) روش MK-VCA را برای حذف اثر ضریب خودهمبستگی قبل از انجام آزمون MK با انجام اصلاح در واریانس داده‌ها ارائه کردند. میرعباسی نجف‌آبادی و دین‌پژوه (۱۳۸۹) از روش MK-VCA برای تحلیل روند تغییرات آبدی رودخانه‌های شمال غرب ایران استفاده کردند. یو و همکاران (۲۰۰۲) با انجام مطالعات شبیه‌سازی سه روش PW-MK، MK-VCA و MK-TFPW را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که روش MK-TFPW بسیار دقیق‌تر از سایر روش‌هاست. کتیرابی و همکاران (۱۳۸۶) روند تغییرات روزانه بارندگی ۳۸ ایستگاه ایران را در دوره ۲۰۰۱-۱۹۶۰ بررسی کردند. در این تحقیق، از روش پارامتری حداقل مربعات خطا و روش ناپارامتری MK برای تحلیل روند بارش کل سالانه، تعداد روزهای بارانی و شدت بارش روزانه استفاده شد. نتایج به‌دست آمده، نشان‌دهنده وقوع روندهای گوناگون در ایستگاه‌ها بود. میرموسوی (۱۳۸۷) نوسانات دما و بارش سالانه را در منطقه شمال غرب کشور با ۸ ایستگاه سینوپتیک در دوره ۴۴ ساله منتهی به سال ۲۰۰۴ با روش رتبه‌ای Spear-Man بررسی کرد و بارش را با الگوی سری زمانی ARIMA تا سال ۲۰۱۴ پیش‌بینی کرد. نتایج آزمون روند دمای سالانه در برخی ایستگاه‌ها به‌صورت معنی‌داری افزایشی بود. همچنین، بارش سالانه روند کاهشی معنی‌داری در چند ایستگاه نشان داد. میرعباسی نجف‌آبادی و دین‌پژوه (۱۳۸۹) که روند آبدی روی ۱۶ ایستگاه هیدرومتری را در ۳ مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه بررسی کردند، نتیجه گرفتند که جریان رودخانه‌های شمال غرب ایران در مقیاس سالانه در همه ایستگاه‌ها روند نزولی دارد. بر اساس مطالعه محمدی و همکاران

روش‌های مورد استفاده

در این مطالعه، روند تغییرات سری زمانی جریان ماهانه، فصلی و سالانه برای هر یک از ایستگاه‌های مذکور با آزمون ناپارامتری MK مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که اشاره شد، شرط لازم برای استفاده از این آزمون، مستقل بودن داده‌ها و عدم وجود ضریب خودهمبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌هاست. بنابراین، در این مطالعه با استفاده از روش TFPW که در ادامه توضیح داده خواهد شد، ابتدا اثر تمام ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار از سری زمانی حذف شد و سپس، روی سری مذکور آزمون MK انجام گرفت.

الف) آزمون MK

آزمون MK، یکی از پرکاربرترین آزمون‌های ناپارامتری برای تحلیل روند داده‌هاست و از این آزمون به‌طور گسترده در تشخیص روند در سری‌های هیدرولوژیکی استفاده می‌شود. فرض صفر H_0 ، مستقل بودن و یکنواختی توزیع داده‌ها $\{X_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ و فرض مقابل H_1 ، وجود یک روند یکنواخت در داده‌هاست.

برای انجام این آزمون، ابتدا باید آماره S را با معادله زیر محاسبه کرد:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (1)$$

که در آن x_i ، مقدار داده i ام، n ، تعداد داده‌ها؛ $\text{sgn}(\theta)$ تابع علامت است و با معادله زیر قابل محاسبه است:

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta > 0 \\ 0 & \text{if } \theta = 0 \\ -1 & \text{if } \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

من (۱۹۴۵) و کندال (۱۹۴۸) نشان دادند که برای $n \geq 8$ آماره S دارای توزیع نرمال بوده و میانگین و واریانس آن از معادلات زیر به دست می‌آید:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{m=1}^n t_m(t_m-1)(2t_m+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن m_i ، تعداد داده‌های یکسان در دسته i ام است. آماره آزمون MK یا Z با معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

احتمال آماره Z آزمون MK را می‌توان با استفاده از توزیع تجمعی نرمال محاسبه کرد.

(۱۳۸۹) نتایج حاصل از تمامی سناریوها برای مناطق سی‌گانه کشور ایران، بیانگر این نکته است که میانگین دما در سراسر کشور طی دهه‌های آینده روند افزایشی و در دهه‌های آینده برای کلیه مناطق روند بارش‌ها کاهش خواهد بود. زارع گاریزی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی روند تغییرات بلندمدت متغیرهای کیفیت آب رودخانه چهل‌چای (استان گلستان) با استفاده از آزمون MK و فصلی پرداختند. نتایج این پژوهش، نیاز مبرم به اقدامات مدیریتی برای کنترل منابع آلاینده در این آبخیز را نشان می‌دهد. عرفانیان و بابایی حصار (۱۳۹۵) به تحلیل روند تبخیر و تعرق مرجع و بارندگی در تعدادی از ایستگاه‌های سینوپتیک حوضه دریاچه ارومیه پرداختند. آنها از آزمون MK برای شناسایی نقاط جهش استفاده کردند. تحلیل روند سری سالانه بارندگی، بیانگر وجود روند کاهش در تمام ایستگاه‌ها به‌جز مهاباد بود.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه در این تحقیق، کل ایران است. ایران در یک منطقه خشک و نیمه‌خشک واقع شده است و وجود دو رشته‌کوه زاگرس و البرز از عوامل اصلی ایجاد بارش در ایران است. این محدوده به‌طور تقریبی در عرض جغرافیایی ۲۵ تا ۴۹ و طول جغرافیایی ۴۵ تا ۶۲ واقع شده است.

داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، شامل داده‌های بارش، تعداد روزهای با بارش بیشتر از صفر میلی‌متر، تعداد روزهای با بارش بیشتر از یک میلی‌متر، تعداد روزهای با بارش بیشتر از پنج میلی‌متر و تعداد روزهای با بارش بیشتر از ده میلی‌متر از ۳۳ ایستگاه هواشناسی در محدوده موردنظر با طول آماری ۲۰۱۰-۱۹۶۱ به‌مدت ۵۰ سال جمع‌آوری شد. دلیل انتخاب این ایستگاه‌ها کامل بودن داده‌ها و پراکندگی مکانی قابل قبول در سراسر ایران است. مشخصات این ایستگاه‌ها در جدول ۱ و محل آنها روی شکل ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- ایستگاه‌های منتخب و مشخصات مکانی آنها

نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی
آبادان	۴۸/۲۵	۳۰/۳۷	زاهدان	۶۰/۸۸	۲۹/۴۷
اراک	۴۹/۷۷	۳۴/۱۰	زنجان	۴۸/۴۸	۳۶/۶۸
ارومیه	۴۵/۰۸	۳۷/۵۳	سبزوار	۵۷/۷۲	۳۶/۲۰
اصفهان	۵۱/۶۷	۳۲/۴۵	سقز	۴۶/۲۷	۳۶/۲۵
اهواز	۴۸/۶۷	۳۱/۳۳	سندج	۴۷/۰۰	۳۵/۳۳
بابلسر	۵۲/۶۵	۳۶/۷۲	شاهرود	۵۴/۹۵	۳۶/۴۲
بم	۵۸/۳۵	۲۹/۱۰	شهرکرد	۵۰/۸۵	۳۲/۳۳
بندر انزلی	۴۹/۴۷	۳۷/۴۷	شیراز	۵۲/۵۳	۲۹/۶۰
بندر عباس	۵۶/۳۷	۲۷/۲۲	قزوین	۵۰/۰۰	۳۶/۲۵
بوشهر	۵۰/۸۳	۲۸/۹۸	کرمان	۵۶/۹۷	۳۰/۲۵
تبریز	۴۶/۲۸	۳۸/۰۸	کرمانشاه	۴۷/۱۲	۳۴/۲۸
ترت حیدریه	۵۹/۲۲	۳۵/۲۷	مشهد	۵۹/۶۳	۳۶/۲۷
تهران مهرآباد	۵۱/۳۲	۳۵/۶۸	همدان	۴۸/۷۲	۳۵/۲۰
خوی	۴۴/۹۷	۳۸/۵۵	یزد	۵۴/۴۰	۳۱/۹۰
رامسر	۵۰/۶۷	۳۶/۹۰	خرم آباد	۴۸/۳۷	۳۳/۳۸
رشت	۴۹/۶۵	۳۷/۲۰	گرگان	۵۴/۳۰	۳۶/۸۵
زاهدان	۶۰/۸۸	۲۹/۴۷	بیرجند	۵۹/۳۸	۳۲/۹۹

$$Y'_t = X'_t - r_1 X'_{t-1} \quad (10)$$

این روش پیش‌سفیدکردن پس از حذف روند از سری‌ها، روش "پیش‌سفیدکردن بدون روند" نامیده می‌شود (TFPW). سری باقیمانده‌ها پس از انجام روش TFPW، یک سری مستقل است. روند شناخته‌شده T_t (که یک سری با روند خطی است) و سری باقیمانده‌ها Y'_t به صورت زیر با هم ترکیب می‌شود:

$$Y_t = Y'_t + T_t \quad (11)$$

بدیهی است که سری حاصل Y_t روند واقعی را حفظ کرده و اثر ضریب خودهمبستگی نیز حذف شده است.

بحث

روند تغییرات زمانی بارش کل در مقیاس سالانه

نتایج بررسی روند تغییرات بارش کل در ایران در شکل ۱ در مقیاس سالانه برای دو دوره زمانی ۴۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۷۱) و یک دوره ۵۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱) نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، میانه آماره Z بارش کل ایستگاه‌های منتخب برای دوره آماری ۵۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱) منفی است؛ ولی روند منفی آن معنی‌دار نیست. در این دوره از بین ۳۳ ایستگاه، ۲۴ ایستگاه دارای آماره Z منفی و ۹ ایستگاه دارای آماره Z مثبت است. در دوره زمانی ۴۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱)

ب) پیش‌سفیدکردن به روش TFPW

روش پیش‌سفیدکردن به روش TFPW برای حذف ضریب خودهمبستگی توسط یو و همکاران (۲۰۰۲) به صورت زیر ارائه شد:

ابتدا شیب روند در داده‌های نمونه با استفاده از روش TSA به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$b = \text{Median} \left(\frac{X_j - X_l}{j - l} \right) \quad \forall l < j \quad (6)$$

اگر شیب تقریباً برابر صفر بود، آنگاه دیگر نیازی به ادامه انجام تحلیل روند نیست؛ اما اگر مقدار آن برابر با صفر نبود، آنگاه روند به صورت خطی فرض می‌شود و داده‌های نمونه به صورت زیر نوشته و بدون روند می‌شوند:

$$X'_t = X_t - T_t = X_t - bt \quad (7)$$

ضریب خودهمبستگی مرتبه اول سری بدون روند X'_t با استفاده از معادلات زیر برآورد می‌گردد:

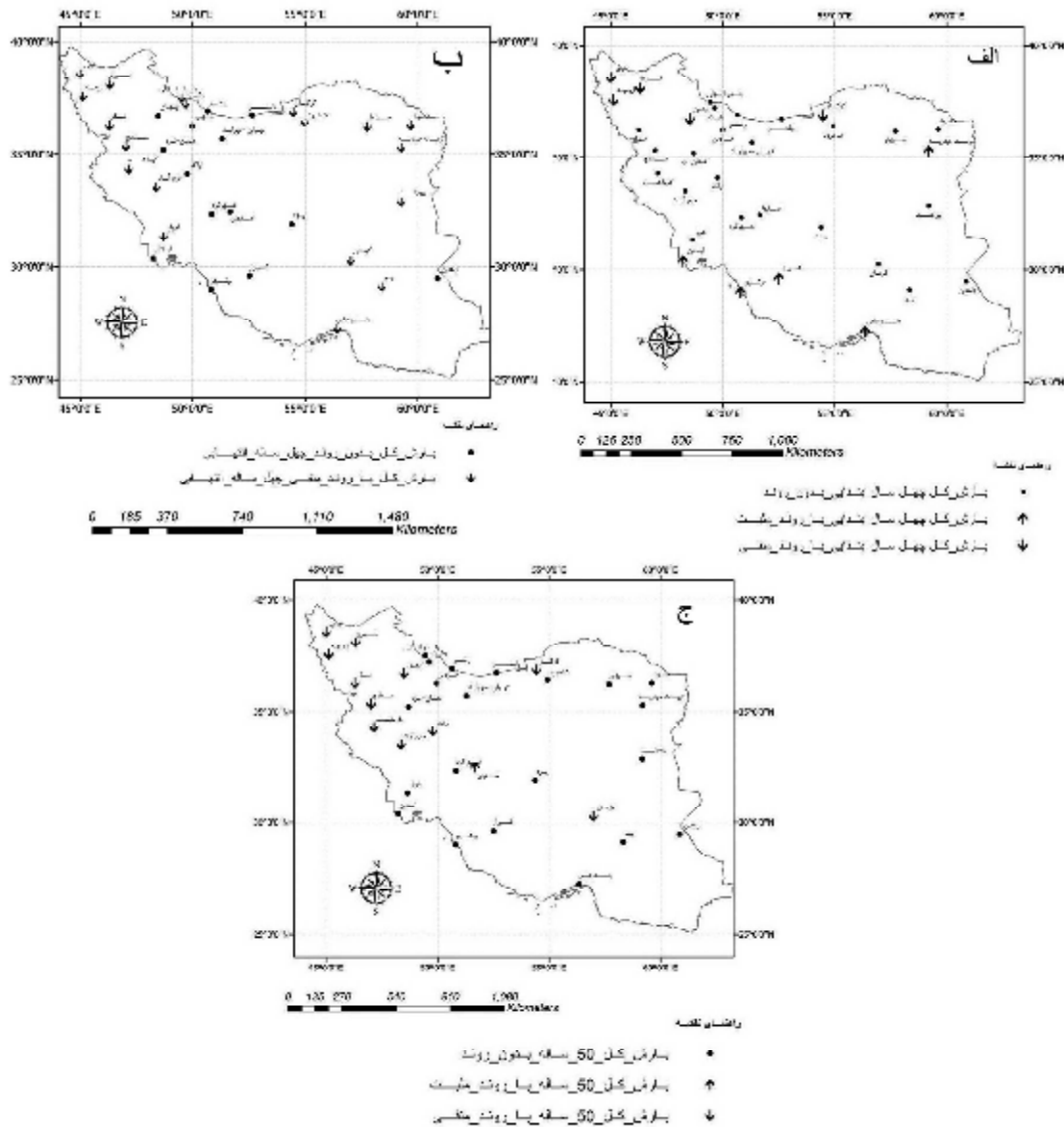
$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^{n-k} [X'_t - E(X'_t)][X'_{t+k} - E(X'_t)]}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [X'_t - E(X'_t)]^2} \quad (8)$$

$$E(X'_t) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X'_t \quad (9)$$

r_k ضریب خودهمبستگی مرتبه k داده‌های نمونه سری بدون X'_t و $E(X'_t)$ میانگین داده‌های نمونه است. پس از محاسبه ضریب خودهمبستگی با مرتبه اول، خودهمبستگی مرتبه اول AR(1) با استفاده از معادله زیر حذف می‌شود:

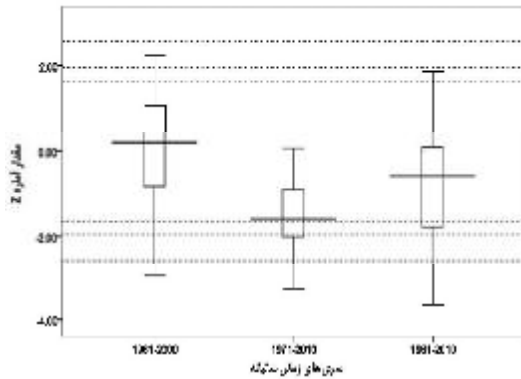
تا ۱۹۶۷، بنابراین در ابتدای ۲ دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۰ و ۲۰۱۰-۱۹۶۱) یک دوره خشک‌سالی شدید وجود دارد. داده‌ها بیانگر وجود این دوره خشک در کل ایران است. با مقایسه سه دوره آماری مذکور، وجود خشک‌سالی در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ محرز می‌شود، اما تفاوت این دوره با دوره خشک ۱۹۵۸ تا ۱۹۶۷ در توزیع مکانی آن است. دوره خشک ۱۹۵۸ تا ۱۹۶۷ کل ایران را دربر می‌گرفت؛ اما دوره خشک ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ با شدتی بیشتر فقط بخش‌هایی از ایران را پوشش می‌دهد که در ادامه به آن می‌پردازیم.

میان‌ه آماره Z بارش کل ایستگاه‌های منتخب نزدیک به صفر است و این دوره را می‌توان یک دوره زمانی بدون روند دانست. در این دوره، از بین ۳۳ ایستگاه، ۱۴ ایستگاه دارای آماره Z منفی و ۱۹ ایستگاه دارای آماره Z مثبت است. در دوره زمانی ۴۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۷۱)، میان‌ه آماره Z بارش کل ایستگاه‌های منتخب منفی بوده و روند منفی آن نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. در این دوره، از بین ۳۳ ایستگاه، ۳۱ ایستگاه دارای آماره Z منفی و ۲ ایستگاه دیگر دارای آماره Z مثبت و نزدیک به صفر است. با توجه به سابقه دوره ۱۰ ساله خشک‌سالی از سال ۱۹۵۸



شکل ۱- روند تغییرات بارش کل در ایران. الف) بارش کل چهار سال ابتدایی؛ ب) بارش کل برای چهار سال انتهایی؛ ج) بارش کل در دوره ۵۰ ساله

بررسی می‌گردد. از نتایج این قسمت، این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا روند تغییرات بارش مؤثر مثبت بوده و یا اینکه منفی بوده است. حال به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود.



شکل ۲- روند تغییرات بارش در دوره‌های زمانی مختلف

روند تغییرات تعداد بارش‌های بیشتر از صفر میلی‌متر

در شکل ۳، مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از صفر میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال به تفکیک نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، روند تغییرات میانه تعداد بارش‌های بیشتر از صفر میلی‌متر در ایستگاه‌های منتخب عددی مثبت است؛ ولی معنی‌دار نیست. همان‌طور که در شکل دیده می‌شود، تعداد بیشتری از ایستگاه‌ها دارای روند مثبت معنی‌دار بوده و تعداد کمتری از ایستگاه‌ها دارای روند منفی است.

روند تغییرات تعداد بارش‌های بیشتر از یک میلی‌متر

در شکل ۴، مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از یک میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال به تفکیک نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، روند تغییرات میانه تعداد بارش‌های بیشتر از یک میلی‌متر در ایستگاه‌های منتخب عددی منفی و در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است. همان‌طور که در شکل دیده می‌شود، تقریباً کل ایستگاه‌ها دارای روند منفی هستند.

روند تغییرات تعداد بارش‌های بیشتر از ۵ میلی‌متر

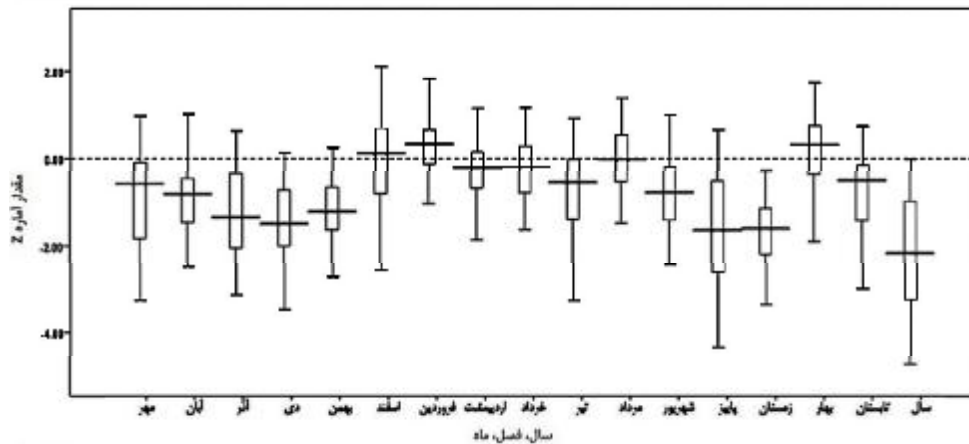
در شکل ۵، مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از ۵ میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال به تفکیک نشان

روند تغییرات مکانی بارش کل در مقیاس سالانه

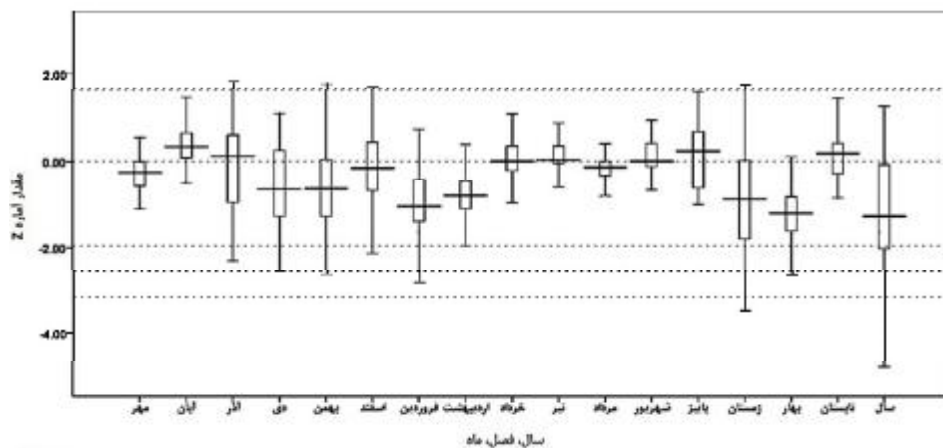
برای حذف ضرایب خودهمبستگی در مواردی که ضریب خودهمبستگی معنی‌دار بود، از روش TFPW استفاده شده است. نتایج در شکل ۱ به صورت گرافیکی نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود تنها در بخش شمال غربی کشور روند کاهشی بارش معنی‌دار است. نتایج این تحقیق نشان داد که کاهش بارش در ایستگاه‌های خوی، تبریز، گرگان و سنندج در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. همچنین، کاهش بارش در ایستگاه‌های کرمانشاه، زنجان، سقز و ارومیه در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. در بین ایستگاه‌هایی که دارای روند منفی بارش در سطح ۱ درصد و ۵ درصد می‌باشند، تنها ایستگاه گرگان در بخش شمال غربی کشور واقع نشده است؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که روند تغییرات بارش در بخش شمال غربی کشور کاهشی بوده و در بقیه نقاط کشور بارش دارای روند معنی‌داری نیست. البته در قسمت‌هایی از مرکز و جنوب کشور خط روند دارای شیب مثبت است؛ اما این شیب معنی‌دار نیست و نمی‌توان به آن استناد کرد. شکل ۲ میانه بارش کل را در دوره‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. میانه بارش کل ایستگاه‌های منتخب برای دوره زمانی ۴۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۰۰) نزدیک صفر و در دوره زمانی ۴۰ ساله (۱۹۷۱-۲۰۱۰) منفی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار و برای دوره ۵۰ ساله (۱۹۶۱-۲۰۱۰) منفی است ولی معنی‌دار نیست.

روند تغییرات بارش مؤثر

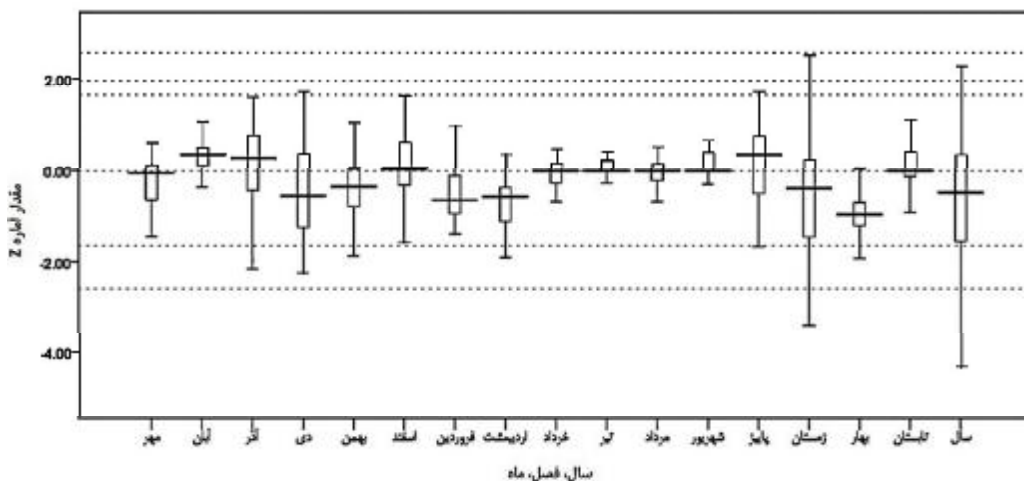
مشخص است که بخش عمده‌ای از بارش تبخیر می‌شود. حال به‌عنوان مثال، اگر قصد کنید ۱۰ بارش یک میلی‌متری روی سطح حوضه‌ای با یک فاصله زمانی یک روزه را با یک بارش ده میلی‌متری ایجاد شده در یک روز روی همان سطح حوضه‌ای مقایسه کنید، خواهید دید که با وجود مساوی بودن هر دو بارش (ده بارش یک میلی‌متری و یک بارش ده میلی‌متری) بخش زیادتری از بارش‌های یک میلی‌متری به تبخیر و شاید بخش بسیار کمی از آنها به رواناب و نفوذ تبدیل گردد و در مقابل، بارش ده میلی‌متری دارای تبخیر کمتر و در مقابل نفوذ و رواناب بیشتری است. به همین علت، در این قسمت، روند تغییرات تعداد بارش‌های بیشتر از صفر میلی‌متر، بیشتر از یک میلی‌متر، بیشتر از ۵ میلی‌متر و بیشتر از ۱۰ میلی‌متر



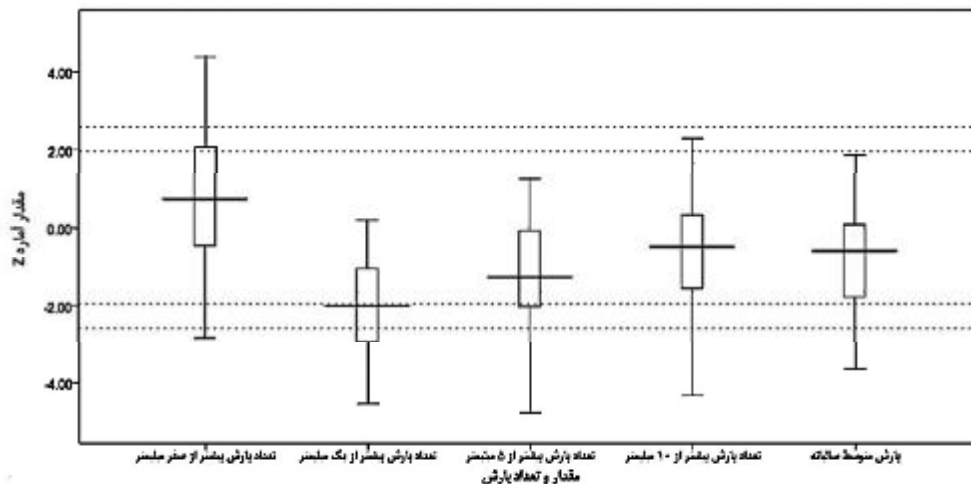
شکل ۴- مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از یک میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال



شکل ۵- مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از پنج میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال



شکل ۶- مقدار آماره Z برای تعداد بارش‌های بیشتر از ۱۰ میلی‌متر برای ماه‌ها، فصل‌ها و سال



شکل ۷- مقایسه تعداد بارش‌های بیشتر از ۰، ۱، ۵ و ۱۰ میلی‌متر با مقدار بارش در دوره ۵۰ ساله ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۰

نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد که روند کاهشی میانه بارش‌های بیشتر از ۱۰ میلی‌متر با میانه روند کاهش بارش متوسط سالانه در ایستگاه‌ها معادل است. همان‌طور که در شکل دیده می‌شود، روند کاهشی میانه بارش‌های بیشتر از ۵ میلی‌متر نیز منفی است؛ ولی شدت آن از بارش‌های بالاتر از ۱۰ میلی‌متر بیشتر است. این موضوع نشان می‌دهد که تعداد بارش‌های بین ۵ تا ۱۰ میلی‌متر کاهش شدیدتری نسبت به تعداد بارش‌های بیشتر از ۱۰ میلی‌متر داشته است. همچنین، روند کاهشی میانه بارش‌های بیشتر از ۱ میلی‌متر نیز منفی است؛ ولی شدت آن از تعداد بارش‌های بیشتر از ۱۰ میلی‌متر و ۵ میلی‌متر بیشتر است. این موضوع نشان می‌دهد که تعداد بارش‌های بین ۱ تا ۵ میلی‌متر کاهش شدیدتری نسبت به تعداد بارش‌های بین ۵ تا ۱۰ میلی‌متر دارد. نتایج کلی بدین‌صورت است که تعداد بارش‌های بین صفر تا ۱ میلی‌متر به‌شدت افزایش یافته است و این افزایش در درجه اول باعث کاهش شدید تعداد بارش‌های بین ۱ تا ۵ میلی‌متر و در درجه دوم باعث کاهش بارش‌های بین ۵ تا ۱۰ میلی‌متر شده است.

منابع

۲. عرفانیان م. و بابایی حصار س. ۱۳۹۵. تحلیل روند تبخیر و تعرق مرجع بارندگی در تعدادی از ایستگاه‌های سینوپتیک حوضه آبریز دریاچه ارومیه. مجله پژوهش آب ایران. ۲۰: ۱۴۳-۱۵۲.
۳. کتیرایی پ. حجام س و ایران‌نژاد پ. ۱۳۸۶. سهم تغییرات فراوانی و شدت بارش روزانه در روند بارش در ایران طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱. مجله فیزیک زمین و فضا. ۳۳: ۶۷-۸۳.
۴. محمدی ح. مقبل م. و رنجبر ف. ۱۳۸۹. مطالعه تغییرات بارش و دمای ایران با استفاده از مدل MAGICC SCENGEN. مجله جغرافیا. ۸(۲۵): ۱۲۵-۱۴۲.
۵. میرعباسی نجف‌آبادی ر. و دین‌پژوه ی. ۱۳۸۹. تحلیل روند تغییرات آبدهی رودخانه‌های شمال غرب ایران در سه دهه اخیر. نشریه آب و خاک. ۲۴(۴): ۷۵۷-۷۶۸.
۶. میرموسوی س.ح. ۱۳۸۷. مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران، مجله پژوهش‌های جغرافیایی طبیعی. ۴۰(۶۶): ۸۷-۹۹.
7. Burn D. H. and Hag Elnur M. A. 2002. Detection of hydrological trends and variability. *Journal of Hydrology*. 255(1): 107-122.
8. Douglas E. M. Vogel R. M. and Kroll C. N. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*. 240: 90-105.
9. Gan T. Y. 1998. Hydro climatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies. *Water Resource*. 34(11): 3009-

۱. زارع گاریزی آ. سعدالدین ا. بردی شیخ و. و سلمان ماهینی ع. ۱۳۹۱. بررسی روند تغییرات بلندمدت متغیرهای کیفیت آب رودخانه چهل‌چای (استان گلستان). مجله پژوهش آب ایران. ۶(۱۰): ۱۵۵-۱۶۵.

- 3015.
10. Hamed K. H and Rao A. R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*. 204: 182-196.
 11. Kendall M. G. 1948. *Rank Correlation Methods*. London: Griffin, 2nd ed. 160 p.
 12. Khaliq M. N. Ouarda T. B. M. J. and Gachon P. 2009. Identification of temporal trends in annual and seasonal low flows occurring in Canadian rivers: The effect of short- and long-term persistence. *Journal of Hydrology*- 369: 183-197.
 13. Kulkarni A. and Von Storch H. 1995. Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann-Kendall test of trend. *Meteorologische Zeitschrift*. 4(2):82-85.
 14. Kumar S. Merwade V. Kam J. and Thurner K. 2009. Stream flow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. *Journal of Hydrology*. 374(1-2): 171-183.
 15. Lettenmaier D. P. Wood E. F. and Wallis J. R. 1994. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88. *Journal of Climate*. 7: 586-607.
 16. Lins H. F. and Slack J. R. 1999. Stream flow trends in the United States. *Geophysical Research Letters*. 26(2): 227-230.
 17. Mann H. B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*. 13(3): 245-259.
 18. Smith K. and Richman M. B. 1993. Recent hydro climatic fluctuations and their effects on water resources in Illinois. *Climate Change*. 24: 249-269.
 19. Von Storch H. 1995. Misuses of statistical analysis in climate research. In *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*, Springer-Verlag: Berlin. 11-26.
 20. Whitfield P. H. and Cannon A. J. 2000. Recent variations in climate and hydrology in Canada. *Can. Journal of Water Resource*. 25: 19-65.
 21. Yue S. Pilon P. Phinney B. and Cavadas G. 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes*. 16(9): 1807-1829.
 22. Zhang X. Harvey K. D. Hogg W. D. and Yuzyk T. R. 2001. Trends in Canadian streamflow. *Water Resource*. 37(4): 987-998.