

تأثیر گرمایش جهانی بر محتوای رطوبتی سامانه های بارش زای غرب ایران

مازیار محمدی^۱، محمد سلیقه^۲، مهتری اکبری^{۲*}

^۱ دانش آموخته کارشناسی ارشد آب و هواشناسی، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

^۲ دانشیار آب و هواشناسی، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۵، تاریخ پذیرش: ۹۹/۳/۱۷

چکیده

برای انجام این پژوهش ابتدا داده های بارش چهار ایستگاه سینوپتیک مربوط به غرب ایران طی بازه زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۸ در ماه های ژانویه، فوریه، مارس، اکتبر، نوامبر و دسامبر از سازمان هواشناسی کشور اخذ و بر اساس آستانه صدک نود و پنجم، شدیدترین بارش های ۲۴ ساعته ی هر ایستگاه در هر ماه مشخص گردید. در ادامه برای روزهایی که بارش های شدید رخ داده است داده های یاخته ای رطوبت ویژه و دمای روزانه برای چهار زمان (۱۸-۱۲-۰۶-۰۰) از داده های بازکاوی شده ERA5 در بازه زمانی چهار ساله (۱۹۷۹-۲۰۱۸) از مرکز اروپایی پیش بینی های میان مدت جوی با قدرت تفکیک مکانی $0.25^{\circ} \times 0.25^{\circ}$ درجه قوسی دریافت شد. جهت تحلیل روند از آزمون های ناپارامتریک من-کندال و شیب سن و جهت تحلیل رابطه از ضریب همبستگی پیرسون و روش پارامتریک رگرسیون خطی استفاده شد. نتایج نشان می دهد که روند رطوبت ویژه سامانه های بارش زای غرب ایران (به جز ماه مارس در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال) در ماه های ژانویه، فوریه، مارس، اکتبر، نوامبر و دسامبر در هر دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال مثبت و افزایشی بوده هرچند در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار نبوده است. بین روند دمای سیستم های بارشی و رطوبت ویژه آن ها (به جز ماه اکتبر در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال) از ماه ژانویه تا مارس و ماههای اکتبر تا دسامبر در دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال یک رابطه خطی مثبت برقرار است که می تواند در شدت، نوع و سرعت حرکت افقی سامانه های بارش زا در آینده موثر باشند.

کلمات کلیدی: گرمایش جهانی، رطوبت ویژه، سامانه های بارش زای غرب ایران.

منظور از گرمایش جهانی افزایش طبیعی یا انسان انگیخته در متوسط دمای اتمسفر در نزدیک سطح زمین است (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۱). واکنش اقلیم به این تغییرات میتواند ایجاد رخدادهای آب و هوایی مخرب (ترنبرث^۱، ۲۰۱۲؛ اگورمن^۲، ۲۰۱۴)، همچون کاهش دوره های مرطوب و افزایش دوره های خشک و تسریع و طولانی شدن خشکسالی ها (گیورگی و همکاران^۳، ۲۰۱۱؛ ترنبرث و همکاران^۴، ۲۰۱۳) افزایش شدت و فرکانس بارش های فرین (اگورمن و شنایدر^۵، ۲۰۰۹؛ چاو همکاران، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲) باشد که نوع و شدت آن ها بر اساس موقعیت های مکانی متفاوت است (هیئت بین الدول تغییر اقلیم، ۲۰۱۳). یکی از پارامترهای موثر بر افزایش دما، بخار آب موجود در جو است. بخار آب تابعی از دمای هواست به طوری که بین دمای هوا و مقدار بخار آب موجود در جو یک رابطه خاص برقرار است و با افزایش دما ظرفیت رطوبتی جو نیز افزایش پیدا می کند که طبق معادله کلازیوس-کلاپیرون با افزایش ۱ درجه کلوین ۷ درصد ($k^{-1} = 7\%$) گنجایش رطوبتی جو افزایش می یابد (هیلد و سودن^۶، ۲۰۰۶؛ ترنبرث و همکاران^۷، ۲۰۰۷) به گونه ای که هرچه هوا گرمتر باشد به دلیل افزایش فضای بین مولکولی هوای مجاور سطح آب، ظرفیت پذیرش بخار آب هوا افزایش یافته در نتیجه، امکان تبخیر از سطح آب نیز افزایش می یابد (لشکری، ۱۳۹۴) و باعث جذب و انتقال بخار آب (گرمای نهان) بیشتر از سطوح آبی به لایه های فوقانی جو می شود. این حالت موجب تسریع در چرخه ی هیدرولوژی می شود (کریستینسن و کریستینسن^۸، ۲۰۰۳؛ ونتز و همکاران^۹، ۲۰۰۷؛ آلان و سودن^{۱۰}، ۲۰۰۸) و به دنبال آن بارش های سنگین رخ می دهند (فولند و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۱؛ گرویسمن و همکاران^{۱۲}، ۲۰۰۵؛ ترنبرث و همکاران^{۱۳}، ۲۰۰۵). بخار آب حلقه ی ارتباط سطح زمین و اتمسفر است و نقش کلیدی را در چرخه انرژی و هیدرولوژیکی بازی می کند

(ویلت و همکاران^{۱۴}، ۲۰۱۴) به گونه ای که تغییر در مقدار و توزیع بخار آب موجود در جو با تغییرات تبخیر و تعریق در سطح، رطوبت خاک، میانگین بارش، شدت بارش، ابر، پراکندگی دما و فاصله دید، آسایش و استرس حرارتی انسان، تعیین خصوصیات تابش و به طور کلی با تغییرات آب و هوا همراه است (ایموری و براون^{۱۵}، ۲۰۰۵؛ فاسولو^{۱۶}، ۲۰۱۲؛ شرود و فو^{۱۷}، ۲۰۱۴؛ بایرن و اگورمن^{۱۸}، ۲۰۱۵؛ کامی و همکاران^{۱۹}، ۲۰۱۶؛ چادویک^{۲۰}، ۲۰۱۶؛ کاویانی و علیجانی، ۱۳۹۱؛ ساوچ و گریموند^{۲۱}، ۲۰۰۴؛ الیوت^{۲۲}، ۱۹۹۵؛ ترنبرث و همکاران^{۲۳}، ۲۰۰۵) و به طور کلی اهمیت شناخت آن در مشاهده و توصیف تغییرات سیستم های اقلیمی مهم است (بوژینسکی و همکاران^{۲۴}، ۲۰۱۴). در مطالعات اقلیمی انجام شده تعدادی از پژوهش ها بر توزیع و تغییرات رطوبت در تروپوسفر آزاد را با استفاده از داده های رادیوسوند (رس و الیوت^{۲۵}، ۱۹۹۶؛ پیکسوتو و ارت^{۲۶}، ۱۹۹۲) و برخی دیگر ترکیبی از داده های رادیوسوند و ماهواره ای (رندل و همکاران^{۲۷}، ۱۹۹۶) تاکید داشته اند. رس و همکاران^{۲۸} (۲۰۰۱) ناهنجاری های رطوبت ویژه و نسبی را با استفاده از داده های رادیو سوند مورد ارزیابی قرار دادند. براون و دگاتیانو^{۲۹}، (۲۰۱۲) روند رطوبت سطحی در آمریکا را بین سال های ۱۹۳۰-۲۰۱۰ با استفاده از داده های ساعتی ۱۴۵ ایستگاه هواشناسی بررسی کرده و نشان دادند که روند تغییرات رطوبت ویژه و دمای نقطه شبنم بین سال های ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۹ کاهشی، اما از آن به بعد تا سال ۲۰۱۰ روند تغییرات افزایشی بوده است. لنگفیلد و

- 14 Willett et al
15 Emori and brown
16 Fasullo
17 Sherwood and Fu
18 Byrne and O'Gorman
19 Kamae et al
20 Chadwick
21 Soucha and Grimmond
22 Elliott
23 Trenberth et al
24 Bojinski et al
25 Ross and Elliott
26 Peixoto and Oort
27 Randel et al
28 Ross et al
29 Brown and Degaetano

- 11 Folland et al
12 Groisman et al
13 Trenberth et al

از بخش‌ها از جمله مقدار آب در دسترس، امنیت غذای و تولید انرژی را تحت تاثیر خود قرار دهد که یکی از دلایل اصلی برای انجام این پژوهش در غرب ایران بود. با توجه به اهمیت رابطه دما و رطوبت به عنوان دو عنصر آب و هوای تاثیر گذار در اقلیم و وابسته بودن غرب ایران به منابع رطوبتی همسایگان، انجام پژوهشی جهت مشخص کردن رابطه این دو پارامتر جوی جهت درک تصویری روشن از اقلیم غرب ایران تحت تاثیر گرمایش جهانی جهت سازگاری با تغییرات ضروری و کاربردی است.

منطقه مورد مطالعه

غرب ایران بین عرض‌های جغرافیای ۳۱ درجه و ۵۱ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۲۸ دقیقه عرض شمالی و ۴۵ درجه و ۲۷ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۴ دقیقه طول شرقی واقع شده است که وسعتی در حدود ۱۲۳۴۸۹ کیلومتر مربع دارد و تقریباً ۷٫۳ درصد از مساحت کل ایران را در بر می‌گیرد. مدل رقومی ارتفاعی منطقه (شکل ۱) نشان می‌دهد که بخش شمالی و جنوب شرقی منطقه ناهموار تر می‌باشد این ناهمواری‌ها همچون دیواری کوهستانی از شمال غرب تا جنوب شرق منطقه کشیده شده است.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش ابتدا بر اساس آمار بارش چهار ایستگاه هواشناسی همدیدی کرمانشاه، خرم‌آباد، سنندج و همدان در غرب ایران، شدیدترین بارش رخ داده برای ماه‌های سرد سال شامل ژانویه تا مارس و اکتبر تا دسامبر در بازه زمانی سی ساله (۲۰۱۸-۱۹۷۹) با استفاده از صدک نود و پنجم مشخص گردید. لازم به ذکر است که در ماه اکتبر در سال‌های (۲۰۱۷-۲۰۱۰-۱۹۹۲-۱۹۸۵-۱۹۸۳) هیچ بارشی رخ نداده است. برای روزهای منتخب بارش‌های شدید، داده‌های یاخته‌ای رطوبت ویژه (kg^{**1}) و دمای روزانه ($^{\circ}k$) برای چهار زمان (۰۰-۰۶-۱۲-۱۸) در دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال از داده‌های

امنیت^{۳۰} (۲۰۱۲) تاثیر نوع سطح، سرعت باد و سایر شرایط محیطی را بر دمای هوای نزدیک به سطح زمین، رطوبت ویژه و دمای سطح مورد مطالعه قرار داده و نشان دادند که رطوبت ویژه در مجاورت با رودخانه به ویژه در طول شب و با سرعت کم باد کنترل می‌شود. نتایج تحقیقات چادویک و همکاران^{۳۱} (۲۰۱۶) نشان داد که تغییر در رطوبت ویژه بر روی سطح زمین و دریاها از لحاظ ترمودینامیکی با افزایش دمای سطح اقیانوس‌ها کنترل می‌شود درحالی که انتقال رطوبت ویژه از اقیانوس‌ها به خشکی در پیش‌بینی مدل‌های آینده تحت تاثیر گرمایش افزایش پیدا خواهد کرد (ژان و الان^{۳۲}، ۲۰۱۳). ویلت و همکاران^{۳۳} (۲۰۰۷) به بررسی تاثیر انسان بر تغییرات رطوبت سطحی پرداخته و یک افزایش جهانی قابل توجه را در مقدار رطوبت ویژه شناسایی کردند که قابل انتساب به تاثیر انسان است. رانکل و همکاران^{۳۴} (۲۰۲۰) تاثیرات کوتاه مدت رطوبت ویژه و دما را بر شدت ابتلا به کووید ۱۹ در شهرهای منتخب ایالات متحده بررسی کردند و نشان دادند که قرار گرفتن کوتاه مدت در معرض رطوبت به انتقال کووید ۱۹ در چهار شهر به طور مثبت در ارتباط است. بروجردی و همکاران (۱۳۹۰) روند تغییرات رطوبت ویژه و نسبی را با استفاده از آزمون ناپارامتریک من‌کنندال بررسی کرده و نشان دادند که میانگین رطوبت ویژه سالانه در کرانه خلیج فارس و دریای عمان و حاشیه‌ی دریای خزر بیشتر از سایر نقاط است. دهقانی و همکاران (۱۳۹۷) در بررسی تاثیر تغییر اقلیم بر پراکنش فضایی رطوبت ویژه‌ی سواحل شمال خلیج فارس به این نتیجه رسیدند که رطوبت ویژه، روند افزایش معنی‌دار سالیانه و به ویژه در ماه‌های فوریه و جولای داشته است. با توجه به اینکه تغییرات در مقدار رطوبت ویژه موجود در سامانه‌های بارش‌زا با فرین‌های هیدرولوژیکی که به صورت سیل و خشکسالی ظاهر می‌گردند ارتباط مستقیمی دارد؛ لذا تغییر در مقدار رطوبت جو می‌تواند طیف گسترده‌ای

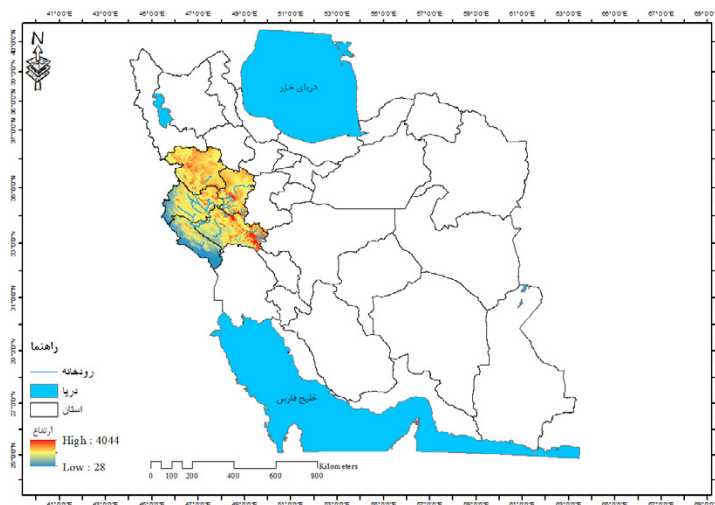
30 Lengfeld and Ament

31 Chadwick et al

32 Zahn and Allan

33 Willett et al

34 Runkle et al 2020



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی و مدل رقمی ارتفاعی غرب ایران.

نبوده و با تغییرات ارتفاع تغییر نمی کند (روهلی و ویگا^{۳۷}، ۲۰۱۸) و تنها تحت تاثیر فشار بخار آب اتمسفر (e) تغییر می کند (آدیمی و آکرلی^{۳۸}، ۲۰۱۷). در نتیجه رطوبت ویژه به جهت دارا بودن ثبات پذیری بیشتر نسبت به شاخص های دیگر و قابل رهگیری بودن و تاثیر بیشتر رطوبت ویژه در رخداد بارش های سنگین نسبت به عوامل دیگر (ترنبرث^{۳۹}، ۱۹۹۹) در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. از آزمون آماری گرافیکی من-کندال و تخمین گر شیب سن که برای ارزیابی و سنجش متغیر های آب و هوای در بخش های مختلف جهان (رئوف و همکاران^{۴۰}، ۲۰۱۶؛ گاوریلو و همکاران^{۴۱}، ۲۰۱۶؛ نگویان و همکاران^{۴۲}، ۲۰۱۸) استفاده شده و توسط سازمان جهانی هواشناسی توصیه شده است (سازمان جهانی هواشناسی^{۴۳}، ۲۰۰۰) برای تعیین روند رطوبت ویژه سیستم های بارش را استفاده شد.

مراحل محاسبه مقدار معادله آزمون آماری من-کندال^{۴۴} که مبتنی بر آماره S است به شرح زیر است

37 Rohli and Vega
38 Adeyemi and Akerele
39 Trenberth
40 Rauf et al
41 Gavrilov et al
42 Nguyen et al
43 WMO
44 Mann-Kendall

بازکای شده ERA۵ طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۹ از مرکز اروپایی پیش بینی های میان مدت جوی^{۳۵} با قدرت تفکیک مکانی $0.25^{\circ} * 0.25^{\circ}$ درجه قوسی دریافت شد. برای استفاده از داده های دما و رطوبت ویژه (میانگین چهار زمان یاد شده) که به فرمت nc می باشد ابتدا در نرم افزار پانوپلای^{۳۶} فرمت داده ها به فایل اکسل تبدیل شد و در این مرحله واحد دما از کلونین به سلسیوس و واحد رطوبت ویژه از کیلوگرم بر کیلوگرم ($kg.kg^{**1}$) به گرم بر کیلوگرم ($gr.kg^{-1}$) تغییر داده شد. در ادامه جهت استخراج داده های مربوط به محدوده مکانی غرب ایران از نرم افزار GIS استفاده شد و در مرحله آخر تحلیل های آماری در نرم افزار متلب انجام شد. علت انتخاب این دو تراز با توجه به توپوگرافی منطقه مورد مطالعه و البته نقش کم رنگ تراز های بالایی جو (بالتر از ۷۰۰ هکتوپاسکال) در انتقال رطوبت به سامانه های بارشی ایران قابل توجیه است (کریمی و همکاران، ۱۳۹۷). علت رجحان شاخص رطوبت ویژه نسبت به شاخص های رطوبتی دیگر در این پژوهش، این است که یک متغیر موثر برای مقایسه مقدار رطوبت در فواصل جغرافیایی مختلف بوده و بر خلاف رطوبت نسبی به دما وابسته

35 European Centre for Medium-Range Weather Forecasts (ECMWF)
36 Panoply

(جاوری، ۱۳۹۷):

الف) محاسبه اختلاف بین تک تک مشاهده ها با یکدیگر و اعمال تابع علامت و استخراج پارامتر S به شرح زیر می باشد:

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

که n تعداد داده های سری زمانی، x_i و x_j به ترتیب داده های j ام و i ام سری می باشند. تابع علامت نیز به شرح زیر مورد محاسبه می باشد:

$$\operatorname{sgn}(x_j + x_i) = \begin{cases} 1 & \text{اگر } (x_j + x_i) > 0 \\ 0 & \text{اگر } (x_j + x_i) = 0 \\ -1 & \text{اگر } (x_j + x_i) < 0 \end{cases}$$

ب) مرحله بعد محاسبه واریانس توسط یکی از روابط زیر است:

$$\operatorname{var}(s) = \frac{n-(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad \text{اگر } n > 10$$

$$\operatorname{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad \text{اگر } n < 10$$

که n تعداد داده های مشاهده ای و m معرف تعداد سری های است که در آن ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد. t نیز بیانگر فراوانی داده با ارزش یکسان است. پ) در مرحله آخر آماره Z به کمک یکی از روابط زیر استخراج می شود:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & \text{اگر } s > 0 \\ 0 & \text{اگر } s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & \text{اگر } s < 0 \end{cases}$$

در یک آزمون دو دامنه ای برای روند یابی سری داده ها، فرض صفر در حالتی پذیرفته می شود که رابطه زیر برقرار باشد:

$$|Z_{MK}| \leq Z_{\alpha/2}$$

که α سطح معنی داری است که برای آزمون در نظر گرفته می شود و Z_{α} آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی داری α می باشد در صورتی که آماره Z_{MK}

مثبت باشد سری داده ها صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می شود. در پژوهش حاضر سطح اطمینان ۹۵٪ ($\alpha = 0.05$) استفاده شد در صورتی که $Z_{MK} < -1.96$ روند آماری معنی دار منفی و در صورتی که $Z_{MK} > +1.96$ روند آماری معنی دار مثبت خواهد بود و فرض H_0 که مبنی بر عدم وجود روند آماری در داده هاست رد خواهد شد اما گاهی نیز $-1.96 < Z_{MK} < +1.96$ در این صورت تغییرت حول محور میانگین اتفاق افتاده است و روند آماری خاصی در سری زمانی مشاهده نشده و میتوان گفت که روند تصادفی است.

شیب واقعی (تغییرات در واحد زمان) را می توان با استفاده از روش ناپارامتری ساده ای که توسط سن توسعه داده شده برآورد نمود. این یک روش جایگزین برای خط رگرسیون حداقل مربعات خطا است و درجایی که حداقل مربعات خطا از میانگین وزنی برای تخمین شیب استفاده می کند؛ سن از یک واسطه استفاده می کند (سن^{۴۵}، ۱۹۶۸) و از اشتراکات آن ها این است که هر دو روش یک روند خطی را برای سری زمانی در نظر میگیرند. مراحل محاسبه شیب سن به شرح زیر است (جاوری، ۱۳۹۷).

اگر مدل خطی $f(t)$ به صورت زیر باشد:

$$f(t) = Qt + B$$

که در آن Q شیب و B ثابت و عرض از مبدأ است. برای محاسبه شیب Q شیب همه جفت داده ها که به کمک رابطه زیر محاسبه می شود.

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k}, i = 1, 2, \dots, N,$$

اگر سری زمانی x درای n مقدار باشد، تعداد شیب های محاسبه شده Q برابر با $N = n(n-1)/2$ خواهد بود. تخمینگر شیب سن برابر با میانه N مقدار Q_i است. مقادیر Q_i از کوچک به بزرگ مرتب می شود و شیب سن به کمک روابط زیر محاسبه می شود:

پیرسون و یک روش پارامتری (رگرسیون خطی ساده) استفاده شد. لازم به ذکر است که در استفاده از آزمون های پارامتریک و ناپارامتریک سطح اطمینان ۹۵٪ مورد استفاده قرار گرفت.

لازم به ذکر است که در استفاده از آزمون های پارامتریک و ناپارامتریک سطح اطمینان ۹۵٪ مورد استفاده قرار گرفت. در نهایت بعد از تحلیل روند رطوبت ویژه سیستم های بارش را در ادامه جهت مشخص کردن رابطه میان متغیر دما و شاخص رطوبت ویژه از همبستگی پیرسون و یک روش پارامتری (رگرسیون خطی ساده) استفاده شد.

نتایج و بحث

الف: تحلیل روند رطوبت ویژه سامانه های بارش را در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال

بخش گرافیکی آزمون من-کندال روند رطوبت ویژه که در شکل شماره ۲ ارائه شده است، برای روند ماهانه ی رطوبت ویژه ماههای ژانویه (۲a)، فوریه (۲b)، مارس (۲c)، اکتبر (۲d)، نوامبر (۲e) و دسامبر (۲f) در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال طی بازه زمانی ۴۰ ساله نشان می دهد که منحنی U هیچگاه خارج از محدوده معنی داری $\pm 1,96$ قرار نگرفته است و تنها به دلیل برخورد منحنی های U و U' در داخل محدوده معناداری $\pm 1,96$ جهش در طول سری زمانی شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارشی قابل مشاهده است. به جز ماه مارس (۲c) که در سال های پایانی دوره یک روند سینوسی را طی کرده است در بقیه ماه ها هر چند روند رطوبت ویژه در حال افزایش و فاصله از میانگین است اما تقریباً یک حالت ایستا را نشان می دهد. بیشتر تغییرات به صورت دوره ای و کوتاه مدت رخ داده است.

آماره ی Z محاسبه شده برای کل ماه های مورد مطالعه مثبت و روند صعودی می باشد بیشترین شیب روند صعودی با شیب ۰,۰۱۶ گرم بر کیلوگرم مربوط به ماه اکتبر (d) و کمترین شیب افزایشی با شیب ۰,۰۰۲ گرم بر کیلوگرم مربوط به ماه مارس (c) می باشد (جدول ۱) در مجموع

$$Q_{med} = Q_{(n+2)/2}$$

$$Q_{med} = (Q_{(n)/2} + Q_{(n+2)/2}) / 2$$

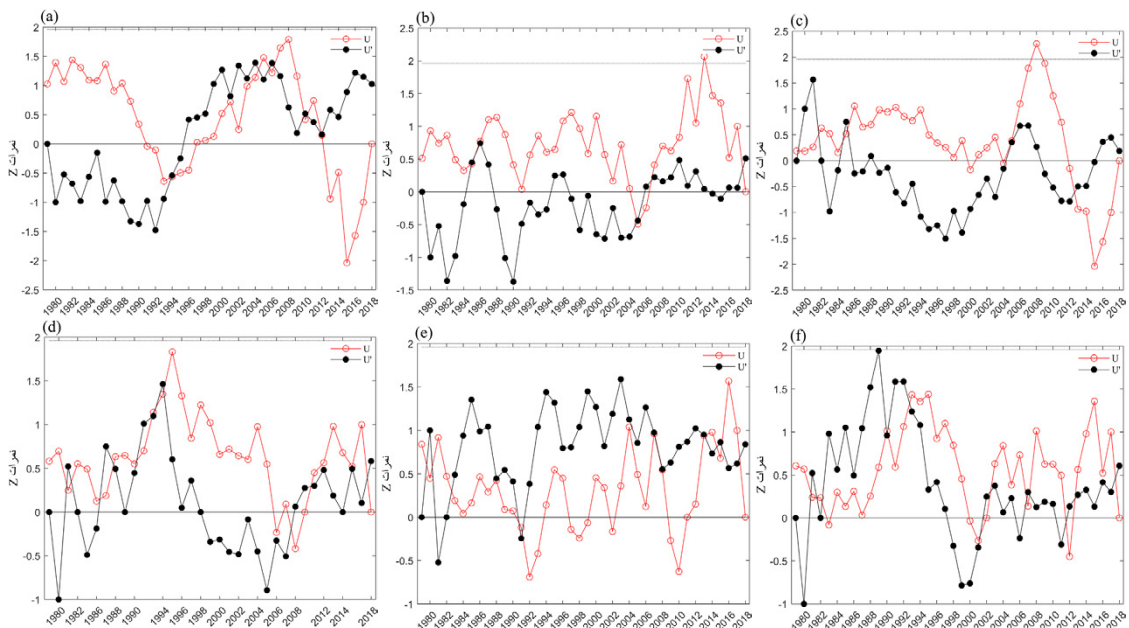
اگر N فرد باشد از رابطه اول و اگر زوج باشد از رابطه دوم استفاده می شود. که در این پژوهش طول دوره آماری ما ۴۰ سال می باشد در نتیجه از رابطه دوم استفاده شد. فاصله اطمینان آزمون دوطرفه روش ناپارامتریک شیب سن بر پایه توزیع نرمال به دست می آید. گام بعد محاسبه C_a در سطوح اطمینان مورد نظر است که به کمک رابطه مورد نظر است و به کمک رابطه زیر به دست می آید:

$$C_a = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{\text{var}(s)}$$

که در آن Z: آماره توزیع نرمال استاندارد است که برای سطح اطمینان ۹۵٪ برابر $\pm 1,96$ می باشد. گام بعد محاسبه حدود اطمینان بالا و پایین M_1 و M_2 است که بر پایه رابطه های زیر به دست خواهد آمد.

$$\begin{cases} M_1 = \frac{N' + C_a}{2} \\ M_2 = \frac{N' + C_a}{2} \end{cases}$$

که در آن N': تعداد شیب های محاسبه شده در گام های نخست است. گام نهایی آزمون فرض است که بر پایه شیب های محاسبه شده M_1 امین و $M_2 + 1$ امین شیب ها استخراج می شود. اگر عدد صفر در دامنه بین دو شیب استخراج شده قرار بگیرد فرض صفر تایید شده و در نتیجه بر سری زمانی مورد آزمون نمی توان هیچ روندی را در سطح اطمینان مورد نظر نسبت داد. در غیر این صورت فرض صفر رد شده و می توان پذیرفت که سری زمانی دارای روند معنی داری در سطح اطمینان مورد آزمون است (محمدی، ۱۳۸۹). بعد از تحلیل روند رطوبت ویژه سیستم های بارش را در ادامه جهت مشخص کردن رابطه میان متغیر دما و شاخص رطوبت ویژه از همبستگی



شکل ۲. نمودار گرافیکی من-کندال جهت نمایش روند رطوبت ویژه تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال برای ماه های ژ، ف، م، د (a, b, c) و ا، ن، د (d, e, f) طی بازه زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۸.

جدول ۱. مقادیر آماره های من-کندال و سن روند رطوبت ویژه تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال برای ماه های مورد مطالعه در بازه زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۸

متغیر	نمرات Z	روند	سطح معنی داری ۹۵٪	شیب سن Q_{med}	حد آستانه بالا Q_{max}	حد آستانه پایین Q_{min}
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ ژانویه (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	1.01	مثبت	—	0.014	0.045	-0.019
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ فوریه (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	0.50	مثبت	—	0.004	0.029	-0.016
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ مارس (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	0.17	مثبت	—	0.002	0.024	-0.019
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ آوریل (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	0.56	مثبت	—	0.016	0.064	-0.031
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ نوامبر (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	0.82	مثبت	—	0.012	0.040	-0.021
رطوبت ویژه $850 (hpa)$ دسامبر (۱۹۷۹-۲۰۱۸) $(gr. kg^{-1})$	0.59	مثبت	—	0.009	0.036	-0.020

و طبق آماره های من-کندال و شیب سن باید پذیرفت که هیچ گونه روند معنا دار نزولی یا صعودی در سطح اطمینان ۹۵٪ برای شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارش زا در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال در کل ماه های مورد مطالعه وجود ندارد و تنها تغییرات به صورت ناگهانی

چون مقدار Z_{MK} محاسبه شده از رابطه $|Z_{MK}| \leq Z_{\alpha/2}$ پیروی میکند و عدد صفر در دامنه و آستانه (بالا و پایین) شیب استخراج شده قرار نگرفته است در نتیجه فرص صفر (H_0) مبنی بر عدم وجود روند معنی دار صعودی یا نزولی در طول دوره آماری مورد نظر پذیرفته می شود.

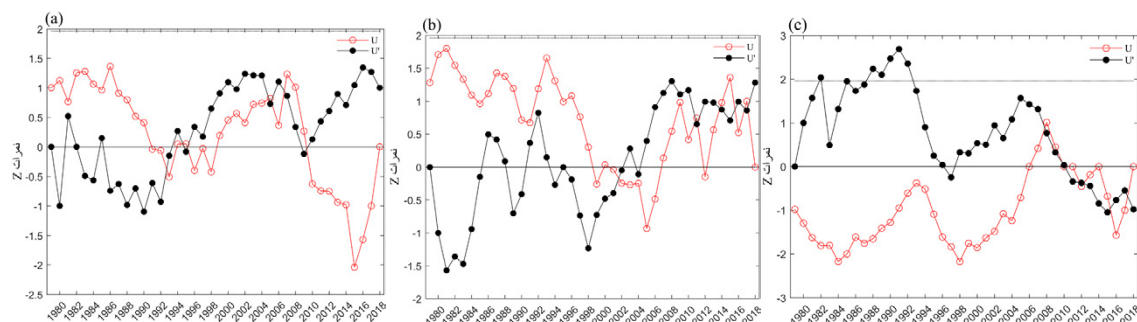
روند کاهشی قابل توجهی از سال ۲۰۰۵ شروع شده و تا پایان دوره آماری ادامه داشته است.

مقادیر Z_{MK} محاسبه شده تنها برای ماه مارس با شیب -0.009 گرم بر کیلوگرم کاهشی و منفی بوده است در حالی که در ماههای ژانویه، فوریه، اکتبر، نوامبر و دسامبر مقادیر Z_{MK} مثبت و افزایشی بوده است. بیشترین شیب افزایشی با شیب 0.014 گرم بر کیلوگرم مربوط به ماه ژانویه و کمترین شیب افزایشی با شیب 0.008 گرم بر کیلوگرم مربوط به ماه اکتبر است (جدول ۲). اما در مجموع در هیچ کدام از ماه های مورد مطالعه به دلیل برقرار نبودن شرط $|Z_{MK}| \geq Z_{\alpha/2}$ و قرار نگرفتن عدد صفر در دامنه آستانه (بالا و پایین) شیب استخراج شده روند شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارشی در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال رفتار افزایشی یا کاهشی در حد معناداری ۹۵٪ را نشان نداده است بر این اساس فرض صفر (H_0) مبنی بر عدم وجود روند پذیرفته می شود و

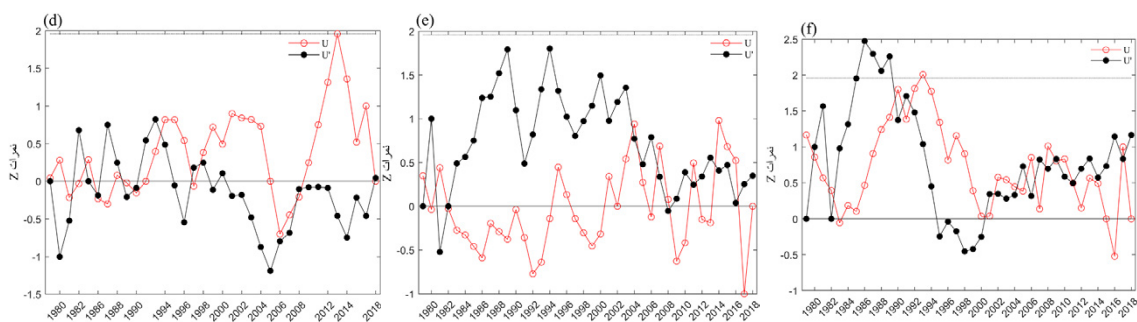
حول محور میانگین رخ داده است که نشان از تصادفی بودن روند در این سری زمانی می باشد.

ب: تحلیل روند رطوبت ویژه سامانه های بارش زا در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال

شکل (۳) گراف آزمون من-کندال را برای روند رطوبت ویژه سامانه های بارشی را برای ماه های مورد مطالعه در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال نشان میدهد. در ماه های سرد مورد مطالعه نشان می دهد. منحنی های U و U' تنها در محدوده ± 1.96 با هم تلاقی داشته اند و منحنی U هیچگاه خارج از این محدوده قرار نگرفته است. اما در ماه های مارس (۳۳) در سال های ۱۹۹۰-۱۹۹۱-۱۹۹۲-۱۹۸۸-۱۹۸۹ و در ماه دسامبر در سال های ۱۹۸۸-۱۹۸۹-۱۹۸۷-۱۹۸۶ منحنی U در خارج از محدوده معناداری $+1.96$ قرار گرفته و می توان گفت که در این سال ها روند شاخص رطوبت ویژه در حد اطمینان ۹۵٪ یک روند افزایشی معنا دار بوده است. در ماه مارس (۳۳)



شکل ۳. نمودار من-کندال روند رطوبت ویژه تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال برای ماه های ژ، ف، م (a, b, c) طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۹.



ادامه شکل ۳. نمودار من-کندال روند رطوبت ویژه تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال برای ماه های ا، ن، د (d, e, f) طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۹.

جدول ۲. مقادیر آماره های من-کندال و سن روند رطوبت ویژه تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال برای ماه های مورد مطالعه در بازه زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۸

متغیر	نمرات Z	روند	سطح معناداری ۹۵٪	شیب سن Q_{med}	حد آستانه بالا Q_{max}	حد آستانه پایین Q_{min}
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ ژانویه (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	۰.۹۹	مثبت	-	۰.۰۱۴	۰.۰۳۷	-۰.۰۱۱
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ فوریه (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	۱.۲۷	مثبت	-	۰.۰۱۱	۰.۰۳۱	-۰.۰۰۷
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ مارس (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	-۰.۹۶	منفی	-	-۰.۰۰۹	۰.۰۱۰	-۰.۰۲۹
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ اکتبر (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	۰.۰۲	مثبت	-	۰.۰۰۰۸	۰.۰۲۸	-۰.۰۳۳
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ نوامبر (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	۰.۳۳	مثبت	-	۰.۰۰۳	۰.۰۲۶	-۰.۰۱۹
رطوبت ویژه $700 (hpa)$ دسامبر (1979-2018) $(gr. kg^{-1})$	۱.۱۵	مثبت	-	۰.۰۱۰	۰.۰۳۵	-۰.۰۱۰

ازای هر ۱ درجه سلسیوس در مقدار دمای سیستم های بارشی در ماههای فوریه ۰،۲۲، مارس ۰،۲۹، نوامبر ۰،۲۶، و در دسامبر ۰،۳۰ گرم بر کیلوگرم افزایش پیدا کرده است و به ترتیب ۰،۴۸، ۵۳، ۳۹ و ۴۷ درصد از کل واریانس شاخص رطوبت ویژه توسط واریانس پارامتر دما قابل توجیه بوده است. نتایج نشان داد که میان پارامتر دما و شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارش زای تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال در غرب ایران تنها در ماه اکتبر ضریب همبستگی منفی و البته غیر معنادار وجود داشته است که نشان دهنده ی نبود رابطه خطی و تصادفی بودن ارتباط است و دمای سیستم های بارشی (متغیر X) مقدار بسیار ناچیزی به مقدار ۰،۱۴ درصد از کل تغییرات رطوبت ویژه سیستم های بارشی (متغیر Y) را توجیه کرده است. یعنی ۹۹،۸۶ درصد دیگر از تغییرات رطوبت ویژه در ماه اکتبر توسط عوامل دیگر قابل توجیه است. به طوری که برآزش خط رگرسیون نشان می دهد یک رابطه معکوس بسیار ضعیف برقرار بوده است (۴d).

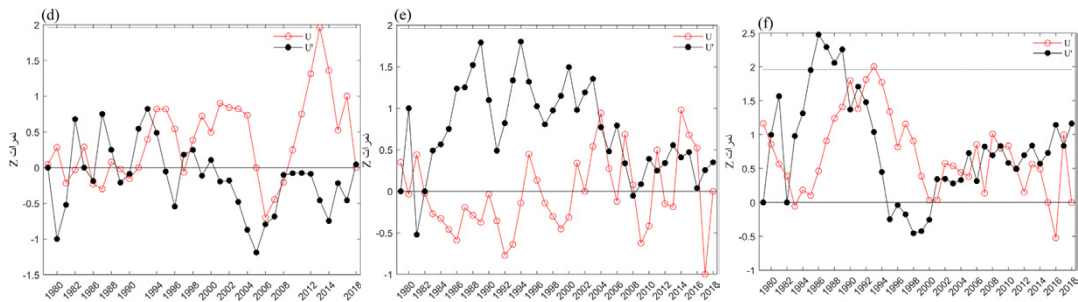
د : تحلیل رابطه دما و شاخص رطوبت ویژه تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال سامانه های بارش زا طی دوره آماری ۱۹۷۹-۲۰۱۸

می توان گفت که بین تغییرات میانگین شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارشی در طول دوره آماری مورد نظر (۱۹۷۹-۲۰۱۸) در حد اطمینان ۹۵٪ اختلاف معناداری وجود ندارد و تغییرات بیشتر به صورت ناگهانی حول محور میانگین رخ داده است.

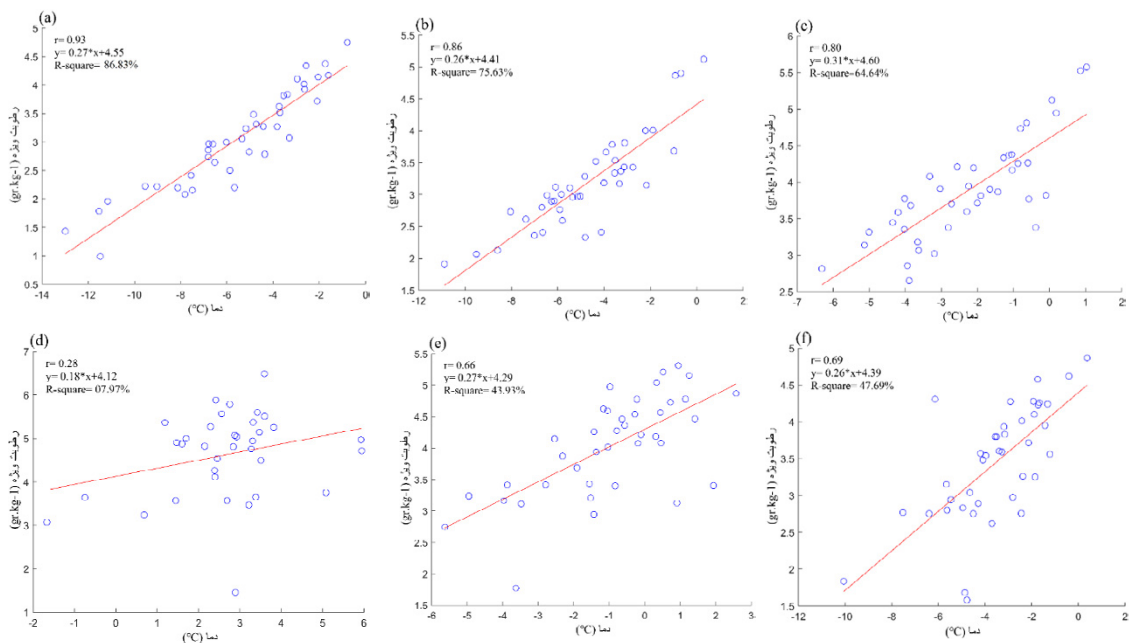
ج : تحلیل رابطه دما و شاخص رطوبت ویژه تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال سامانه های بارش زا طی دوره آماری ۱۹۷۹-۲۰۱۸

همانطور که در شکل (۴) مشخص است به ترتیب در ماههای ژانویه تا مارس (۴a)، (۴b)، (۴c)، نوامبر (۴e) و دسامبر (۴f) وجود ضریب همبستگی مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می دهد که میان پارامتر دما و شاخص رطوبت ویژه سیستم های بارشی رابطه خطی مثبت و صعودی برقرار بوده است. یعنی تغییرات رطوبت ویژه طی دوره آماری مورد نظر به صورت خطی (مثبت و ناقص) تابعی از تغییرات دما است. در میان ماههای مورد مطالعه در ماه ژانویه پارامتر دما توانسته است حدود ۹۰ درصد از کل تغییرات شاخص رطوبت ویژه را تبیین کند و به ازای هر ۱ درجه سلسیوس افزایش در مقدار دما رطوبت ویژه به مقدار ۰،۳۴ گرم بر کیلوگرم افزایش یافته است. شاخص رطوبت ویژه به

تأثیر گرمایش جهانی بر ممتوای رطوبتی سامانه های بارش زای غرب ایران



شکل ۴. همبستگی رابطه دما و رطوبت ویژه سامانه های بارشی در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال در ماه های مورد مطالعه در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۹.



شکل ۵. همبستگی رابطه دما و رطوبت ویژه سامانه های بارشی در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال در ماه های مورد مطالعه در بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۷۹.

است. در ماه ژانویه تغییرات دما توانسته است رقم بسیار بالای ۸۷ درصد از کل تغییرات رطوبت ویژه سیستم های بارشی را در این تراز توجیه و تبیین کند. به ازای هر ۱ درجه سلسیوس افزایش در مقدار دما شاخص رطوبت ویژه به مقدار ۰٫۲۷ گرم بر کیلوگرم افزایش داشته است. در حالی که ماه اکتبر (۵d) دما تنها توانسته است حدود ۸ درصد از کل تغییرات رطوبت ویژه را توجیه کند یعنی ۹۲ درصد دیگر توسط عوامل دیگر قابل توجیه است. در کل به ازای هر واحد افزایش در مقدار دما رطوبت ویژه

نتایج حاصل شده حاکی از آن است که در کل ماههای مورد مطالعه میان متغیر X (دما) و Y (شاخص رطوبت ویژه) رابطه مثبت و ناقصی وجود داشته است که شدت رابطه با توجه به ضرایب تعیین به دست آمده برای هر ماه متفاوت اما در همه ی ماههای مورد مطالعه در سطح اطمینان و ۹۵ درصد معنادار است (شکل ۵). همچون تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال نیز رابطه دما و شاخص رطوبت ویژه در ماه ژانویه (۵a) قوی تر و در ماه اکتبر نسبت به ماههای دیگر ضعیف تر

به مقدار ۰,۱۸ گرم بر کیلوگرم افزایش یافته است. دمای سیستم های بارشی در ماههای فوریه (۴b) ۷۵، مارس (۴c) ۶۴، نوامبر (۴e) ۴۳ و دسامبر (۴f) ۴۷ درصد از کل تغییرات رطوبت ویژه سیستم های بارشی را توجیه کرده است. همچنین به ازای هر ۱ درجه افزایش در مقدار دمای سیستم های بارشی در فوریه ۰,۲۶، مارس ۰,۳۱، نوامبر ۰,۲۷ و در دسامبر ۰,۲۶ گرم بر کیلوگرم رطوبت ویژه آن ها افزایش پیدا کرده است.

جمع بندی

نتایج آزمون های آماری نشان داد روند رطوبت ویژه سامانه های بارش زای غرب ایران در ماه های ژانویه، فوریه، اکتبر، نوامبر، دسامبر در هر دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال مثبت و افزایشی بوده است، هرچند در ماه مارس استثناءهایی دیده شد. در مجموع می توان اینگونه استدلال کرد که در کل ماههای مورد مطالعه خیز های افزایشی و کاهش دوره ای و کوتاه مدت بوده که به صورت ناگهانی حول محور میانگین رخ داده است و این نشان از تصادفی بودن روند می باشد. به طور کلی هیچ روند صعودی یا نزولی در حد اطمینان ۹۵٪ در هیچ کدام از سری های زمانی رطوبت ویژه برای هر دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال یافت نشد. مقادیر حاصل شده از تخمیر شیب سن نشان داد که به ترتیب ماه اکتبر با شیب ۰,۰۱۶ گرم بر کیلوگرم در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال و ژانویه با شیب ۰,۱۴ گرم بر کیلوگرم در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال بیشترین شیب افزایشی و ماه مارس با شیب ۰,۰۰۲ گرم بر کیلوگرم در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال کمترین شیب افزایشی و در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال با شیب ۰,۰۰۹- گرم بر کیلوگرم مقدار رطوبت ویژه سیستم های بارش زای وارد شده به غرب ایران کاهش یافته است. بر اساس آزمون های پارامتریک مشخص شد که بین روند دمای سیستم های بارشی و رطوبت ویژه آن ها در ماه های ژانویه، فوریه، مارس، نوامبر، دسامبر در دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ یک رابطه خطی مثبت برقرار بوده

و دمای سامانه های بارش زای وارد شده به غرب ایران تحت تاثیر گرمایش جهانی افزایش پیدا کرده و از طرفی رطوبت ویژه این سامانه ها نیز افزایش پیدا کرده است. این روند برای ماه اکتبر در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال نیز با ضریب همبستگی ۰,۲۸ صدق می کند اما در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال بین دمای سامانه های بارشی و رطوبت ویژه آن ها با ضریب همبستگی ۰,۰۳- و درصد بسیار کمی از تغییرات رطوبت ویژه به مقدار ۰,۰۱۴ درصد را توجیه کرده است به همین خاطر یک رابطه خطی منفی ناقص برقرار بوده است. ماه ژانویه در هر دو تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال به ترتیب با ضریب همبستگی ۰,۹۴ و ۰,۹۳ درصد بسیار بالایی از تغییرات رطوبت ویژه را به مقدار ۸۹,۲۵ و ۸۶,۸۳ درصد توجیه کرده است و بیشترین همبستگی را با دمای سامانه های بارشی داشته است. افزایش محتوای رطوبت تروپوسفریک در تراز ۸۵۰ و ۷۰۰ هکتوپاسکال در نتیجه ی گرمایش جهانی می تواند این منطقه ی حساس به لحاظ هیدرولوژیکی را بیشتر از مناطق دیگر متاثر سازد. در مجموع همزمان با گرمایش جهانی مقدار رطوبت ویژه سامانه های بارش زای سنگین در غرب ایران (به جز ماه مارس در تراز ۷۰۰ هکتوپاسکال و ماه اکتبر در تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال) افزایش یافته است. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش های پیشین (بوسچر و همکاران^{۴۶}، ۲۰۰۴؛ فیلیپونا و همکاران^{۴۷} ۲۰۰۵؛ دای، ۲۰۰۶؛ سانتر و همکاران^{۴۹}، ۲۰۰۷؛ مین و همکاران^{۵۰}، ۲۰۰۸؛ ویلت و همکاران^{۵۱}، ۲۰۰۸؛ دهقانی و همکاران، ۱۳۹۷) که افزایش مقدار رطوبت ویژه را به گرمایش جهانی نسبت می دهند همسو است. اما وجه تمایز این پژوهش نسبت به پژوهش های صورت گرفته، بررسی روند رطوبت ویژه به عنوان پارامتری تاثیرگذار در وقوع شرایط حدی (بارش های سنگین) است که نسبت به میانگین بلند مدت یک متغیر اقلیمی تاثیر بیشتری

46 Boucher et al

47 Philipona et al

48 Dai

49 Santer et al

50 Min et al

51 Willett et al

- A. and Zemp, M. 2014: The concept of Essential Climate Variables in support of climate research, applications, and policy, *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, 95, 1431–1443.
11. Boucher, O., G. Myhre, and A. Myhre, 2004: Direct human influence of irrigation on atmospheric water vapour and climate. *Climate Dyn.*, 22, 597–603.
12. Brown, P. J., and Degaetano, A. T. 2012: Trends in U. S. Surface Humidity, 1930–2010, American Meteorological Society, *Journal of Applied Meteorology And Climatology*, DOI: 10.1175/JAMC-D-12-035.1.
13. Byrne, M. P., and O’Gorman, P. A. 2015: The response of precipitation minus evapotranspiration to climate warming: Why the “wet-get-wetter, dry-get-drier” scaling does not hold over land. *J. Climate*, 28, 8078–8092, doi:10.1175/JCLI-D-15-0369.1.
14. Chadwick, R., 2016: Which aspects of CO2 forcing and SST warming cause most uncertainty in projections of tropical rainfall change over land and ocean? *J. Climate*, 29, 2493–2509, doi:10.1175/JCLI-D-15-0777.1.
15. Chadwick, R., Good. P. and Willett, k. 2016: A Simple Moisture Advection Model of Specific Humidity Change over Land in Response to SST Warming, *J. Climate* (2016) 29 (21): 7613–7632, <https://doi.org/10.1175/JCLI-D-16-0241.1>.
16. Christensen, J. H., and Christensen, O. B. 2003: Climate modeling: Severe summertime flooding in Europe. *Nature*, 421, 805–806.
17. Dai, A., 2006: Recent climatology, variability, and trends in global surface humidity, *J. Climate.*, 19, 3589–3606.
18. Emori, S., and Brown, S. J. 2005: Dynamic and thermodynamic changes in mean and extreme precipitation under changed climate. *Geophys. Res. Lett.*, 32, L17706, doi:10.1029/2005GL023272.
19. Giorgi, F. E.-S. Im, E. Coppola, N. S. Diffenbaugh, X. J. Gao L. Mariotti, Y. Shi, 2011: Higher Hydroclimatic Intensity with Global Warming, *J. Climate* (2011) 24 (20): 5309–5324, doi.org/10.1175/2011JCLI3979.1.
20. Fasullo, J., 2012: A mechanism for land–ocean contrasts in global monsoon trends in a warming climate. *Climate Dyn.*, 39, 1137–1147, doi:10.1007/s00382-011-1270-3.
21. Folland, C. K., Rayner, N. A. Brown, S. J. Smith, T. M. Shen, S. S. Parker, D. E. Macadam, I. Jones, P. D. Jones, R. N. Nicholls, N. and Sexton, D. M. H. 2001: Global temperature change and its uncertainties since 1861. *Geophys. Res. Lett.*, in press.
22. Gavrilov, M. B., Tošić, I. Marković, S. B. Unkašević, M. and Petrović, P. 2016: Analysis of annual and seasonal temperature trends using the Mann-Kendall test in Vojvodina, Serbia. *Quarterly Journal of the Hungarian Meteorological Service*. Vol. 120, No. 2, April– June, 2016, pp. 183–198.

بر زندگی جوامع بشری دارد. افزایش رطوبت ویژه سامانه های بارشی وارد شده به غرب ایران و ادامه این روند برای آینده می تواند بر شدت بارش ها و همچنین با توجه به افزایش چگالی سامانه های بارشی ناشی از افزایش رطوبت موجود در سامانه ها بر سرعت حرکت افقی این سامانه ها در رسیدن به غرب ایران موثر باشد. از طرفی نیز شاهد افزایش دمای سامانه های بارشی بوده ایم که ادامه این روند باعث می شود سامانه های بارش زا در آینده نیاز به رطوبت بیشتری برای اشباع و وقوع بارش خواهند داشت. همچنین این افزایش دما در سامانه های بارش زا می تواند در تغییر شکل بارش (برف به باران) نیز موثر باشد. تشدید فرین های هیدرولوژیکی خشک و مرطوب در غرب ایران، کیفیت و کمیت منابع آب قابل دسترس در غرب ایران را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

مراجع

۱. جاوری، مجید (۱۳۹۷)، روش های آماری پیشرفته در اقلیم شناسی (جلد اول)، ناشر: جهاد دانشگاهی (دانشگاه اصفهان)، چاپ اول، تعداد صفحات: ۳۴۶.
۲. دهقانی، طیبه؛ سلیقه، محمد؛ علیجانی، بهلول (۱۳۹۷) تاثیر تغییر اقلیم بر پراکنش رطوبت ویژه در سواحل شمالی خلیج فارس، فصلنامه جغرافیای طبیعی، سال یازدهم، شماره ۳۹، بهار ۱۳۹۷، ص ۳۳.
۳. علیزاده، امین؛ کمالی، غلامعلی؛ موسوی، فرهاد و موسوی بایگی، محمد (۱۳۹۱)، ناشر: دانشگاه فردوسی مشهد، نوبت چاپ: ۱۵، تعداد صفحات: ۳۹۲.
۴. کاویانی، محمد رضا؛ علیجانی، بهلول (۱۳۹۱)، مبانی آب و هواشناسی، جلد اول، چاپ هفدهم، تهران؛ سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه ها (سمت).
۵. کریمی، مصطفی؛ جعفری، مهناز؛ خوش اخلاق، فرامرزی؛ بازگیر، سعید (۱۳۹۷)، تغییرات رطوبت ورودی به جو ایران و ارتباط آن با دوره های مرطوب و خشک فصلی، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی سال هجدهم شماره ۵۱ زمستان ۱۳۹۷ صص ۱۱۵–۱۳۱.
۶. لشکری، حسن (۱۳۹۴)، اقلیم شناسی دینامیکی، ناشر: دانشگاه شهید بهشتی، چاپ اول، تعداد صفحات: ۲۸۶.
۷. محمدی، بختیار (۱۳۸۹)، تحلیل روند بارش سالانه ایران، مجله جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، سال ۲۲، شماره پیاپی ۴۳، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۰، صص ۹۵–۱۰۶.
8. Adeyemi, B., and Akerele, M. I. 2017: The effect of seasonality and stationarity on specific humidity forecast over Nigeria, *journal of atmospheric and solar-terrestrial physics* 156(2017) 57- 71.
9. Allan, R. P., and Soden, B. J. 2008: Atmospheric warming and the amplification of precipitation extremes. *Science*, 321, 1481–1484.
10. Bojinski, S., Peterson, V. M. Richter, T. C. Simmons,

- Springfield, VA 22061.
39. Ross, R. J., Elliott W. P. And Dian J. Seidel, 2001: Lower-Tropospheric Humidity-Temperature Relationships in Radiosonde Observations and Atmospheric General Circulation Models, journal of hydrometeorology.
 40. Runkle J. D., Sugg, M. M. Leeper, R. D. Rao, Y. Matthews, J. L. Renniea, J.J. 2020: Short-term effects of specific humidity and temperature on COVID-19 morbidity in select US cities, <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.140093>.
 41. Santer, B. D., and Coauthors, 2007: Identification of human-induced changes in atmospheric moisture content. Proc. Natl. Acad. Sci. USA, 104, 15 248–15 253.
 42. Sen. P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, Journal of the American Statistical Association, 63:1379-1389.
 43. Sherwood, S. and Fu, Q. 2014: A drier future? Science, 343, 737–739, doi:10.1126/science.1247620.
 44. Soucha, C., and Grimmond, C. S. B. 2004: Applied climatology: 'heat waves', Progress in Physical Geography 28,4 (2004) pp. 599–606.
 45. Trenberth, K. E., and Coauthors, 2007: Observations: Surface and atmospheric climate change. Climate Change 2007: The Physical Science Basis, S. Solomon et al., Eds., Cambridge University Press, 235–336.
 46. Trenberth, K. E., 1999: Conceptual framework for changes of extremes of the hydrological cycle with climate change. Climatic Change, 42, 327–339.
 47. Trenberth, K. E., 2012: Framing the way to relate climate extremes to climate change. Climatic Change, 115, 283–290, doi:10.1007/s10584-012-0441-5.
 48. Trenberth, K. E., Dai, A. Schrier, G. v. d. Jones, P. D. Barichivich, J. Briffa, K. R. Sheffield, J. 2013: lobal warming and changes in drought. Article in Nature Climate Change · December 2013.
 49. Trenberth, K. E., Fasullo, J. and Smith, L. 2005: Trends and variability in column integrated atmospheric water vapor. Climate Dyn., 24 (7–8), 741–758.
 50. Wentz, F. J., Ricciardulli, L. Hilburn, K. and Mears, C. 2007: How much more rain will global warming bring? Science, 317, 233–235.
 51. Willett, K. M., Dunn, R. J. H. Thorne, P. W. Bell, S. de Podesta, M. Parker, D. E. Jones, P. D. and Williams Jr, C. N. 2014: HadISDH land surface multi-variable humidity and temperature record for climate monitoring. Climate Past, 10, 1983–2006, doi:10.5194/cp-10-1983-2014.
 52. Willett, K. M., Gillett, N. P. Jones, P. D. and Thorne, P. W. 2007: Attribution of observed surface humidity changes to human influence. DOI: 10.1038/nature06207.
 53. Willett, K. M., Jones, P. D. Gillett, N. P. and Thorne, P. W. 2008: Recent changes in surface humidity:
 23. Groisman, P. Ya., Knight, R. W. Easterling, D. R. Karl, T. R. Hegerl, G. C. and Razuvaev, V. N. 2005: Trends in intense precipitation in the climate record. J. Climate, 18, 1326–1350.
 24. Held, I. M., and Soden, B. J. 2006: Robust responses of the hydrological cycle to global warming. J. Climate, 19, 5686–5699, doi:10.1175/JCLI3990.1.
 25. Kamae, Y., Ogura, T. Watanabe, M. Xie, S.-P. and Ueda, H. 2016: Robust cloud feedback over tropical land in a warming climate. J. Geophys. Res. Atmos., 121, 2593–2609, doi:10.1002/2015JD024525.
 26. Kendall, M. G. Rank Correlation Methods, 4th edition, 1975: Charles Griffin, London, U.K.
 27. Lengfeld, k., and Ament, F. 2012: Observing Local-Scale Variability of Near-Surface Temperature and Humidity Using a Wireless Sensor Network, J. Appl. Meteor. Climatol. (2012) 51 (1): 30–41, <https://doi.org/10.1175/JAMC-D-11-025.1>.
 28. Mann, H. B. 1945: Non-parametric test against trend. Econometrica, 13, pp. 245–259.
 29. Min, S.-K., X. Zhang, and F. W. Zwiers, 2008: Human induced Arctic moistening. Science, 320, 518–520.
 30. Nguyen P., ThorsTeNseN, a. sorooshian, s. hsu, k. aghakouchak, a. ashouri, h. TraN, h. and BraiThwaiTe, d. 2018: Global Precipitation Trends across Spatial Scales Using Satellite Observations.
 31. O'Gorman, P. A., 2014: Contrasting responses of mean and extreme snowfall to climate change. Nature 512, 416. <https://www.nature.com/articles/nature13625>.
 32. O'Gorman, P. A., and Schneider, T. 2009: The physical basis for increases in precipitation extremes in simulations of 21st century climate change. Proc. Natl. Acad. Sci. USA, 106, 14 773–14 777.
 33. Peixoto, J. P., and A. H. Oort, 1992: The Physics of Climate. American Institute of Physics, 520 pp.
 34. Philipona, R., B. Durr, A. Ohmura, and C. Ruckstuhl, 2005: Anthropogenic greenhouse forcing and strong water vapor feedback increase temperature in Europe. Geophys. Res. Lett., 32, L19809, doi:10.1029/2005GL023624.
 35. Rauf, A. U., Rafi, M. S. Ali, I. And Muhammad, U. W. 2016: Temperature Trend Detection in Upper Indus Basin by Using Mann-Kendall Test. Advances in Science, Technology and Engineering Systems Journal Vol. 1, No. 4, 5-13 (2016).
 36. Rohli, R. v., vega, A. j. 2018: climatology, fourth edition, Copyright © 2018 by Jones & Bartlett Learning, LLC, an Ascend Learning Company.
 37. Ross, R. J., and Elliott, W. P. 1996: Tropospheric water vapor climatology and trends over North America: 1973–93. J. Climate, 9, 3561–3574.
 38. Ross, R. J., and W. P. Elliott, 1996: Tropospheric precipitable water: A radiosonde-based climatology. NOAA Tech. Memo. ERL-ARL-219, 132 pp. [Available from NTIS, 5285 Port Royal Road,

55. Zahn, M., and R. Allan, 2013: Quantifying present and projected future atmospheric moisture transports on to land. *Water Resour. Res.*, 49, 7266–7277, doi: <https://doi.org/10.1002/2012WR013209>.
54. WMO, 2000: Detecting trend and other changes in hydrological data, No 1013.

Impacts of Global Warming on Humidity Amounts of Precipitation Systems

1Maziar Mohammadi, 2Mohammad Salogheh, 3*Mehry Akbary

Maziar Mohammadi¹, Mohammad Salogheh², Mehry Akbary^{3*}

*Corresponding Author Email: mehryakbary@khu.ac.ir

Received: 24 February 2020 , accepted: 6 June 2020

ABSTRACT

To conduct this research, in first step the precipitation data of four synoptic stations (Kermanshah, Khorram Abad, Sanandaj and Hamedan) in the western Iran during the period 1979-1979 in cold months of January, February, March, October, November and December were obtained from the Meteorological Organization of Republic of Islamic Iran (IRIMO) and based on the ninety-fifth percentile threshold,, the heaviest 24-hour rainfall of each station in each month was identified.

Further for the days when heavy rains occurred, the specific humidity cell data and the daily temperature for four times (18-12-06-00) from the reanalysis ERA5 data over a period of 30 years (1979-1979) were obtained from the European Center of Mid-Latitude Weather Forecast (ECMWF) with spatial resolution of $0.25^{\circ} \times 0.25^{\circ}$. Mann-Kendall and age Sen's Slope Estimator Nonparametric tests were used to analyze the trend. Pearson correlation coefficient and linear parametric regression methods were used to analyze the relationships. The results showed that the specific humidity trend of rainfall systems in western Iran (except March at 700 hPa) in January, February, March, October, November and December at both 850 and 700 hPa levels was positive and incremental, although it was not significant at the 95% confidence level.

There is a positive and significant linear relationship between the temperature trend of precipitation systems and their specific humidity (except October at 850 hPa level) from January to March and November to December at 850 and 700 hPa, which Can affect the intensity of rainfalls, type and speed of horizontal movement of precipitation systems in the future.

Keywords: Global warming, Specific humidity, precipitation systems, western Iran.

HOW TO CITE THIS ARTICLE

Mohammadi, M.; Salogheh, M.; Akbary, M. (2020). *Impacts of Global Warming on Humidity Amounts of Precipitation Systems. J. Meteorol. Atmos. Sci.*, 3(1): 84-97.

COPYRIGHTS

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to the JMAS Journal. This is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

