

# آشکارسازی تغییرات سهم دوام های روزانه‌ی بارش در تامین روزهای بارشی و بارش ایران

دریافت مقاله: ۹۱/۴/۱۰ پذیرش نهایی: ۹۱/۷/۴

صفحات: ۵۳-۷۵

حمید نظری پور: استادیار اقلیم شناسی پژوهشکده علوم محیطی، گروه محیط زیست، مرکز بین المللی علوم،  
تکنولوژی پیشرفته و علوم محیطی، کرمان<sup>۱</sup>

Email:Hamid.nazari.3488@gmail.com

زهرا کریمی: دانشجوی کارشناسی ارشد اقلیم شناسی دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email:zkarimi\_14161@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش، جهت فهم تغییرات سهم دوام های روزانه‌ی بارش در تامین روزهای بارشی و بارش ایران، سهم سالانه و ماهانه‌ی داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه مورد ارزیابی قرار گرفته است. این داوم ها به ترتیب مهم ترین دوام های بارش ایران محسوب می گردند و تغییرات احتمالی در نقش آنها شواهدی بر تغییر اقلیم بارش ایران می باشد. نتایج این پژوهش بر اساس داده های شبکه‌ای بارش روزانه‌ی ایران در دوره‌ی ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۲ شمسی استوار است. ارزیابی روند سری ها به کمک آزمون های پارامتریک رگرسیون خطی و ناپارامتریک من-کنداو و سننس استیمیتور شواهدی آشکار ساخت که حاکی از تغییر بارش ایران می باشد. سهم سالانه‌ی داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه در تامین روزهای بارشی و بارش گستره‌ی دارای روند ایران، به ترتیب کاهشی، افزایشی و افزایشی بوده است. مساحت گستره‌ی بدون روند در داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه نیز افزایشی است. در تامین روزهای بارشی گستره‌ی دارای روند ایران، سهم دوام های یک روزه در ماههای اردیبهشت، فروردین و اسفند کاهشی و سهم دوام های دو روزه در ماههای فروردین و اردیبهشت کاهشی و سهم دوام های دو روزه در ماههای آذر، دی و بهمن افزایشی بوده است.

کلیدواژگان: تغییر اقلیم، بارش، دوام، روند، ایران

<sup>۱</sup>. نویسنده مسئول: کرمان، مرکز بین المللی علوم و تکنولوژی پیشرفته و علوم محیطی، پژوهشکده علوم محیطی، گروه محیط زیست.

## مقدمه

در ایران، بارش از مهمترین پارامترهای حیاتی و پارهای مهم در ساختمان اقلیم به شمار می‌رود. هرچند بارش در گستره‌ی ایران سرشی تنابی دارد، اما توزیع مکانی و زمانی آن بشدت ناموزون است(مسعودیان، ۱۳۹۰). به همین خاطر وابستگی آشکار یا پنهان به بارش سبب توزیع ناموزون در منابع آب، حیات جانوری و غیره گردیده است. نایکنواختی در توزیع مکانی و زمانی بارش به ترتیب به ناهمواری‌ها و آرایش آنها و موقعیت جغرافیایی ایران مربوط می‌شود(Alijani, B et al.2008). بر همین اساس است که آرایش جغرافیایی نواحی بارشی در ایران، وابستگی مقدار بارش به ناهمواری‌ها و زمان بارش را به عرض جغرافیایی نشان می‌دهد(مسعودیان، ۱۳۸۸). آرایش مکانی رژیم‌های بارش در ایران نیز تابعی از عرض جغرافیایی است(مسعودیان، ۱۳۸۴).

توجه به تغییرات اقلیمی و بویژه تغییرات دما و بارش در سال‌های اخیر به دلایل گوناگون اهمیت زیادی پیدا نموده است. بارش در دهه‌های گذشته در مقیاس جهانی تغییر نموده است. اما الگوهای مکانی آن متفاوت بوده است. در گزارش‌های IPCC<sup>۱</sup> افزایش و کاهش بارش در مناطق مختلف در مقیاس‌های زمانی مختلف از سیاره‌ی زمین مشاهده می‌گردد که این کاهش و افزایش‌ها در مکان‌های مختلف به یک اندازه نمی‌باشند و گاه‌آن نتایج پژوهش‌های مختلف نه تنها با همدیگر همخوانی ندارند بلکه در مقابل همدیگر نیز می‌باشند. این تضادها بیشتر به مقیاس زمانی داده‌های مورد استفاده و روش‌های تجزیه و تحلیل برمی‌گردد.

پژوهش‌های جهانی در مورد تغییرات بارش و روش‌های ارزیابی آن فراوان می‌باشد. تغییرات در بارش کُل و شدید در سال‌های اخیر زیاد جلب نظر نموده است و از این نظر روند بارش کُل و فراوانی روزهای بارش شدید در چین با مدل رگرسیون لجستیک در دوره‌ی Zhai. P.-M. et ۱۹۵۱-۲۰۰۰ با استفاده از داده‌های ۷۴۰ ایستگاه مطالعه شد است (al.2005.1096-۱۹۹۳). روند داده‌های بارش ترکیه نیز با استفاده از ۹۶ ایستگاه در دوره‌ی ۱۹۲۹-۱۹۴۱ با آزمون‌های ناپارامتریک من Kendall و سنس استیمیتور شناسایی شده است (Patral, T and Kahya. E 2006. 2011 رودخانه‌های ترکیه در ۲۴ منطقه‌ی هیدرولوژیکی با آزمون‌های پارامتریک  $t$  و ناپارامتریک  $\tau$  بررسی شده است(Cigizoglu, H. K et al.2005.280) (Mann-Kendall).

<sup>۱</sup>- Intergovernmental Panel on Climate Change

کانادا با استفاده از ۳۷ ایستگاه در دوره‌ی ۷۵ ساله(۱۹۲۱-۱۹۹۵) بررسی شده است(Akinremi, O.O. et al.1999.2997). معنی داری آماری روند موجود در بارش ماه مارس در شبه جزیره‌ی ایبری از طریق آزمون ناپارامتریک من-کندال ارزیابی شده و کاهش مداوم را در بخش‌های مرکزی و غربی شبه جزیره در طول دوره‌ی ۱۹۹۷-۱۹۶۰ نشان داده است(Paredes, D et al.2006.101). تغییرات بارش در ایران نیز با تکنیک‌های مشابه بررسی شده است. مطالعات تغییرات بارش در ایران به بررسی تغییرات بارش در محدوده‌های کوچک یا ایستگاه‌ها محدود می‌گردد. با این حال مطالعاتی نیز بر روی گستره‌ی ایران متتمرکز شده اند که هر دو مورد ارزشمند و نتایج آنها قابل تأمل است. به عنوان مثال در مطالعات جدید، روند بارش سالانه‌ی ایران در دوره‌ی ۱۳۸۲-۱۳۴۳ بررسی گردیده است. در این بررسی که بر مبنای داده‌های شبکه‌ای استوار بوده است، میانگین ایستگاهی بارش ایران را با ۱۴۳۷ ایستگاه و میانگین یاخته‌ای بارش ایران را با ۸۲۳۰ یاخته برآورد شده و با استفاده از آزمون ناپارامتری من-کندال معنی داری روند میانگین بارش ایستگاهی و یاخته‌ای ایران ارزیابی شده است. نتایج آن روند افزایشی و کاهشی معنی داری را در سطوح اطمینان مورد نظر نشان نداده است. با این حال بطور کلی بیان شده است که میانگین بارش ایران کاهش یافته است(محمدی، ۱۳۹۰، ۹۵). تغییرات بارش و دمای ایران با استفاده از مدل MAGICC SCENGEN به همراه هشت ستاریوی تغییر اقلیم در دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۱ بررسی شده است. نتایج این بررسی حاکی از پیش آگاهی روند کاهشی بارش در دهه‌های آینده برای تمامی نواحی ایران بوده است(محمدی و همکاران، ۱۳۸۹، ۱۲۵). بررسی روند ماهانه‌ی بارش ایران در دوره‌ی ۱۹۵۱-۱۹۹۹ نشان داده است که مقدار بارش ایران در بیشتر مناطق فاقد روند بوده است. همچنین آشکار گردیده است که بارش ایران طی دوره‌ی مورد بررسی حدود نیم میلیمتر در سال افزایش داشته است(مسعودیان، ۱۳۸۳، ۶۳). از طرف دیگر بررسی روند ماهانه تعداد روزهای بارانی ایران در طول دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۰ کاهشی بوده است. بیشترین درصد مساحت کشور در ماه‌های فروردین و آذر دارای روند بوده است(مسعودیان و همکاران، ۱۳۸۹، ۸۷). فراوانند از این قبیل مطالعات که به هر نحوی بر تغییرات بارش ایران با روش‌ها و داده‌های مختلف پرداخته اند که نتایج آنها قابل مقایسه و تأمل می‌باشد.

در این بررسی برای فهم تغییرات احتمالی بارش ایران، سهم مهمترین دوام‌های روزانه‌ی بارش ایران در تامین روزهای بارشی و بارش ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است. بارش در گستره‌ی ایران دارای دوام روزانه‌ی ۱ تا ۴۵ روز می‌باشد(نظری پور و همکاران، ۱۳۹۰، ۵۵). مهمترین دوام‌های بارش ایران، مهم ترین تأمین کننده‌های بارش و روزهای بارش ایران می-

باشند. در این میان، دوام های ۱، ۲ و ۳ روزه مهمترین تأمین کننده روزهای بارشی ایران و دوام های ۲، ۱ و ۳ روزه، مهمترین تأمین کننده ی بارش ایران می باشند(جدول ۱). بررسی اهمیت دوام بارش ایران نیز نشان داده است که دوام دو روزه‌ی بارش ایران با اهمیت ترین دوام در بارش ایران به حساب می آید(نظری پور و همکاران، ۱۳۹۰، ۳۸). از طرفی معنی دارترین دوام های بارش ایران از لحاظ نظم رخداد زمانی نیز دوام های ۱ تا ۳ روزه‌می باشند. بنابراین، هرگونه نوسان و تغییر در نقش این دوام های بارش از جنبه های مختلف قابل تأمل و تحلیل خواهد بود و به همین دلیل، اهمیت این بررسی توجیه می گردد.

جدول (۱) سهم دوام های ۱ تا ۱۰ روزه در تأمین بارش و روزهای بارشی ایران به درصد

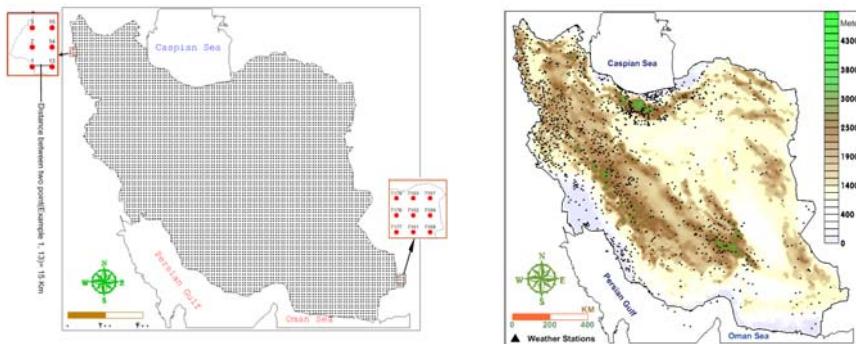
دوام های روزانه‌ی بارش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	جمع
درصد تأمین بارش ایران	۱۹/۸۷	۲۵/۰۱	۱۹/۳۴	۱۲/۸۲	۸/۱۹	۵/۲۸	۳/۱۷	۲/۱۷	۱/۵۲	۰/۷۷	۹۸/۱۸
درصد تأمین روزهای بارشی ایران	۵۲/۳۹	۲۵/۵۵	۱۱/۵۶	۵/۳۱	۲/۶۳	۱/۳۶	۰/۷۰	۰/۳۹	۰/۲۳	۰/۷۷	۹۷/۲۸

### داده ها روش شناسی

در این بررسی، از داده های بارش روزانه‌ی ۱۴۳۷ ایستگاه همدید، اقلیمی و باران سنجی در گستره‌ی ایران بهره گرفته شده است. این شمار ایستگاه، بیش از شمار مطلوب ایستگاه (۵۰۰) ایستگاه) برای برآورد میانگین مکانی بارش گستره‌ی ایران(Masoodian S. A, 2003) می باشد. داده های بارش ایستگاه ها به کمک روش میانیابی کریگینگ ساده<sup>۱</sup> (Carlo G., Xavier G. (2010) و (Sen Z.2009) با نیمراشنگار<sup>۲</sup> خطی(مدنی، ۱۳۷۳) در شبکه‌ای از پیش طراحی شده با ابعاد یاخته‌ای  $15 \times 15$  کیلومتر میانیابی گردیدند. حاصل این فرایند میانیابی، ایجاد سری بارش روزانه‌ی برای ۷۱۸۷ نقطه از ایران با فواصل منظم بود که آرایه‌ی  $15991 \times 7187$  S را تشکیل داد. تمهیدات لازم در فرایند میانیابی اعمال و اعتبار سنجی خروجی ها نیز به تفصیل انجام گردیده است(نظری پور و همکاران، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱). این آرایه برای هر روز(۱۵۹۹۱ روز) وضعیت بارش ۷۱۸۷ نقطه از ایران را در بر دارد. توزیع فضایی ایستگاه های هواشناسی در پهنه ایران در شکل ۱ و شبکه‌ی طراحی شده برای میانیابی در شکل ۲ قابل رویت است.

<sup>1</sup> -Sample Kiging

<sup>2</sup> - Sime-Variogram



شکل(۲) شبکه‌ی طراحی شده برای میانیابی بارش ایران

شکل(۱) توزیع فضایی ایستگاه های

هواشناسی ایران

بنابراین، از این روش، نقشه‌های رقومی بارش روزانه‌ی ایران فراهم گردید که اعتیار و صحت آنها نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. جهت برآورد دوام های بارش ایران از طریق تعریف روز بارشی قراردادی عمل شد. روز بارشی در هر یاخته از ایران (۷۱۸۷ یاخته) به روزی اطلاق گردید که مقدار بارش آن روز در همان یاخته  $5/0$  میلی متر باشد(رابطه‌ی ۱).

$$\text{رابطه‌ی ۱} \quad Rainday_{j,i} = P_{j,i} \geq 0.5 \quad i = 1, 2, 3, \dots, 15991$$

بنابراین دوام بارش در هر نقطه از ایران، تعداد روزهای متواالی بارش در همان نقطه تعریف شد(رابطه‌ی ۲) و دوام های بارش هر نقطه برآورد گردید. دوام های بارش هر نقطه، بین ۱ تا ۴۵ روز در نوسان بود.

$$\text{رابطه‌ی ۲} \quad Persistency_j = NSR_j \quad j = 1, 2, 3, \dots, 7187$$

آنگاه سهم هریک از دوام های بارش در تأمین روزهای بارشی و بارش هر نقطه از ایران محاسبه شد. سهم هر دوام در تأمین روزهای بارشی هر نقطه از ایران از طریق رابطه‌ی شماره‌ی ۳ برآورد شد.

$$\text{رابطه‌ی ۳} \quad RCP_{i,j} = \frac{R_{i,j}}{\sum_{k=1}^{45} R_{i,k}} \times 100 \quad i = 1, 2, 3, \dots, 45 \quad j = 1, 2, 3, \dots, 7187$$

در اینجا:  $R_{i,j}$  فروانی روزهای بارشی نقطه‌ی  $j$ ام می باشد که به سبب دوام  $i$ ام تأمین گردیده است.

و سهم هر دوام در تأمین بارش هر نقطه از ایران از طریق رابطه‌ی شماره‌ی ۴ برآورد شد.

$$PCP_{i,j} = \frac{P_{i,j}}{\sum_{k=1}^{45} P_{i,k}} \times 100 \quad i = 1, 2, 3, \dots, 45 \quad j = 1, 2, 3, \dots, 7187 \quad \text{رابطه‌ی } ۴$$

در اینجا:  $P_{i,j}$  مقدار بارش نقطه‌ی  $j$ ام می‌باشد که به سبب دوام  $i$ ام تأمین گردیده است. بنابراین، سهم روزانه‌ی هر دوام بارش در تأمین روزهای بارشی و بارش گستره‌ی ایران برآورد گردید. آنگاه دوام‌های مهم و معنی دار شناسایی گردیدند که دوام‌های ۱، ۲ و ۳ روزه را شامل شد. سهم سالانه و ماهانه‌ی این دوام‌ها در تأمین روزهای بارشی و بارش ایران از پایگاه داده استخراج و اساس داوری در مورد تغییرات احتمالی در بارش ایران قرار گرفت. در این بررسی جهت آشکارسازی روند سری داده‌های سهم دوام‌های ۱، ۲ و ۳ روزه‌ی بارش ایران در مقیاس‌های سالانه و ماهانه، از آزمون پارامتری رگرسیون خطی<sup>۱</sup> و آزمون‌های ناپارامتری من-کنдал<sup>۲</sup> و سنس استیمیتور<sup>۳</sup> استفاده شده است. برتری آزمون رگرسیون خطی به دو آزمون ناپارامتری دیگر، امکان اجرای همزمان آن بر سری‌های فراوانی می‌باشد. به گونه‌ای که می‌تواند با یک برنامه‌ی از پیش نگاشته شده در محیط نرم افزار متلب<sup>۴</sup> در مدت زمان کوتاه به بررسی روند در سری مورد نظر در گستره‌ی ایران پرداخت. در سوی دیگر، یکی از نقاط قوت روش‌های ناپارامتری مورد استفاده، کارآیی و دقیقت آنها در بررسی سری‌های بود که داده‌های صفر(نبود بارندگی) در آنها زیاد است(حجام و همکاران، ۱۳۸۷). به این سبب که سهم ماههای دوره‌ی گرم در تأمین بارش و روزهای بارش ایران ناچیز و عملاً صفر است؛ بنابراین داده‌های صفر در سری‌های ماهانه مشکلی برای تحلیل به شمار می‌روند که به نظر می‌رسد آزمون‌های ناپارامتری فوق کارآیی بهتری نسبت به آزمون رگرسیون خطی در تحلیل آنها داشته باشند.

بنابراین، در این بررسی از آزمون پارامتری برای تحلیل در مقیاس سالانه و از آزمون‌های ناپارامتری در مقیاس ماهانه استفاده گردیده است. روش شناسی این آزمون‌ها به شرح زیر است:

#### آزمون پارامتریک «تعیین نوع و شیب روند با آزمون رگرسیون خطی»

در این آزمون، فرض می‌گردد روند سری زمانی مورد نظر تابعی خطی از زمان است. بنابراین، مدل خطی یک سری زمانی فرضی به صورت زیر است:

<sup>1</sup> -Linear Regression

<sup>2</sup> -Mann-Kendall

<sup>3</sup> -Sen's Estimator

<sup>4</sup> -MatLab

$$\begin{aligned} Serie_x &= \overline{\alpha + \beta Time} \\ \alpha &= \overline{Serie_x} - \overline{\beta Time} \end{aligned}$$

در اینجا:  $\alpha$  عرض از مبداء و  $\beta$  شیب خط می باشد.

آشکار است که مقدار مثبت و منفی برای  $\beta$  نشانگر افزایش و کاهش ارزش سری مذبور با زمان خواهد بود. برای  $\beta = 0$  فرض وجود روند تأیید نمی گردد. مقدار  $\beta$  با فاصله اطمینان ۹۵ درصد از رابطه‌ی زیر بدست می آید:

$$\hat{\beta} \pm t_{0.025} \frac{S}{S_x}$$

در اینجا  $S$  انحراف از میانگین و  $S_x$  برآورد کننده ناریبی از انحراف معیار می باشد که از روابط زیر حاصل می گردد:

$$S = \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \beta x_i) / (n-2)$$

$$S_x = \sum (x_i - \bar{x}) = \sum (x_i - n\bar{x})$$

در اینجا:  $n-2$  درجه‌ی آزادی است.

اگر حد بالا و پایین که به این ترتیب برای  $\beta$  بدست می آیند هر دو مثبت باشند، روند افزایشی و اگر هر دو منفی باشند، روند کاهشی در سری زمانی مذبور رد نمی گردد و چنانچه حد بالا و پایین نشانه های متفاوت داشته باشند، فرض وجود روند تأیید نمی گردد(قائدی و مسعودیان، ۱۳۸۶، ۱۶۷).

### آزمون های ناپارامتریک

#### «تعیین نوع روند با Mann-Kendall test»

این تکنیک بر اساس آماره‌ی تاو کندال( $\tau$ ) استوار است و بطور گسترده در آزمون روند مخالف غیرتصادفی بودن در سری های زمانی اقلیم شناسی مورد استفاده قرار گرفته است(Zhang et al. 2001). در این آزمون، فرض صفر( $H_0$ ) بیانگر عدم وجود روند در داده ها است. به عبارتی دیگر  $(x_1, \dots, x_n)$  نمونه های از  $n$  متغیر مستقل هستند که دارای توزیع تصادفی می باشند(Yu et al. 1993). فرض مقابل( $H_1$ )، به بیانگر وجود روند معنی دار در سری داده هاست و یک آزمون دو طرفه است که توزیع  $x_k$  و  $x_j$  را می سنجد و برای

همه‌ی  $k$  ها یکسان نبوده و شرط  $j \leq n$  با  $j \neq k$  برقرار است. بطور خلاصه، آماره این آزمون طی مراحل زیر محاسبه می‌گردد:

الف: محاسبه‌ی اختلاف بین دو جمله‌ی سری(محاسبه‌ی پارامتر  $S$ ) و اعمال تابع

$\text{sgn}$  علامت

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_i - x_k)$$

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

.(Hirsch and Slack 1984)

$$\text{Var}(S) = [n(n-1)(2n+5) - \sum_t t(t-1)(2t+5)]/18$$

در اینجا:  $t$  اشاره به هر دو جفت دارای ارزش یکسان و  $\sum$  اشاره به مجموع آنها دارد.  
برای تمامی موارد در جاییکه  $n$  بزرگ‌تر از ۱۰ باشد، متغیر نرمال استاندارد  $z$  از طریق معادله زیر بدست می‌آید(Douglas et al. 2000)

$$z = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases}.$$

در یک آزمون دو دامنه برای روند، فرض صفر در صورتی تأیید می‌گردد که شرط  $|z| \leq z_{\alpha/2}$  در سطح اطمینان  $\alpha$ <sup>۱</sup> برقرار باشد. بنابراین هر ارزش مثبت از  $S$  بیانگر روند افزایشی؛ و همچنین، هر ارزش منفی از  $S$  بیانگر روند کاهشی خواهد بود(Turgay P and Ercan K. 2006.7).

### ب: تعیین شیب روند و معادله‌ی خط با Sen's estimator Test

در روش سنس اسیمیتور از تحلیل تفاوت بین مشاهدات یک سری زمانی بهره گرفته می‌شود. اساس این روش برای محاسبه‌ی یک شیب میانه برای سری زمانی و قضاوت کردن در مورد معنی داری شیب بدست آمده در سطوح اطمینان مختلف استوار است (رسولی و همکاران، ۱۳۸۹، ۲۱). مراحل انجام این آزمون به شرح زیر است:

<sup>۱</sup> -level of significance(99%  $z=2.58$  and 95%  $z=1.96$ )

۱- محاسبه‌ی شیب بین هر جفت از سری زمانی

$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j - k} \quad \text{for } i = 1, \dots, N$$

در اینجا:  $x_j$  و  $x_k$  ارزش‌های داده به ترتیب در زمان‌های  $j$  و  $k$  ( $j > k$ ) می‌باشند.

میانه‌ی این ارزش‌های  $N$  که از  $Q_i$  بدست می‌آید، شیب سنس استیمیتور می‌باشد.

اگر  $N$  زوج باشد، آنگاه سنس استیمیتور بوسیله‌ی  $Q_{med} = Q_{(N+1)/2}$  و اگر  $N$  فرد باشد از طریق  $Q_{med} = [Q_{N/2} + Q(N+2)]/2$  محاسبه می‌گردد (Patral, T and Kahya. E 2006). در صورتی که ارزش  $Q_{med}$  مثبت باشد روند صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می‌شود.

۲- آزمودن شیب در فاصله‌ی اطمینان

مرحله‌ی بعد، آزمودن شیب در فاصله‌ی اطمینان دلخواه است. جهت انجام این آزمون از روابط زیر استفاده می‌گردد:

$$C_\alpha = Z_{1-\alpha/2} \cdot \sqrt{\text{var}(S)}$$

در اینجا: واریانس، همان واریانس محاسبه شده در آزمون من-کنдал است و  $Z$  عبارت است از آماره‌ی توزیع نرمال استاندارد که در یک آزمون دو دامنه بسته به سطح اطمینان آزمون می‌تواند مقادیر متفاوتی به خود گیرد.

حدود اطمینان بالا و پایین ( $M_1$  و  $M_2$ ) نیز به کمک روابط زیر بدست می‌آیند:

$$\begin{cases} M_1 = \frac{N' + C_\alpha}{2} \\ M_2 = \frac{N' - C_\alpha}{2} \end{cases}$$

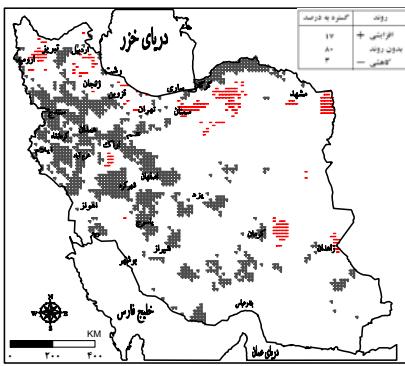
در اینجا  $N'$  تعدا شیب‌های محاسبه شده در قسمت ۱ مراحل این آزمون می‌باشد.

مرحله‌ی نهایی از این روش، آزمودن حدود اعتماد محاسبه شده می‌باشد. برای این منظور،  $M_1$  و  $M_2$  امین شیب‌ها از بین شیب‌های محاسبه شده استخراج می‌شوند. در حالتی که عدد صفر در دامنه‌ی بین دو شیب استخراج شده‌ی فوق قرار داشته باشد؛ فرض صفر پذیرفته و عدم وجود روند در سری داده‌ها تأیید می‌گردد. در غیر این صورت، وجود روند در سطح اطمینان مورد آزمون تأیید می‌گردد (حجام و همکاران، ۱۳۸۷، ۱۶۱).

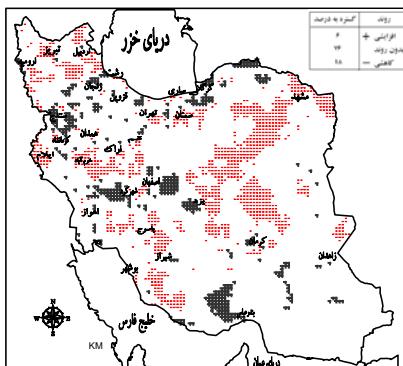
### تجزیه و تحلیل نتایج

#### روند سهم سالانه‌ی داوم‌های ۱، ۲ و ۳ در تأمین بارش ایران

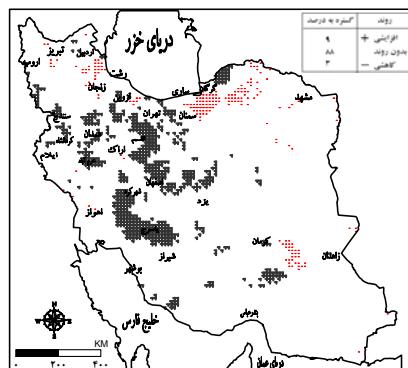
سهم داوم یک روزه در تأمین بارش ایران در جایگاه دوم قرار دارد و تقریباً با سهم داوم سه روزه یکسان است(جدول ۱). بررسی روند، آشکار می‌سازد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد سهم داوم یک روزه در ۱۸ درصد از گستره‌ی ایران کاهشی و در ۶ درصد افزایشی است(شکل ۳). این گستره‌های کاهشی، عمداً به صورت یکپارچه و معنی دار در پیرامون شمال شرق و شرق مرکز ایران قرار دارند. این گستره‌ها با گستره‌هایی که دارای روند کاهشی در سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی هستند کاملاً هماهنگ می‌باشند(شکل ۶). یکپارچه‌ترین و معنی‌دارترین گستره‌ی کاهشی از لحاظ سهم داوم یک روزه در تأمین بارش در کرانه‌های شمال شرقی و شرق مرکز ایران قرار دارد. در این گستره‌ها روند سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی نیز کاهشی بوده است. بنابراین کاهش روزهای بارشی این مناطق با کاهش بارش نیز همراه است. چنین شرایطی برای این مناطق بسیار نامطلوب است. زیرا سهم سایر داوم‌های تأمین کننده‌ی بارش و روزهای بارشی نیز در این مناطق روند افزایشی معنی داری را نشان نمی‌دهند. بنابراین کاهش روزهای بارشی و بارش این مناطق نمادی از تغییر اقلیم بارش این مناطق می‌باشد. گستره‌های کاهشی نیز در سهم داوم یک روزه در تأمین بارش نیمه‌ی غربی نیز مشاهده می‌گردد. برخلاف داوم یک روزه، سهم داوم دو و سه روزه در تأمین بارش ایران افزایشی است. در مناطقی که سهم داوم یک روزه کاهشی بود، سهم داوم دو و سه روزه فاقد روند می‌باشد. این به مفهوم کاهش مقدار بارش این مناطق می‌باشد. سهم داوم دو روزه در تأمین بارش ۱۷ درصد از گستره‌ی ایران افزایشی و ۳ درصد کاهشی است(شکل ۴). گستره‌های معنی دار از لحاظ افزایش سهم داوم دو روزه در تأمین بارش در راستای امتداد ناهمواری های زاگرس و باریکه‌ای مرزی شمال شرق قرار دارد. سهم داوم سه روزه نیز در ۹ درصد از گستره‌ی ایران افزایشی و در ۳ درصد کاهشی است(شکل ۵). مناطقی که با افزایش سهم داوم سه روزه در تأمین بارش مواجه‌اند، بیشتر در فلات داخلی ایران واقع شده‌اند. به نظر می‌آید، کاهش سهم داوم‌های یک روزه در تأمین بارش نیمه‌ی غربی ایران با افزایش سهم داوم‌های دو و سه روزه همراه است. این شرایط، برخلاف نیمه‌ی شرقی ایران، می‌تواند یک تغییر خواهایند تلقی گردد.



شکل(۴) روند سهم داوم ۱ روزه در تأمین  
بارش ایران



شکل(۳) روند سهم داوم ۲ روزه در تأمین  
بارش ایران



شکل(۵) روند سهم داوم ۳ روزه در تأمین  
بارش ایران

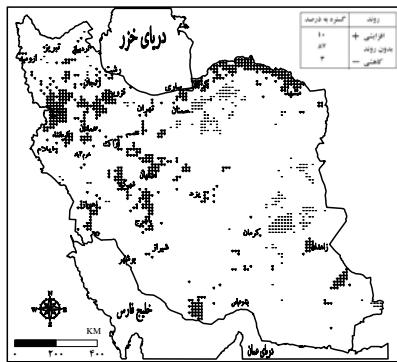
### روند سهم سالانه‌ی داوم های ۱، ۲ و ۳ در تأمین روزهای بارشی

داوم یک روزه، بیش از نیمی از روزهای بارشی ایران را تأمین می کند(جدول ۱). سهم آن در ۲۷ درصد از گستره‌ی ایران، در تأمین روزهای بارشی ایران کاهشی می باشد. این گستره‌ها، به صورت یکپارچه و معنی دار، عمدها در نواحی شرقی ایران قرار دارند. علاوه بر آن، سهم داوم یک روزه‌ی بارش در مناطقی واقع در غرب، شمال غرب و جنوب غرب نیز کاهشی است. در مقابل، تنها در ۳ درصد از گستره‌ی ایران، سهم آن افزایشی است(شکل ۶). با توجه به اینکه، داوم یک روزه‌ی بارش، بیشینه‌ی روزهای بارشی ایران و بویژه نیمه‌ی شرقی آن(مرکز، جنوب شرق و شرق) را تأمین می نماید(نظری پور و همکاران، ۱۳۹۰، ۵۷) می توان بیان کرد از فراوانی

روزهای بارشی در کرانه‌های شرقی مرکز ایران کاسته شده است. با توجه به اینکه، این مناطق از فراوانی روزهای بارشی و بارش اندک و دوام های کوتاه مدت برخوردارند؛ کاهش سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی این مناطق به عنوان یک تغییر در اقلیم روزهای بارشی ایران محسوب می گردد. به طور کلی، با توجه به اینکه بیشینه روزهای بارشی ایران به سبب دامنهای یک روزه تأمین می گردد، می توان گفت فراوانی روزهای بارشی ایران در حال کاهش بوده که وزن و شیب این کاهش در نواحی کم بارش نیمه شرقی ایران محسوس تر است. داوم دو روزه، تأمین ۲۵ درصد از کل روزهای بارشی ایران را بر عهده دارد. سهم سالانه‌ی این داوم بارش، در تأمین روزهای بارشی ایران در ۱۰ درصد گستره‌ی ایران افزایشی و در ۳ درصد کاهشی است(شکل ۷). بنابراین، برخلاف دوام یک روزه، سهم داوم دو روزه افزایشی است. گستره‌های افزایشی به صورت باریکه‌ای پیوسته در نوار مرزی شمال شرق ایران از مازندران تا مشهد مشاهده می گردد. در این باریکه، سهم داوم یک روزه فاقد روند بود که از دلایل آن، سهم اندک دوام یک در تأمین روزهای بارشی این مناطق در برابر مناطق مرکزی می باشد. در مناطقی در نیمه‌ی غربی ایران نیز سهم داوم دو روزه در تأمین روزهای بارشی افزایشی است. این مناطق عمدتاً در نزدیکی شهرهای سنتندج، کرمانشاه، قزوین، اصفهان و شهرکرد قرار دارند. در این مناطق نیز سهم داوم یک روزه، عمدتاً فاقد روند بوده است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که در نیمه‌ی شرقی ایران، سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی کاهش یافته است در صورتی که سهم داوم دو روزه افزایشی نبوده است. بنابراین کاهش روزهای بارشی این مناطق آشکار می گردد. اما در نیمه غربی ایران، شواهدی بر افزایش سهم داوم روزه در تأمین روزهای بارشی وجود دارد که می تواند به معنای تغییر دوام روزهای بارشی تلقی گردد.

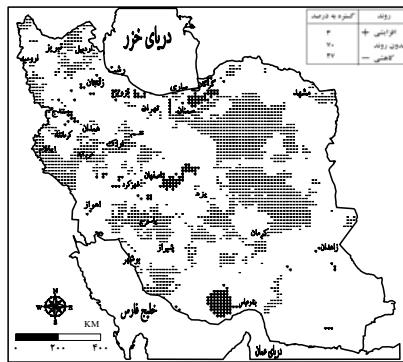
با احتساب سهم داوم سه روزه در تأمین روزهای بارشی، ۹۰ درصد از کل روزهای بارشی ایران توجیه می گردد. سهم داوم سه روزه نیز همانند داوم دو روزه در تأمین روزهای بارشی ایران، افزایشی است(شکل ۸). موقعیت جغرافیایی گستره‌های افزایشی بیانگر عدم اطمینان به افزایشی بودن آن است. بنابراین، روند افزایشی در ان مناطق را می توان به احتساب ۵ درصد خطایآزمون گذاشت. درصد گستره‌ی بدون روند نیز در داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه به ترتیب افزایشی است. با استناد به این که آرایش مکانی گستره های دارای روند یا نبودن روند، به طور شهودی می تواند بر این نکته دلالت کند که آیا روند بدست آمده قابل اعتماد است یا نه؟ می توان معنی داری روند کاهشی در سهم سالانه‌ی داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی ایران را با اطمینان بیشتری پذیرفت تا روند افزایشی در سهم داوم های دو و سه روزه در تأمین روزهای بارشی ایران. زیرا سهم داوم یک روزه در بیش از یک چهارم گستره‌ی ایران کاهشی بوده و

آرایش مکانی گستره‌های روند دار، یکپارچه‌تر می‌باشد. بنابراین بر مبنای اصل نزدیکی آرایش مکانی نقاط، نمی‌توان روند کاهشی این گستره‌های یکپارچه را با خطای آزمون تأیید نکرد.



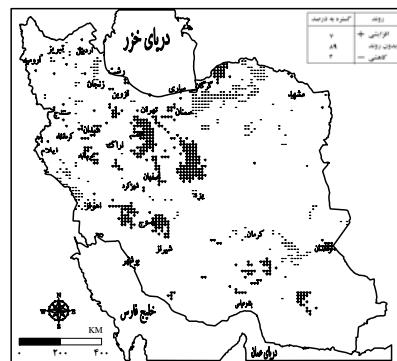
شکل(۷) روند سهم داوم ۱ روزه در تأمین

روزهای بارشی ایران



شکل(۶) روند سهم داوم ۲ روزه در تأمین

روزهای بارشی ایران



شکل(۸) روند سهم داوم ۳ روزه در تأمین

روزهای بارشی ایران

#### بررسی روند ماهانه‌ی سهم داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه در تأمین بارش ایران

سری سهم ماهانه‌ی داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه برای گستره‌ی ایران میانگین گیری شده و سری میانگین ایران برای هر داوم در هر ماه، متبای آزمون روند قرار داده شده است. پس از آشکارسازی وجود روند در هر ماه، روند همان ماه در گستره‌ی ایران بررسی شده است.

آزمون روند سری ماهانه‌ی سهم داوم یک روزه در تأمین بارش ایران در جدول(۲) آورده شده است. سهم داوم یک روزه در تأمین بارش ماه فروردین در سطح ۹۹ درصد اطمینان

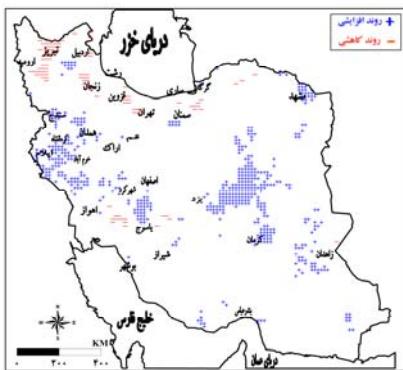
کاهشی بوده است. علاوه بر آن روند کاهشی ضعیفی نیز در ماه اردیبهشت مشاهده می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت، سهم داوم یک روزه در تأمین بارش آغاز فصل بهار کاهش یافته است. از آنجا که سهم سایر داوم ها در این ماه ها افزایشی نیست می‌توان نتیجه گرفت که بارش هنگام های آغازین فصل بهار کاهش یافته است. سهم داوم دو روزه در تأمین بارش گستره‌ی ایران در ماه های آذر، دی و بهمن افزایشی است(جدول<sup>۳</sup>). روند افزایشی سهم داوم دو روزه در تأمین بارش ماه های آذر و دی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید می‌باشد. سهم داوم سه روزه در تأمین بارش ماه های سال فاقد گرایش می‌باشد(جدول<sup>۴</sup>). بطور کلی می‌توان بیان کرد که از مقدار بارش روزهای آغازین دوره‌ی گرم و روزهای پایانی دوره‌ی سرد کاسته شده است و بر مقدار بارش روزهای اوچ دوره‌ی سرد افزوده شده است. بنابراین به نظر می‌آید، یک تمرکز زمانی در توزیع بارش ایجاد شده است.

از لحاظ مکانی، سهم داوم یک روزه در تأمین بارش گستره‌ی ایران در ماه فروردین، در راستای شمال غربی- جنوب شرقی و برخی مناطق در شرق ایران دارای آهنگ کاهشی است(شکل<sup>۹</sup>). به طور کلی سهم این داوم در تأمین بارش ماه فروردین در ۱۰ درصد گستره‌ی ایران کاهشی است. بر سهم دوام ۲ و ۳ روزه در تأمین بارش این ماه افزوده نشده است. بنابراین می‌توان کاهش سهم داوم یک روزه در تأمین بارش ماه فروردین و اردیبهشت(شکل<sup>۱۰</sup>) را با کاهش مقدار بارش هنگام های آغازین دوره‌ی گرم سال ایران مرتبط دانست. در آن سو، سهم داوم دو روزه در تأمین بارش بهمن ماه در آرایش ناهمواری های زاگرس(در حوالی شهرهای سندج، کرمانشاه، خرمآباد، اراک، شهرکرد، یاسوج و شیراز) افزایشی می‌باشد که ۸ درصد از گستره‌ی ایران را شامل می‌گردد(شکل<sup>۱۱</sup>). این وضعیت برای تأمین بارش دی ماه و آذر ماه نیز همسان است(شکل های ۱۲ و ۱۳). بنابراین، تمرکز زمانی بارش ایران به اوچ دوره‌ی سرد با افزایش سهم داوم ۲ روزه در تأمین آن مواجه است.

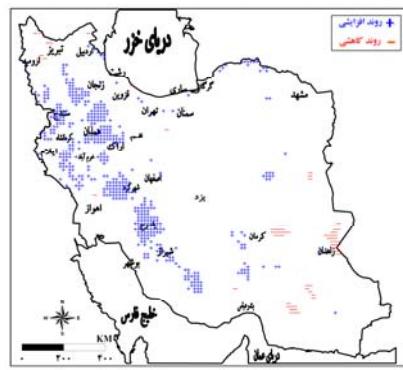
جدول (۲) روند ماهانه‌ی سهم داوم یک روزه در تأمین بارش ایران

Time series	First year	Last Year	n	TestZ	Signific	Q	Qmin99	Qmax99	Qmin95	Qmax95	B	Bmin99	Bmax99	Bmin95	Bmax95
فروردین	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۶	**	-۰/۰۹	-۰/۰۸	-۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۸	۵/۷۲	۵/۴۴	۴/۸۸	۶/۱۵	۵/۰۱
اردیبهشت	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۱/۷۶	+	-۰/۰۸	-۰/۰۷۲	۰/۰۱۳	-۰/۰۵۹	۰/۰۰۳	۳/۹۰	۵/۲۵	۳/۰۸	۴/۱۸	۳/۲۶
خرداد	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۹۲		-۰/۰۸	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۹	-۰/۰۲۷	۰/۰۱۱	۱/۱۶	۱/۱۳	۲/۰۴	۱/۳۲	
تیر	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۲		-۰/۰۶	-۰/۰۱۴	-۰/۰۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۷	-۰/۰۸۵	۱/۱۲	-۰/۰۵	۱/۰۷	۰/۰۶
مرداد	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	۱/۰۷		-۰/۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۹	-۰/۰۹۱	۱/۱۶	۰/۰۵۸	۱/۱۲	۰/۰۶
شهریور	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۶		-۰/۰۰	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۹۴	۱/۱۷	۰/۰۶۲	۱/۱۸	-۰/۰۹
مهر	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۱۹		-۰/۰۳	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۴	-۰/۰۳	۱/۱۳	۰/۰۸۸	۱/۱۸	-۰/۰۸
آبان	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۵		-۰/۰۰	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۸	-۰/۰۲۵	-۰/۰۹۱	۳/۸۵	۱/۱۶	۳/۶۲	۲/۱۸
آذر	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۴		-۰/۰۰	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۵	-۰/۰۹۶	۴/۹۳	۳/۱۵	۴/۰۱	۳/۶۵
دی	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۴		-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۳	۰/۰۳	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵
بهمن	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۵		-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰	-۰/۰۰۵	-۰/۰۳۵	۶/۲۱۶	۷/۰۹۸	۴/۰۸۲	۶/۰۹۴	۴/۰۸۸
اسفند	۱۳۴۰	۱۳۸۲	۴۲	-۰/۰۶		-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۷۸	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۶	۵/۴۶۶	۶/۰۹۰	۴/۰۸۴۹۱	۶/۰۲۳۸	۵/۰۱

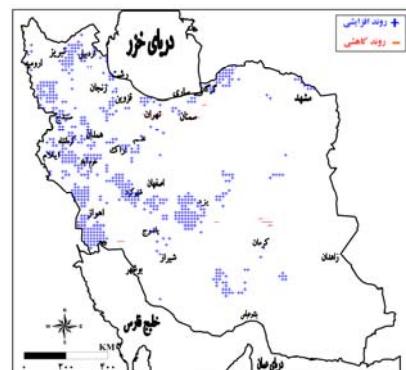




شکل(۱۲) روند سهم داوم ۲ روزه در تأمین  
بارش ماه بهمن ایران



شکل(۱۱) روند سهم داوم ۲ روزه در تأمین  
بارش ماه بهمن ایران



شکل(۱۳) روند سهم داوم ۲ روزه در تأمین  
بارش ماه آذر ایران

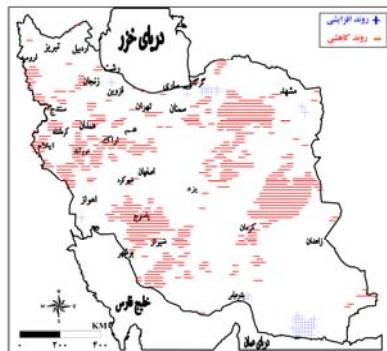
**بررسی روند ماهانه‌ی سهم داوم های ۱، ۲ و ۳ روزه در تأمین روزهای بارشی ایران**

سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی گستره‌ی ایران در ماه اریبهشت، فروردین و اسفند کاهشی بوده است(جدول۵). اطمینان قطعی در کاهش سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی ایران در ماه فروردین وجود دارد. بنابراین می‌توان گفت سهم داوم های یک روزه در تأمین روزهای بارشی گستره‌ی ایران در ماه پایانی دوره‌ی سرد و آغازین دوره‌ی گرم کاهش یافته است. از آنجا که در سایر ماه ها روند افزایشی مشاهده نمی‌گردد می‌توان گفت روزهای بارشی گستره‌ی ایران کاهش یافته است. زیرا، داوم یک روزه، بیش از نیمی از روزهای بارشی ایران را توجیه می‌کند. سهم داوم دو روزه در تأمین روزهای بارشی گستره‌ی

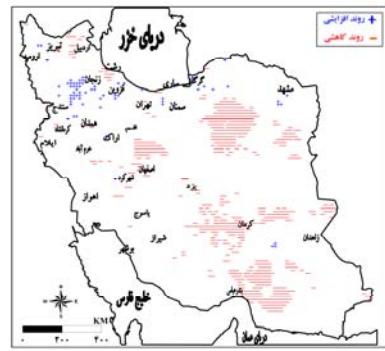


جدول(۷) روند ماهانه‌ی سهم دوام سه روزه در تأمین روزهای بارشی ایران

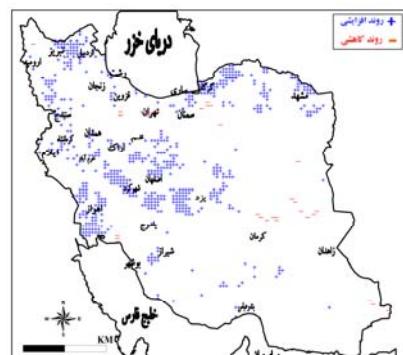
Time series	First year	Last Year	n	TestZ	Signific	Q	Qmin99	Qmax99	Qmin95	Qmax95	B	Bmin99	Bmax99	Bmin95	Bmax95
فرورودن	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۷۷	->0.05	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱	۱/۸۷	۱/۹	۱/۷۷	۱/۱۲	
اردبیلهشت	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۲	<0.0001	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۹	۱/۸۳	۱/۲۶	۰/۰۸	۱/۱۶	۰/۰۶۲
خرداد	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۲۷	->0.01	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	۰/۰۲۵	۰/۰۲۸	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۵
تیر	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	۱/۰۲	<0.001	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۶
مرداد	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۵۴	<0.0001	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	۰/۰۲۰	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۱
شهریور	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۴۴	<0.0001	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۹	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۱
مهر	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۱	<0.0001	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	۰/۰۱۹	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۰
آبان	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۵	<0.0001	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۲	۰/۰۱	۰/۰۱۷	-۰/۰۱	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۰
آذر	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	۱/۰۵۲	<0.009	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۴	-۰/۰۲۷
دی	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۲۱	<0.001	-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۶	۰/۰۱۷	۰/۰۲۰	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۹۲۹
بهمن	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۳۸	<0.004	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۸	-۰/۰۱۸	۰/۰۲۹۳	۰/۰۸۸۴۷۸	-۰/۰۱۹۷۲۷	-۰/۰۷۶۴۲	-۰/۰۲۹۵۸۶
اسفند	۱۳۴۰	۱۳۸۷	۴۲	-۰.۰۵۴	<0.005	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۹	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۲	۰/۰۲۷۲۷	۰/۰۷۲۳۷۷	-۰/۰۷۷۶۱۹	-۰/۰۶۸۴۸	-۰/۰۴۷۶۴



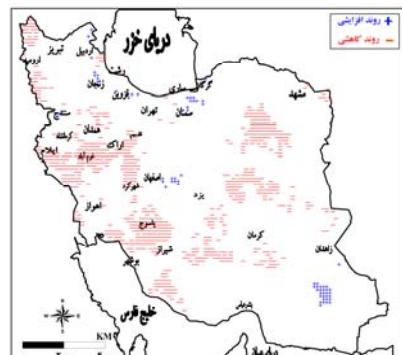
شکل(۱۵) روند سهم دوام ۱ روزه در تأمین روزهای بارشی ماه فروردین ایران



شکل(۱۴) روند سهم دوام ۱ روزه در تأمین روزهای بارشی ماه اردبیلهشت ایران



شکل(۱۷) روند سهم دوام ۲ روزه در تأمین روزهای بارشی ماه آذر ایران



شکل(۱۶) روند سهم دوام ۱ روزه در تأمین روزهای بارشی ماه اسفند ایران

### نتیجه گیری

روندهای سهم داوم های مهم روزانه‌ی بارش در تأمین روزهای بارشی و بارش ایران به کمک آزمون های پارامتری(رگرسیون خطی) و ناپارامتری(من-کنداش و سنس استیمیتور) جهت آشکارسازی تغییرات احتمالی در مقیاس سالانه ماهانه بررسی گردید. نتایج این بررسی شواهدی از تغییرات در اقلیم بارشی ایران را آشکار ساخت. سهم مهمترین دوام در تأمین روزهای بارشی گسترهای ایران(دوام یک روزه) در مقیاس سالانه کاهشی بود. گسترهای دارای روند کاهشی سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی، به صورت پکارچه تر و معنی دارتر در نیمه‌ی شرقی واقع‌اند. این دوام، بیشینه روزهای بارشی ایران و بیویژه نیمه‌ی شرقی آن را تأمین می نماید و کاهش سهم آن در تأمین روزهای بارشی این مناطق به مفهوم کاهش فراوانی روزهای بارشی این مناطق می باشد. می توان گفت فراوانی روزهای بارشی ایران در حال کاهش بوده که وزن و شبیب این کاهش در نواحی کم بارش نیمه شرقی ایران محسوس‌تر است. سهم داوم یک روزه، در تأمین بارش ایران نیز کاهشی می باشد. گسترهای با روند کاهشی سهم داوم یک روزه در تأمین بارش با گسترهایی که سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی آنها کاهشی می باشد؛ کاملاً همانگ است. بنابراین کاهش روزهای بارشی این مناطق با کاهش بارش آنها همراه است. زیرا سهم سایر داوم های تأمین کننده‌ی بارش و روزهای بارشی و بارش این مناطق نمادی از تغییر اقلیم بارش این مناطق می باشد. برخلاف دوام یک روزه، سهم داوم دو و سه روزه در تأمین روزهای بارشی ایران آهنگ افزایشی دارد. البته شایان ذکر است که مساحت گسترهای فاقد روند از دوام یک روزه به سوی دوام سه روزه افزایشی است. آهنگ افزایشی مساحت گسترهای بدون روند در دوام های مزبور به مفهوم کاهش اعتماد به روند موجود در دوام های ۳ و ۲ روزه نسبت به دوام یک روزه می باشد. بنابراین، می توان معنی داری روند کاهشی در سهم سالانه‌ی داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی ایران را با اطمینان بیشتری پذیرفت تا روند افزایشی در سهم داوم های سه و دو روزه در تأمین روزهای بارشی ایران. زیرا سهم دوام یک روزه در بیش از یک چهارم گسترهی ایران کاهشی بوده و آرایش مکانی گسترهای روند دار، یکپارچه‌تر می باشد. بنابراین بر مبنای اصل نزدیکی آرایش مکانی نقاط، نمی توان روند کاهشی این گسترهای یکپارچه را با خطای آزمون تأیید نکرد. گسترهایی که با روند افزایشی در سهم دوام دو روزه روبرو هستند، سهم دوام یک روزه در تأمین روزهای بارشی آنها فاقد روند بوده است. بنابراین کاهش سهم داوم یک روزه

در تأمین روزهای بارشی بویژه در نیمه‌ی شرقی با افزایش سهم داوم های دیگر جبران نشده است. اما در نیمه‌ی غربی ایران، شواهدی بر افزایش سهم داوم دو روزه در تأمین روزهای بارشی وجود دارد. سهم داوم دو و سه روزه در تأمین بارش ایران نیز افزایش است. مناطقی که با افزایش سهم دوام‌های دو و سه روزه در تأمین بارش مواجه‌اند، در راستای امتداد ناهمواری های زاگرس، باریکه‌ای مرزی شمال شرق و فلات داخلی ایران واقع شده‌اند. به نظر می‌آید، کاهش سهم داوم های یک روزه در تأمین بارش نیمه‌ی غربی ایران با افزایش سهم داوم های دو و سه روزه همراه است.

سهم داوم یک روزه در تأمین روزهای بارشی گستره‌ی ایران در ماه اردیبهشت، فروردین و اسفند کاهشی، سهم داوم دو روزه در در ماه آذر افزایشی و سهم داوم سه روزه‌فاقد روند است. بنابراین می‌توان گفت سهم داوم های یک روزه در تأمین روزهای بارشی گستره‌ی ایران در ماه های پایانی دوره‌ی سرد و آغازین دوره‌ی گرم کاهش یافته است. از آنجا که در سایر ماه‌ها روند افزایشی مشاهده نمی‌گردد می‌توان گفت روزهای بارشی گستره‌ی ایران کاهش یافته است. بنابراین، بنظر می‌آید روزهای بارشی ایران کاهش یافته و به دوره‌ی سرد سال متتمرکز شده است. از آن طرف، داوم های دو روزه سهم افزایشی در تأمین روزهای بارشی نیمه‌ی شمال غربی در ماه آذر داشته‌اند. سهم داوم یک روزه در تأمین بارش آغاز فصل بهار(فروردین و اردیبهشت) کاهش یافته است. از آنجا که سهم سایر داوم ها در این ماه ها افزایشی نیست می‌توان نتیجه گرفت که بارش هنگام های آغازین فصل بهار کاهش یافته است. سهم داوم دو روزه در تأمین بارش گستره‌ی ایران در ماه های آذر، دی و بهمن افزایشی و سهم داوم سه روزه در تأمین بارش ماه های سال فاقد گرایش می‌باشد. به طور کلی می‌توان بیان کرد که از مقدار بارش روزهای آغازین دوره‌ی گرم و روزهای پایانی دوره‌ی سرد کاسته شده است و بر مقدار بارش روزهای اوج دوره‌ی سرد افزوده شده است. بنابراین به نظر می‌آید، یک تمرکز زمانی در توزیع بارش ایجاد شده است. این تمرکز زمانی بارش ایران به اوج دوره‌ی سرد با افزایش سهم داوم ۲ روزه در تأمین آن همراه است.

### تقدیر و تشکر

مقاله، مستخرج از طرح پژوهشی با حمایت مالی مرکز بین المللی علوم و تکنولوژی پیشرفته و علوم محیطی بوده و بدین وسیله قدردانی می‌گردد.

### منابع و مأخذ

۱. حجام، سهراب، شمس الدین وندی، رضا و خوشخو، یونس (۱۳۸۷) تحلیل روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش های ناپارامتری، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، ۱۵۷-۱۶۸.
۲. رسولی، علی اکبر. ساری صراف، بهروز و محمدی، غلامحسن (۱۳۸۹) تحلیل روند وقوع پدیده اقلیمی گرد و غبار در غرب کشور در ۵۵ سال اخیر با استفاده از روش های آماری ناپا رامتری، فصل نامه جغرافیایی طبیعی، سال سوم، شماره ۲۸، ۱۵-۲۸.
۳. قائدی، سهراب، مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۶) بررسی روند رطوبت جو ایران در نیم سده‌ی گذشته، مجله پژوهش های علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره ۶، ۱۶۵-۱۷۳.
۴. محمدی، بختیار (۱۳۹۰) تحلیل روند بارش سالانه ایران، مجله جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، سال ۲۲، شماره ۵ پیاپی ۴۳، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۰، ۹۵-۱۰۶.
۵. محمدی، حسین. مقبل، معصومه و رنجبر، فیروز (۱۳۸۹) مطالعه تغییرات بارش و دمای ایران با استفاده از مدل MAGICC SCENGEN ، جغرافیا(فصلنامه انجمن جغرافیایی ایران) دوره‌ی جدید، سال هشتم، شماره ۲۵، ۱۴۲-۱۲۵.
۶. مدنی، حسن (۱۳۷۳) مبانی زمین آمار، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.
۷. مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۴) شناساسی رژیم های بارش ایران به روش تحلیل خوشه‌ای، مجله پژوهش های جغرافیایی، شماره ۳۷، پیاپی ۵۲، ۵۹-۴۷.
۸. مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۸) نواحی بارشی ایران، مجله جغرافیا و توسعه، شماره ۱۳، ۹۱-۷۹.
۹. مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۹۰) آب و هوای ایران، انتشارات شریعه توسعه، مشهد.
۱۰. مسعودیان، سید ابوالفضل، دارند، محمد و کاشکی، عبدالرضا (۱۳۸۹) بررسی روند روزهای بارشی ایران، چهارمین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم، ۹۷-۸۷.
۱۱. مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۳) بررسی روند بارش ایران در نیم سده گذشته، جغرافیا و توسعه ناحیه‌ای، شماره ۲، ۷۲-۶۳.
۱۲. نظری پور، حمید (۱۳۹۰) تحلیل همدید تداوم بارش ایران، پایان نامه‌ی دکتری اقلیم شناسی، استاد راهنمای خسروی، محمود و مسعودیان، سید ابوالفضل، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۱۳. نظری پور، حمید. خسروی، محمود و مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۹۰) الگوهای فضایی اهمیت تداوم بارش ایران، مطالعات جغرافیایی مناطق خشک، سال اول، شماره‌ی ۳۳، ۵۷-۳۷.

Akinremi, O.O., McGinn, S.M., and Cutforth, H, W (1998) *Precipitation trend on the Canadian prairies*, *Journal of climate*, **12**: 2996-3003.

Alijani, B., Brien, J. O, and Yarnal, B (2008) *spatial analysis of precipitation intensity and concentration in Iran*, *Theoretical and Applied Climatology* **94**: 107-124.

Carlo, G., Xavier, G., (2010) *Spatial Statistics and Modeling*, Springer New York Dordrecht Heidelberg London. DOI 10.1007/978-0-387-92257-7.

Cıgızoglu HK, Bayazıt M, Oğuz B (2005) *Trends on the maximum, mean and low flows of Turkish rivers*. *Journal of Hydrometeorology* **6**:280–295.

Douglas EM, Vogel RM, Kroll CN. (2000) *Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation*. *Journal of Hydrology* **240**: 90–105.

Hirsch RM, Slack JR. (1984) *A non-parametric trend test for seasonal data with serial dependence*. *Water Resources Research* **20**: 727–732.

Masoodian, S.A., (2003) *On Precipitation Mapping in Iran*, EGS-AGU-EUG joint Assembly,Nice,France, 6-11 April 2003. Available on [www.ui.ac.ir/red/RCGSSS](http://www.ui.ac.ir/red/RCGSSS).

Paredes D., Trigo, R M., Garcíia-Herrera, R., and Franco-Trigo, I (2006) *Understanding rainfall changes in Iberia in early spring: weather typing and storm-tracking approaches*, *J. Hydrometer.*, **7**, 101–113, 2006.

Partal, T.and Kahya, E (2006) *Trend analysis in Turkish precipitation data*, *Hydrol.Process* **20**, 20011-2026.

Sen, z., (2009) *Spatial Modeling Principles in Earth Sciences*, Springer Dordrecht Heidelberg London New York, DOI 10.1007/978-1-4020-9672-3.

Turgay Partal and Ercan Kahya (2006) *Trend analysis in Turkish precipitation data*, *Hydrol. Process.* 20, 2011–2026.

Yu YS, Zou S, Whittemore D (1993) *Nonparametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas*. *Journal of Hydrology* 150: 61–80.

Zhai P-M.,Zhang X., Wan H., Pan X (2005) *Trends in Total Precipitation and Frequency of Daily Precipitation Extremes over China*. *Journal of Climate* 18: 1096-1108.

Zhang X, Harvey KD, Hogg WD, Yuzyk TR (2001) *Trends in Canada streamflow*. *Water Resources Research* 37: 987–998.

