

Analysis of Changes in the Frequency Distribution of Four Decades of Iranian Daily Precipitation

Esmail Nasrabadi

PhD of Climatology, Shahid Beheshti Teacher Training College, Mashhad, Iran

Abstract

The aim of this research is to investigate temporal-spatial variations in the frequency distribution of daily precipitation in Iran. For this purpose, data from daily precipitation were interpolated using 1427 synchronization, climatic and rain-gauging stations in Iran through Kriging method for the time interval of 1961/03/21 –2004/03/19 and were divided into two periods. Programming in MATLAB software environment with normal family distribution functions (standard normal and log-normal) and gamma (two-parameter and exponential) on a single 7187 pixels were fitted separately in each period to determine the fittest frequency distribution. The results show that, with 95% confidence level, gamma and exponential distributions were statistically able to obtain the conditions required for test. Extensive spatial and temporal changes in precipitation distribution are not confirmed as one of the components of climate change tracking. Calculating the fittest distribution parameters using linear momentum, this parameter indicates the slight changes in spatial distribution pattern; for example, the standard deviation parameter shows that in 63% of the country's area, including central and south of Iran and the confidence in rainfall in the second period has decreased compared to the first one. This increase in uncertainty is a hazard to the vulnerability of sensitive and fragile ecosystems in these areas.

Key words: Kolmogorov-Smirnov Test, L-Moment, Frequency Distribution Parameters, Daily Precipitation, Iran.

واکاوی تغییرات توزیع فراوانی چهار دهه بارش روزانه ایران

اسماعیل نصرآبادی: دکتری اقلیم‌شناسی، پردیس شهید بهشتی دانشگاه فرهنگیان، مشهد، ایران

وصول: ۱۳۹۴/۰۹/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۰۸، صص ۱۴۷-۱۵۸

چکیده

هدف پژوهش حاضر، واکاوی تغییرات زمانی - مکانی توزیع فراوانی بارش روزانه روزهای بارشی ایران است. به این منظور، از داده‌های بارش روزانه میان‌یابی شده به روش کریجینگ ۱۴۳۷ ایستگاه هم‌دید، اقلیمی و باران‌سنجی ایران طی دوره آماری ۱۳۴۰/۰۱/۰۱ تا ۱۳۸۲/۱۲/۲۹ پایگاه داده اسفزاری استفاده شد. برای بررسی تغییرات توزیع فراوانی بارش کل، داده‌ها به دو دوره تقسیم شدند. با برنامه‌نویسی در محیط نرم‌افزار متلب، توابع توزیع خانواده نرمال (نرمال استاندارد و لوگ نرمال) و گاما (گامای دوفراسنجی و نمایی) بر تک‌تک ۷۱۸۷ یاخته در هر دوره جداگانه برازش داده شدند و شاخص‌های برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی محاسبه و پراکنش مکانی و تغییرات آنها در هر دوره بررسی شد. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد فقط دو توزیع خانواده گاما با سطح اعتماد ۹۵ درصد شرایط لازم آزمون کلموگراف - اسمیرنف در هر دو دوره را احراز کرده‌اند. تغییرات گسترده زمانی و مکانی در توزیع بارش به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های ردیابی تغییر اقلیم تأیید نمی‌شود. محاسبه شاخص‌های برازنده‌ترین توزیع با روش گشتاور خطی، تغییرات جزئی در الگوی پراکنندگی فضایی این شاخص‌ها را نشان می‌دهد؛ برای نمونه، شاخص انحراف معیار نشان می‌دهد در ۶۳ درصد مساحت کشور از جمله ایران مرکزی و جنوب ایران، اعتماد به بارش در دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته است و افزایش یافتن نبود اطمینان به بارش، زنگ خطری برای آسیب‌پذیری اکوسیستم‌های حساس این مناطق است.

واژه‌های کلیدی: آزمون کلموگراف - اسمیرنف، گشتاور خطی، شاخص‌های توزیع فراوانی، بارش روزانه، ایران

مقدمه

اندیشیدن به این موضوع که چگونه حجم زیاد داده‌های واقعی برای نمونه داده‌های بارش روزانه را در قالب خلاصه‌شده‌ای قرار داد، یکی از انگیزه‌های استفاده از توابع توزیع نظری است؛ زیرا این توابع، قابلیت خلاصه‌کردن داده‌ها و برآوردهای مناسب از آنها را دارند و با تعیین برازنده‌ترین توزیع نظری برازش‌یافته بر داده‌ها به بسیاری از ویژگی‌های داده‌های تجربی پی برده می‌شود. علاوه بر این، توابع توزیع نظری برای بررسی تغییر توزیع عناصر اقلیمی به‌عنوان مؤلفه مهم واکاوی تغییر اقلیم طی زمان استفاده می‌شوند. به‌تازگی دانشمندان توجه خود را به ردیابی دگرگونی توزیع فراوانی مشاهده‌ها در بررسی تغییر اقلیم معطوف کرده‌اند و معتقدند گاهی جابه‌جایی ساده‌ای در میانگین عناصر اقلیم، آثار معنادار و درخور توجهی بر توزیع فراوانی، شدت و تداوم آن به شکل توأم یا منفرد بر جای می‌نهد (عساکره، ۱۳۹۱: ۵۱). به عبارتی، در مطالعه‌های پیشین تغییر اقلیم فرض می‌شد فقط میانگین عناصر در معرض تغییر قرار دارد، ولی در واقعیت ممکن است با وجود تغییر نکردن مقدار میانگین، شاخص‌های^۱ دیگر توزیع فراوانی مانند شاخص مقیاس، شکل و ... تغییر کنند. تغییر اقلیم مستلزم تغییرات هر دو شاخص شکل و مقیاس است (Katz, 1993: 167).

پژوهشگران بسیاری درباره شناسایی توابع توزیع فراوانی مناسب بارش، روش‌های برازش و محاسبه شاخص‌های این توابع مطالعه کرده‌اند؛ از جمله این مطالعه‌ها عبارتند از: برازش هفت تابع بر بیشینه بارش

روزانه چهار ایستگاه ناحیه توکات ترکیه و برآورد شاخص‌ها با شیوه گشتاور خطی (Yurekli et al., 2005: 38)، استفاده از آزمون مربع متوسط باقیمانده‌ها و مربع خی دو برای برازش بر بارش سالانه ۶۵ ایستگاه طی دوره ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۱ و محاسبه شاخص‌های توزیع مناسب به کمک روش‌های گشتاور و بیشینه درست‌نمایی^۲ (Mahdavi et al., 2010: 161).

برخی پژوهشگران، تغییر توزیع فراوانی بارش طی زمان را مطالعه کرده‌اند؛ برای نمونه Ben-Gai (۱۹۹۸) با تقسیم داده‌های بارش روزانه ۶۰ ایستگاه فلسطین اشغالی طی فصل بارش (اکتبر تا می) دوره ۱۹۳۱ تا ۱۹۹۰ به دو دوره، با روش کلموگروف - اسمیرنف^۳ توزیع فراوانی گاما را برازنده‌ترین تابع توزیع دانسته و تغییرات شاخص‌های آن را بررسی کرده است (Ben-Asakereh, Gai et al., 1998: 180). با آزمون نیکویی برازش کلموگروف - اسمیرنف بر داده‌های بارش ماهانه ۲۳۲ ایستگاه هم‌دید و اقلیمی ایران طی دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۳، توزیع گاما را برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی برای بیان ویژگی‌های بارش ماهانه معرفی کرده است (Asakereh, 2008: 84). عساکره (۱۳۹۱) با بررسی تغییر توزیع فراوانی بارش‌های فرین شهر زنجان نشان داد شاخص شکل توزیع فراوانی بارش‌های حاصل از صدک پنجم در نیمه اول و دوم با هم متفاوت بوده و توزیع چوله به چپ در نیمه اول به توزیع چوله به راست در نیمه دوم تغییر کرده و این تغییر با کاهش میانگین و چولگی این توزیع همراه بوده است (عساکره، ۱۳۹۱: ۵۱). Aksoy (۲۰۰۰)، با بررسی مطالعه‌های پیشین و بیلکس (۱۹۸۹)

² Maximum likelihood

³ Kolmogorov-Smirnov

¹ Parameters

آیا توزیع فراوانی بارش روزانه ایران زمین طی چهار دهه داده‌های این مطالعه تغییر کرده است؟
 آیا شاخص‌های شکل، مقیاس، میانگین و انحراف معیار برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی در داده‌های دوره اول نسبت به دوره دوم تغییر کرده‌اند و پراکنش مکانی تغییرات چگونه بوده است؟

داده‌ها و روش کار

داده‌های بارش روزانه ۱۴۳۷ ایستگاه هم‌دید، اقلیمی و باران‌سنجی ایران (شکل ۱) طی دوره آماری ۱۳۴۰/۰۱/۰۱ تا ۱۳۸۲/۱۲/۲۹ میان‌یابی شده به روش کریگینگ در ۷۱۸۷ یاخته به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر از پایگاه داده اسفزاری^۱ استخراج و به دو دوره تقسیم شدند: داده‌های دوره اول از ۱۳۴۰/۰۱/۰۱ تا ۱۳۶۱/۱۲/۲۹ در آرایه‌ای به ابعاد ۷۱۸۷×۸۰۳۵ و داده‌های دوره دوم از ۱۳۶۲/۰۱/۰۱ تا ۱۳۸۲/۱۲/۲۹ در آرایه‌ای به ابعاد ۷۱۸۷×۷۶۷۰ (ردیف‌ها: تعداد روزهای دوره و ستون‌ها: تعداد یاخته‌ها) قرار داده شدند. برای تشخیص شکل توزیع فراوانی بارش روزانه ایران، توابع توزیع خانواده نرمال (نرمال استاندارد و لوگ نرمال) و گاما (گامای دوفراسنجی و نمایی) که پژوهشگران برای برازش بر داده‌های بارش روزانه مناسب معرفی کرده‌اند (عساکره، ۱۳۹۰: ۳۶۳؛ علیزاده، ۱۳۹۰: ۵۷۸؛ اکسوی، ۲۰۰۰: ۴۲۱) بر تک‌تک داده‌های ۷۱۸۷ یاخته که بارش دریافت کرده بودند، با

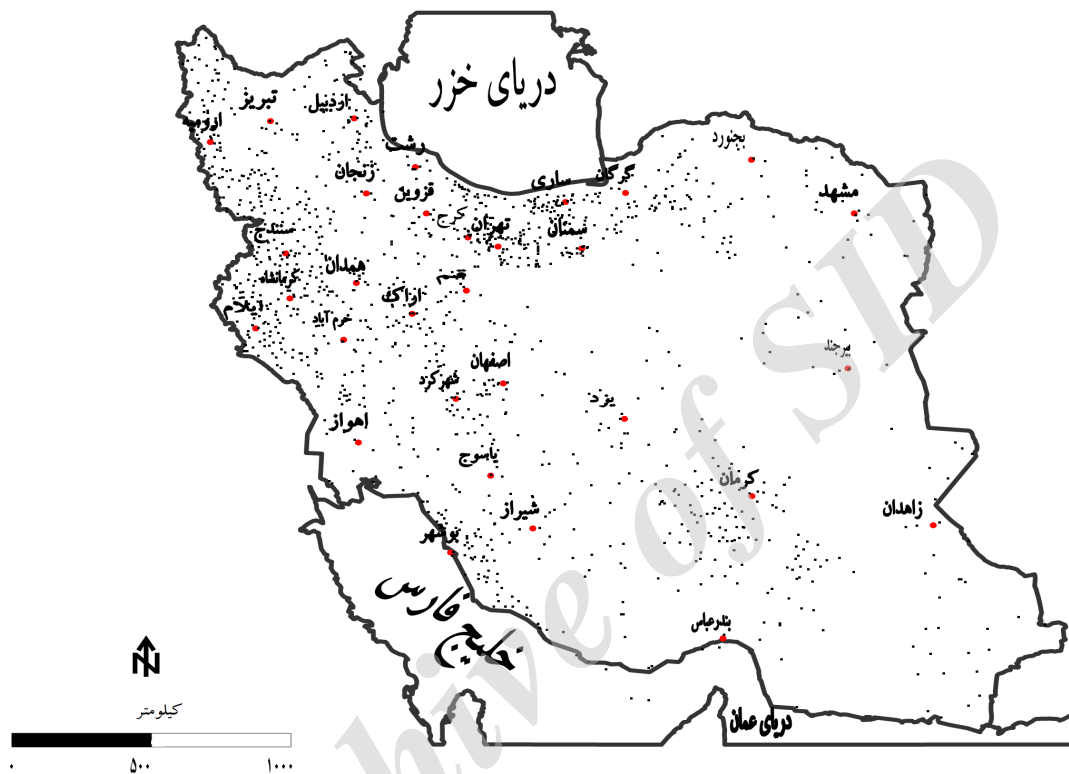
و کاتز (۱۹۷۷) و نتایج مطالعه‌های نظری خویش، توزیع گامای دوفراسنجی را برای داده‌های بارش روزانه مناسب دانسته است (Aksoy, 2000: 427). Hanson و Vogel (2009) با استفاده از داده‌های بارش روزانه ۲۳۷ ایستگاه در ۴۹ ایالت ایالات متحده آمریکا، استفاده از توزیع پیرسون تیپ سه برای سری‌های بارش دستکاری نشده و توزیع کاپای چهارشاخصی برای سری‌های بارش روزهای مرطوب به‌جای استفاده از توزیع گامای دوفراسنجی برای بارش را پیشنهاد کرده است (Hanson and Vogel, 2009: 4). Ariff و Shabri (2009) توزیع لجستیک (توابع منطقی) تعمیم یافته، توزیع مقادیر فرین تعمیم یافته و توزیع نرمال به‌ویژه لوگ نرمال سه‌شاخصی را برای بیان ویژگی‌های داده‌های بارش روزانه ۵۵ ایستگاه کشور مالزی طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ مناسب دانسته‌اند؛ آنها شاخص‌های توزیع را به روش گشتاور خطی و گشتاورهای خطی استاندارد شده برآورد کرده‌اند (Shabri, and Ariff, 2009: 152). Aksoy و Dahamsheh سه توزیع لوگ پیرسون تیپ سه، توزیع گاما و لوگ نرمال سه‌شاخصی را برای داده‌های بارش سالانه ۱۳ ایستگاه اردن طی دوره ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۲ مناسب دانسته‌اند (Dahamsheh and Aksoy, 2006: 210). نصرآبادی و همکاران (۱۳۹۳) با برازش توابع توزیع روی بارش روزانه ایران نشان داده‌اند توابع نظری توزیع گامای دوفراسنجی و نمایی شرایط آماری لازم آزمون نیکویی برازش را به‌عنوان برازنده‌ترین توزیع بر بارش روزانه ایران احراز می‌کنند (نصرآبادی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۳۷).

پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش‌هاست:

۱ سید ابوالفضل مسعودیان استاد اقلیم‌شناسی دانشگاه اصفهان، پایگاه داده ملی اسفزاری را فراهم کرده است. این پایگاه داده به افتخار ریاضیدان، اخترشناس و اقلیم‌شناس برجسته ایرانی، حکیم ابوحاتم اسفزاری (حدود ۵۰۶-۴۳۷ ق) و نگارنده کتاب آثار علوی درباره هواشناسی، اسفزاری نامیده شده است.

شاخص‌های برازنده‌ترین توزیع با روش گشتاور خطی محاسبه و پراکنش مکانی شاخص‌ها با نرم‌افزار سرفر رسم و تغییرات هر دوره نسبت به دوره پیش مقایسه شد.

برنامه‌نویسی در محیط نرم‌افزار متلب در هریک از دوره‌ها به شکل جداگانه برازش داده شد و فقط دو توزیع خانواده گاما، شرایط لازم آزمون آماری کلموگراف - اسمیرنف را احراز کردند. بنابراین



شکل ۱. موقعیت ایستگاه‌های هم‌دید، اقلیمی و باران‌سنجی استفاده‌شده در پژوهش حاضر

تابع چگالی احتمال توزیع گاما بسته به شاخص شکل، تنوع وسیعی در شکل توزیع دارد و برای مقدار $\alpha=1$ توزیع گاما به توزیع نمایی تبدیل می‌شود (Wakazuki, 2011: 31). گام اول در آزمون نیکویی برازش به کمک آزمون کلموگراف - اسمیرنف، استفاده از فرض صفر (اختلاف معناداری بین توزیع تئوری و توزیع داده‌های تجربی وجود ندارد) است. گام بعدی، انتخاب سطح اعتماد (α) برای آزمون است؛ برای نمونه، سطح اعتماد ۵ درصد ($\alpha=0/05$) در پژوهش

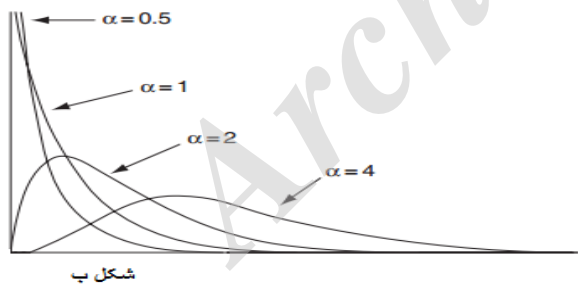
توابع توزیع خانواده گاما و برآورد شاخص‌های آن بارش و سرعت باد دو متغیر اقلیمی با ارزش‌های بیشتر از صفر و دارای چولگی به راست هستند که عموماً از توزیع‌های خانواده گاما پیروی می‌کنند؛ تابع توزیع خانواده گاما دارای کمیتی به نام تابع گاما $\Gamma(\alpha)$ است (Wilks, 2006: 96). تابع چگالی احتمال توزیع گاما به شکل رابطه ۱ تعریف می‌شود.

$$F(x) = \frac{(x/\beta)^{\alpha-1} \exp(-x/\beta)}{\beta \Gamma(\alpha)}, x, \alpha, \beta > 0 \quad (1)$$

۱۳۹۰: ۳۴۶). گشتاورهای موزون، احتمال را به شکل رابطه ۳ تعریف می‌کنند.

$$\beta_r = E[x\{F(x)\}^r] \quad (3)$$

در این رابطه، $F = F(x)$ تابع توزیع تجمعی برای x است $x(F)$ معکوس تابع توزیع تجمعی x در احتمال F ارزیابی می‌شود و $r = 0, 1, 2, \dots$ عدد صحیح غیر منفی است. شاخص مقیاس تابع توزیع گاما (برخلاف شاخص شکل) دارای بعد بر حسب متغیر بررسی شده است؛ برای نمونه در پژوهش حاضر، شاخص مقیاس دارای بعد میلی‌متر است و با زیاد شدن مقدار شاخص مقیاس، توزیع به سمت راست و با کم شدن این شاخص، توزیع به سمت چپ کشیده می‌شود. شکل ۲ (الف) منحنی تابع چگالی توزیع گاما برای مقادیر متفاوت شاخص شکل و مقیاس و شکل ۲ (ب) تأثیر مقدار شاخص شکل در توزیع گاما را به تنهایی نشان می‌دهد.



شکل ۲. (الف) توابع چگالی توزیع گاما برای مقادیر مختلف شاخص شکل و مقیاس (رحیم‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۵۹) و (ب) توابع چگالی توزیع گاما با مقادیر متفاوت شاخص شکل (Wilks, 2006: 97)

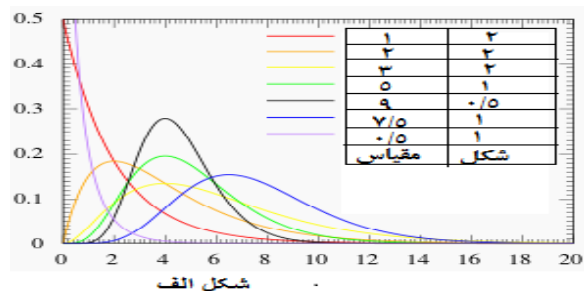
توزیع بارش روزانه ایران فاصله زیادی از توزیع نرمال دارد و این به مفهوم نبود توزیع متقارن و نرمال زمانی بارش روزانه ایران است.

¹ L-Moment

حاضر به این معناست که قضاوت‌های آزمون در ۵ درصد موارد اشتباه و در ۹۵ درصد موارد صحیح است (علیزاده، ۱۳۹۰: ۷۴۱). آماره این آزمون یعنی D_n از رابطه ۲ محاسبه می‌شود (Juras, 1994: 71).

$$D_n = \max_x |F_n(x) - F(x)| \quad (2)$$

(۲) و $F_n(x)$ احتمال تجمعی تجربی است که مانند $F_n(x_{(i)}) = i/n$ برای کمترین مقدار i امین داده برآورد می‌شود و $F(x)$ تابع توزیع تجمعی نظری است که در x ارزیابی می‌شود. بنابراین آماره D_n این آزمون، بیشینه قدر مطلق تفاضل تابع توزیع تجربی و نظری را آشکار می‌کند (Buda et al., 2008: 29). البته مقدار سطح اعتماد (α) بر رد فرض صفر اثر دارد (Wilks, 2006: 148). یکی از روش‌های رایج برآورد شاخص‌های یک توزیع، روش گشتاور موسوم به گشتاور خطی^۱ است که در آن، وزن کمتری به مقادیر بسیار کم و بسیار زیاد داده می‌شود (عساکره،

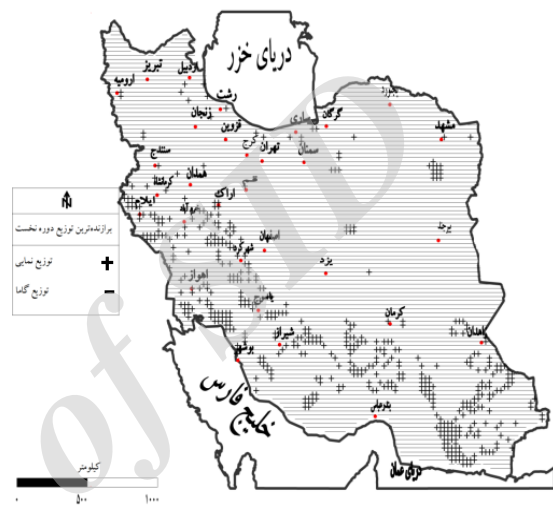
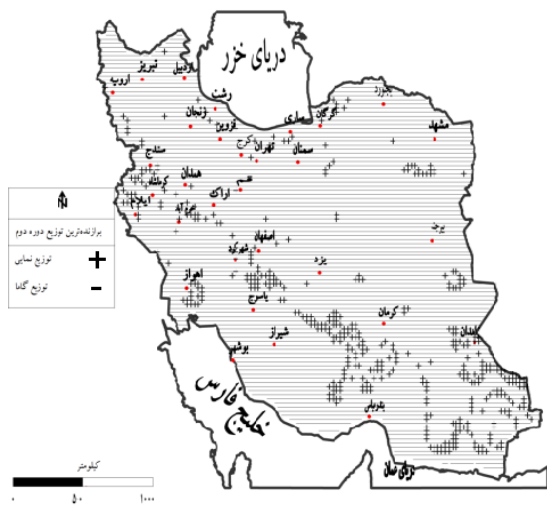


یافته‌های پژوهش

مقدار زیاد مجموع آماره آزمون کلموگروف - اسمیرنف جدول (۱) برای توابع توزیع فراوانی خانواده نرمال نشان می‌دهد شکل تجربی (واقعی)

جدول ۱. مقایسه آماره‌های آزمون کلموگروف - اسمیرنف توزیع‌ها در دوره‌های اول و دوم*

توزیع	آماره	نرمال استاندارد	نرمال استاندارد*	لوگ نرمال	لوگ نرمال *	گاما	گاما*	نمایی	نمایی *
مجموع	۴۵۶۷	۴۵۶۰	۴۱۶۸	۴۱۶۶	۷۰۴	۷۲۷	۹۲۸	۹۳۲	
کمینه	۰/۵۶	۰/۵۷	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵	
بیشینه	۰/۷۴	۰/۷۶	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۲۵	۰/۲۴	
میانگین	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۰۹	۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۲	



شکل ۳. برازنده‌ترین توزیع فراوانی (مدل) هر یاخته در دوره اول

از نظر آماری، شکل واقعی توزیع بارش روزانه ایران با اطمینان ۹۵ درصد به شکل تابع توزیع گاما و نمایی شباهت دارد و این دو تابع توزیع فراوانی، ویژگی‌های بارش روزانه در ایران را بیان می‌کنند. در شکل‌های (۳) و (۴)، پراکنش مکانی برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی هر یاخته و در جدول ۲، مساحت و تعداد یاخته‌های آن توزیع در هر دوره محاسبه شده است.

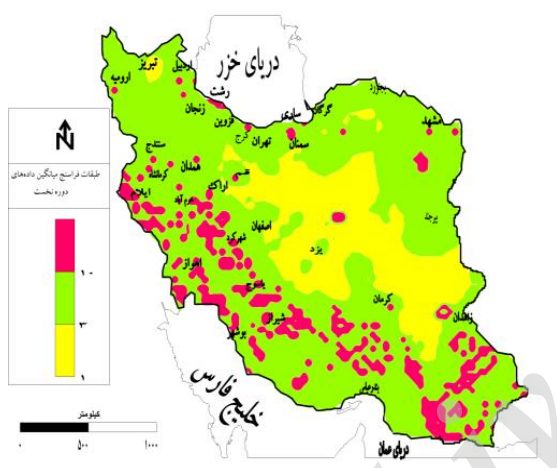
جدول ۲. مساحت و تعداد یاخته‌های برازنده‌ترین توزیع در دوره‌های اول و دوم*

ویژگی	توزیع	توزیع گاما	توزیع نمایی	توزیع گاما *	توزیع نمایی *
تعداد یاخته	۶۶۴۱	۵۴۶	۶۷۲۸	۴۵۹	
مساحت (به درصد)	۹۲/۴	۷/۶	۹۳/۶	۶/۴	
مساحت (به کیلومتر مربع)	۱۴۹۴۱۷۷	۱۲۲۸۵۰	۱۵۱۳۵۸۲	۱۰۳۴۹۳	

دوره دوم نسبت به دوره اول دیده می‌شود ولی این تغییرات از الگوی خاص و مشخصی پیروی نمی‌کنند. بر اساس جدول (۲)، در نیمه دوم دوره مطالعه نسبت به

اگرچه الگوی کلی برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی طی زمان تغییر نکرده است، تغییرات جزئی در برازنده‌ترین توزیع فراوانی در برخی نقاط کشور طی

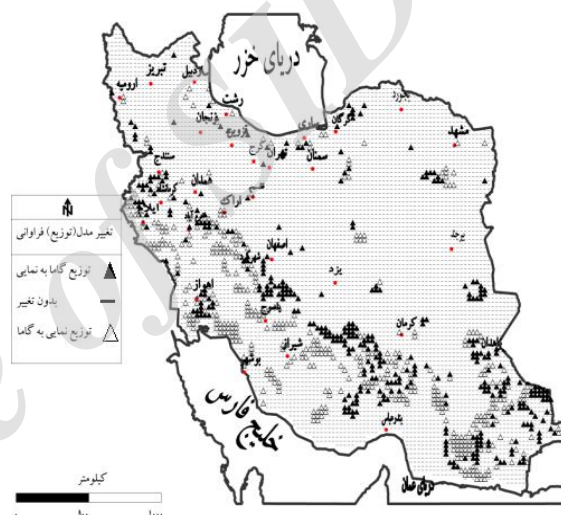
مناطق هستیم. برعکس در مناطقی از نقشه که با مثلث توخالی مشخص شده‌اند، تابع نمایی که برازنده‌ترین توزیع در دوره اول بوده، نقش خود را در دوره دوم به تابع گامای دوفراسنجی سپرده و چولگی بارش در این مناطق کاهش یافته و بارش نسبت به قبل متقارن‌تر شده است. در دیگر مناطق، برازنده‌ترین توزیع طی دو دوره تغییری نکرده و به عبارتی، تغییری در توزیع بارش این مناطق طی دوره مطالعه شده رخ نداده است.



شکل ۶. آرایش مکانی شاخص میانگین برازنده‌ترین توزیع هر یاخته طی دوره اول

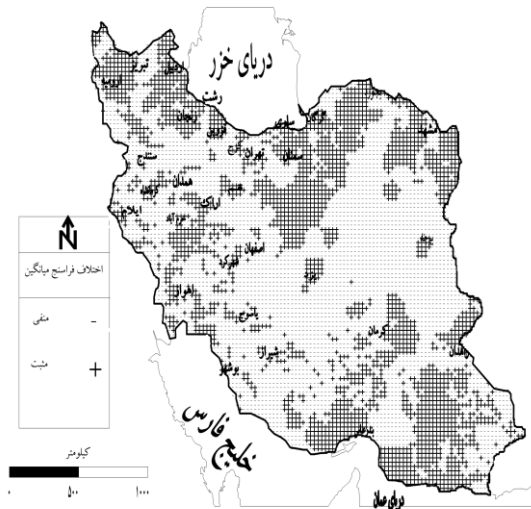
این طبقه از شاخص میانگین بارش کاسته شده است. برای کل کشور، در دوره دوم نسبت به دوره اول از مساحت طبقه شاخص میانگین ۱ تا ۳ میلی‌متر کاسته و بر مساحت مناطق با شاخص بین ۳ تا ۱۰ میلی‌متر افزوده شده و به‌طورکلی در نیمه دوم بر پهنه‌های با بارش بیشتر ایران افزوده شده است. نتایج شکل ۸ و جدول (۳) با مطالعه‌های مسعودیان هم‌خوانی دارد که ۰/۵ میلی‌متر افزایش بارش در هر سال طی نیم سده اخیر را تأیید کرده است (مسعودیان و کویانی، ۱۳۸۷: ۹۸).

نیمه اول، ۱/۲ درصد بر گستره مناطقی افزوده شده است که بارش آنها از توزیع گاما پیروی می‌کند. تغییرات مکانی در برازنده‌ترین توزیع دوره اول نسبت به دوره دوم که در شکل (۵) رسم شده است، به این شکل تفسیر می‌شود: در مناطقی از نقشه که با مثلث توپر مشخص شده‌اند، تابع گاما که برازنده‌ترین توزیع در دوره اول بوده، نقش خود را در دوره دوم به تابع نمایی سپرده است و شاهد افزایش چولگی بارش در این

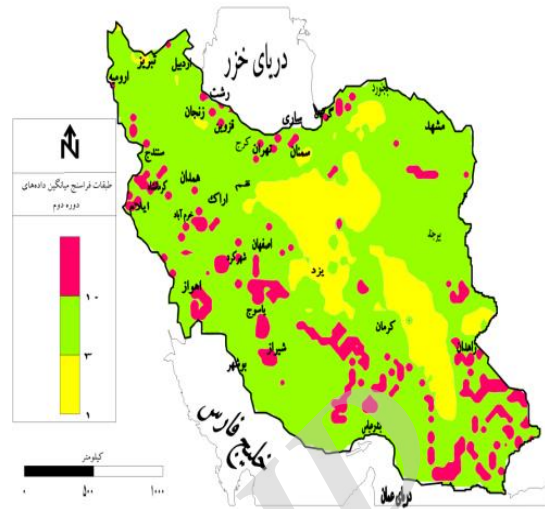


شکل ۵. تغییر برازنده‌ترین توزیع (مدل) دوره اول نسبت به دوره دوم

شکل‌های (۶) و (۷)، آرایش مکانی طبقه‌های شاخص میانگین برازنده‌ترین توزیع فراوانی طی دوره‌های اول و دوم را نشان می‌دهند؛ در ایران مرکزی، از پهنه‌های با کمترین مقدار شاخص میانگین بارش طی دوره دوم نسبت به دوره اول کاسته شده و یکپارچگی در گستره جغرافیایی این طبقه میانگین از بین رفته است. گستره جغرافیایی طبقه میانگین بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر در غرب کشور و ارتفاعات زاگرس طی دوره دوم نسبت به دوره اول یکپارچگی بیشتری دارد، اگرچه از مساحت سرزمین‌های دارای



شکل ۸. اختلاف شاخص میانگین دوره دوم نسبت به دوره اول



شکل ۷. آرایش مکانی شاخص میانگین برازنده‌ترین توزیع هر یاخته طی دوره دوم

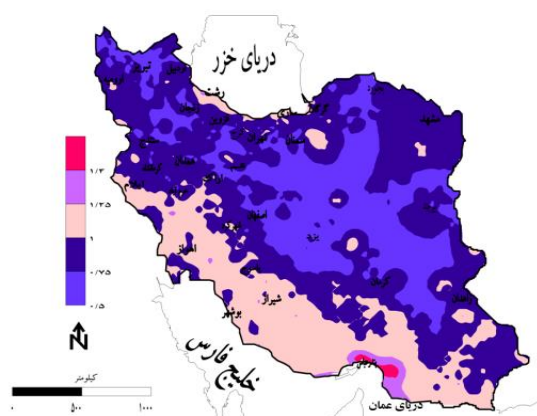
دوره مطالعه نسبت به نیمه اول شاهد افزایش بارش هستیم. برای مشخص شدن میزان اعتماد به بارش روزانه نواحی مختلف، تغییرات شاخص انحراف معیار برازنده‌ترین توزیع دوره اول و دوره دوم بررسی شدند. در شکل (۱۰)، یاخته‌های با شاخص انحراف معیار منفی که عموماً در ایران مرکزی و نیمه جنوبی کشور دیده می‌شوند به این معنا هستند که در این یاخته‌ها، متوسط انحراف از میانگین بارش روزانه در داده‌های بارش دوره دوم نسبت به دوره اول بیشتر شده است.

پراکنش مکانی اختلاف در گستره جغرافیایی شاخص میانگین برازنده‌ترین توزیع دوره دوم نسبت به دوره اول در شکل (۸) رسم شده است؛ حاصل اختلاف در یاخته‌هایی که شاخص میانگین بارش روزانه طی دوره دوم نسبت به دوره اول افزایش داشته، عددی منفی و در یاخته‌هایی که شاخص میانگین بارش روزانه در روزهای بارشی طی دوره دوم نسبت به دوره اول کمتر بوده، عددی مثبت است. نتایج محاسبه‌های این تغییرات در جدول (۳) نشان می‌دهند در ۶۱ درصد مساحت کشور طی نیمه دوم

جدول ۳. مساحت و تعداد یاخته‌های اختلاف شاخص میانگین دوره دوم نسبت به دوره اول

ویژگی	طبقات	اختلاف پارامتر منفی	اختلاف پارامتر مثبت
تعداد یاخته		۴۳۸۷	۲۸۰۰
سهم پهنه (درصد)		۶۱	۳۹
مساحت (کیلومتر مربع)		۹۸۶۴۱۶	۶۳۰۶۵۹

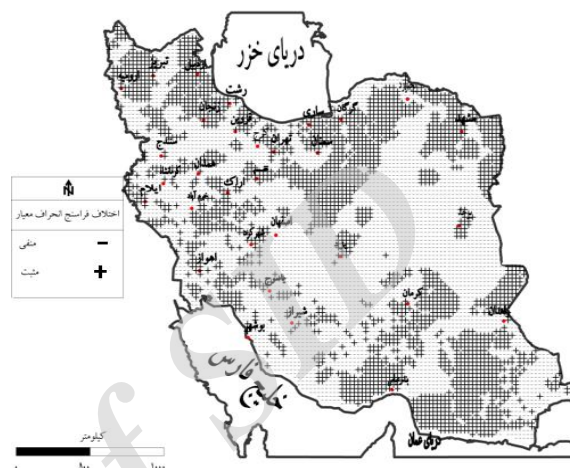
بیشتری در بارش روزانه طی نیمه دوم نسبت به نیمه اول مشاهده می‌شود. این وضعیت از شرایط نامطلوبی برای مناطق خشک ایران خبر می‌دهد.



شکل ۱۰. آرایش مکانی شاخص شکل داده‌های دوره اول برازنده‌ترین توزیع هر یاخته

مناطق، مقادیر بیشتری دارد. مناطق دارای شاخص شکل با مقدار عددی بیش از $1/25$ طی دوره دوم نسبت به دوره اول افزایش یافته‌اند و از میناب تا سواحل بوشهر و بخشی از سواحل چابهار را نیز در بر می‌گیرند؛ به این معنا که در دهه‌های اخیر، احتمال وقوع بارش‌های روزانه با مقادیر بیشتری به‌ویژه در سواحل جنوب کشور افزایش یافته است. از دیگر نکته‌ها، الگوی ویژه حاکم بر بارش بندرعباس - میناب به سمت کهنوج کرمان است که خود را در شاخص شکل دو دوره نشان می‌دهد.

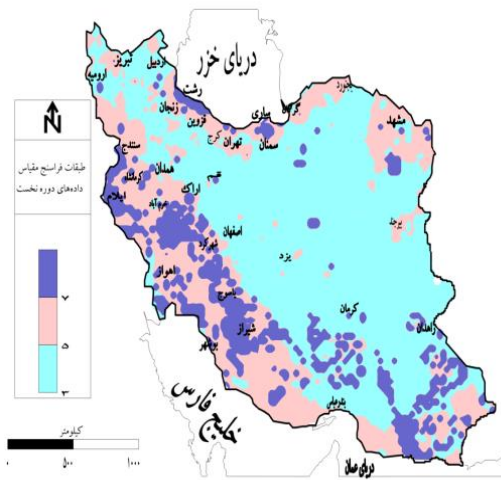
چنین وضعیتی در 4528 یاخته و مساحت حدود 1018800 کیلومتر مربع (63 درصد مساحت کشور) حاکم و اعتماد به بارش در دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته است. در این مناطق، تغییرپذیری



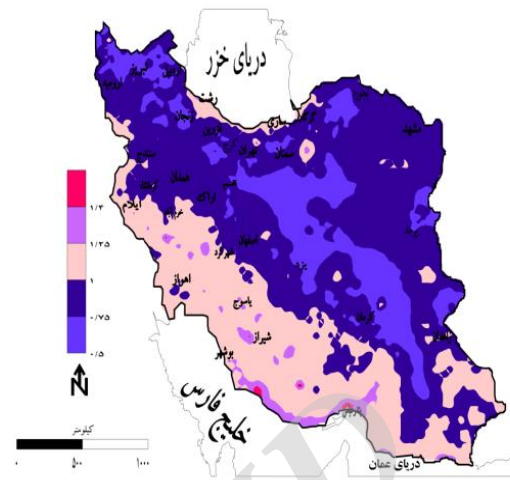
شکل ۹. طبقه‌های اختلاف شاخص انحراف معیار دوره اول نسبت به دوره دوم

اعتماد به بارش در 37 درصد دیگر مساحت کشور و پهنه 598275 کیلومتر مربعی طی دوره دوم نسبت به دوره اول افزایش و نوسان در بارش کاهش یافته است (شکل ۹).

آرایش مکانی شاخص شکل برازنده‌ترین توزیع داده‌های دوره اول و دوره دوم در شکل‌های ۱۰ و ۱۱ نشان می‌دهند سواحل شمال تنگه هرمز و پس‌کرانه‌های آن و چند لکه محدود در ساحل بندرانزلی و ارتفاعات زاگرس شمال‌غربی، بیشترین مقدار شاخص شکل ایران را طی دوره اول به خود اختصاص داده‌اند. احتمال وقوع بیشینه بارش در این



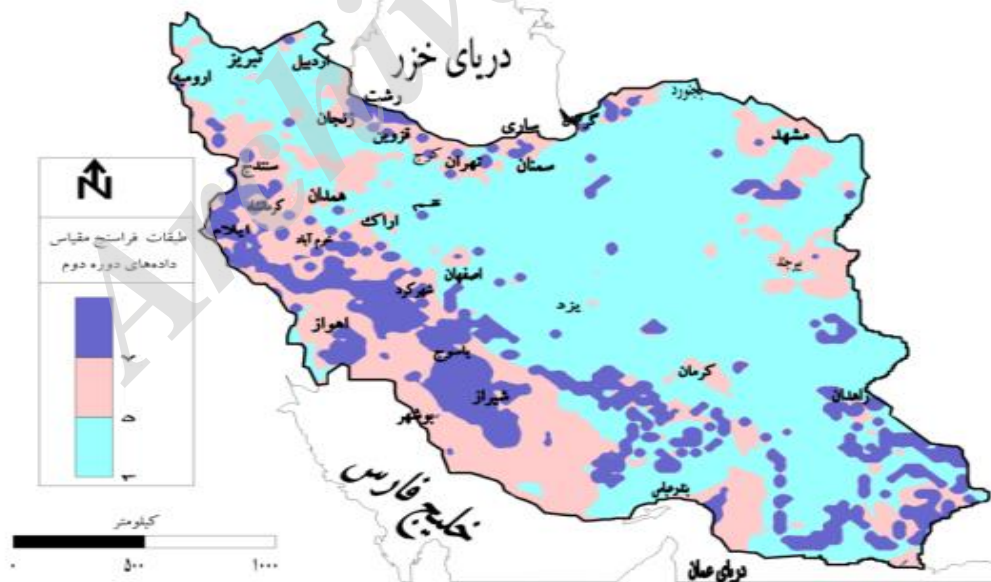
شکل ۱۲. آرایش مکانی شاخص مقیاس داده‌های دوره اول



شکل ۱۱. آرایش مکانی شاخص شکل داده‌های دوره دوم برآورده‌ترین توزیع هر یاخته

می‌دهد تغییرات کلی در شاخص مقیاس طی دوره دوم نسبت به دوره اول وجود ندارد.

آرایش مکانی شاخص مقیاس بارش روزانه دوره اول و دوره دوم در شکل‌های (۱۲) و (۱۳) نشان



شکل ۱۳. آرایش مکانی شاخص مقیاس داده‌های دوره دوم

برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی طی دوره اول نسبت به دوره دوم رخ نداده و بیشترین تغییر به شاخص‌های میانگین و انحراف معیار مربوط بوده است. برای نمونه، اگرچه در ایران مرکزی، از مساحت محدوده طبقه ۱ تا ۳ میلی‌متر بارش در دوره دوم نسبت به دوره اول کاسته و بر گستره جغرافیایی طبقه شاخص میانگین بارش روزانه ۳ تا ۱۰ میلی‌متر افزوده شده است، متأسفانه با توجه به نقشه پراکنندگی انحراف معیار از میزان اعتماد به بارش کاسته شده است و این موضوع، وضعیت مناسبی برای اکوسیستم‌های حساس این مناطق نیست و توجه و برنامه‌ریزی ویژه‌ای را طلب می‌کند.

منابع و مأخذ

- رحیم‌زاده، فاطمه، (۱۳۹۰). روش‌های آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم‌شناسی، چاپ اول، انتشارات حسینی، تهران.
- عساکره، حسین، (۱۳۹۰). مبانی اقلیم‌شناسی آماری، چاپ اول، انتشارات دانشگاه زنجان، زنجان.
- عساکره، حسین، (۱۳۹۱). تغییر توزیع فراوانی بارش‌های فرین شهر زنجان، مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، شماره ۴۵، صص ۶۶-۵۱.
- علیزاده، امین، (۱۳۹۰). اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ ۳۱، انتشارات دانشگاه امام رضا (ع)، مشهد.
- مسعودیان، سید ابوالفضل و محمدرضا کاویانی، (۱۳۸۷). اقلیم‌شناسی ایران، چاپ اول، انتشارات دانشگاه اصفهان، اصفهان.
- نصرآبادی، اسماعیل؛ مسعودیان، سید ابوالفضل؛

برخی تغییرات جزئی در الگوی پراکنندگی طبقه‌های شاخص مقیاس در داده‌های بارش روزانه دو دوره مشاهده می‌شوند. مقدار زیاد شاخص مقیاس در نیمه غرب و جنوب غرب کشور به این معناست که منحنی تابع توزیع بارش در این مناطق نسبت به سایر مناطق کشور به سمت راست کشیده شده و بارش‌ها بیشتر در نزدیکی شاخص میانگین رخ می‌دهند.

نتیجه‌گیری

فقط دو تابع توزیع گاما و نمایی از نظر آماری و با اطمینان ۹۵ درصد، شرایط لازم آزمون آماری نیکویی برازش را احراز کردند. همچنین، تغییر کلی و گسترده برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی در داده‌های بارش روزانه دوره دوم نسبت به دوره اول تأیید نمی‌شود. بنابراین پاسخ نخستین پرسش پژوهش که آیا توزیع فراوانی بارش روزانه ایران زمین طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۴۰ تغییر کرده است؟ منفی است. در بخش وسیعی از کشور که بیشتر مناطق شمال، شمال شرق، شمال غرب و ایران مرکزی را در بر می‌گیرد، برازنده‌ترین توزیع دوره دوم نسبت به دوره اول تغییر درخور توجهی نداشته است. تغییرات جزئی در الگوی پراکنش مکانی برازنده‌ترین توزیع فراوانی در ارتفاعات زاگرس، جنوب شرق و بخشی از سواحل دریای عمان و خلیج فارس مشاهده می‌شود. درباره پاسخ پرسش دوم که آیا شاخص‌های شکل، مقیاس، میانگین و انحراف معیار برازنده‌ترین تابع توزیع فراوانی در نیمه اول سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۴۰ نسبت به نیمه دوم این سال‌ها تغییر کرده و این تغییرات در کدام مناطق بیشتر بوده است؟ بر اساس نتایج پژوهش حاضر، تغییر کلی در شاخص‌های

- Medford, MA 02155.
- Juras, J. (1994), Some Common Features of Probability Distributions for Precipitation. *Theor. Appl. Climatol.*, 49(2): 69-76.
- Katz, R.W. (1993), Towards a Statistical Paradigm for Climate Change, *climate research*, 2, 167-175.
- Mahdavi, M., Osati, Kh., Sadeghi, S.A.N., Karimi, B., and Mobaraki, j., (2010), Determining suitable probability distribution models for annual precipitation data (a case study of Mazandaran and Golestan provinces), *Journal of Sustainable Development*, 3(1): 159-168.
- Shabri, A., and Ariff, N.M., (2009), Frequency analysis of maximum daily rainfalls via L-moment approach. *Sains Malaysian*, 38(2): 149-158.
- Wakazuki, Y. (2011), New distribution functions for hourly and daily precipitation intensities during the snowless season in Japan, *Journal of the Meteorological Society of Japan*, 89(1): 29-45.
- Wilks, D. S., (2006), *Statistical methods in the atmospheric sciences*, Second Edition, Academic Press. Elsevier Inc. U. S. A., 627.
- Yurekli, K., Kurunc, A. and Gul, S. (2005), Frequency analysis of low series from cekerek stream basin, *tarim bilimleri dergisi*, 11(1): 72-77.
- حسین عساکره، (۱۳۹۳). شناسایی و توزیع مکانی مدل‌های احتمال بارش روزانه ایران، نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، شماره ۳۳، صص ۲۳۳-۲۱۵.
- Aksoy, H. (2000), Use of gamma distribution in hydrological analysis, *Turk. J. Engin. Environ. Sci.*, 24: 419-428.
- Asakereh, H. (2008), The changes of precipitation frequency distribution in Iran, *Journal of Humanities, University of Isfahan*, 30(2), 81-90.
- Ben-Gai T., A. Bitan, A. Manes, P. Alpert, and S. Rubin., (1998), Spatial and temporal changes in rainfall frequency distribution patterns in Israel. *Theoretical Applied Climatology*, 61: 177-190.
- Buda, S., Gemmer, M., Tong, J., Guoyu, R., (2008), Probability distribution of precipitation extremes over the Yangtze River basin, *Adv. Clim. Change Res.*, 27-31.
- Dahamsheh, A. and Aksoy, H. (2006), Structural characteristics of annual precipitation data in Jordan, *Theor. Appl. Climatol.*, DOI 10.1007/s00704-006-0247-3.
- Hanson, L. S. and Vogel, R. (2009), the probability distribution of daily rainfall in the United States, Dept. of Civil and Environmental. Engineering, Tufts Univ.,