

مدل‌سازی مقادیر بارش در دورهٔ تر سال با استفاده از مدل‌های احتمالاتی گام‌ای تعمیم‌یافته در سواحل شمالی و جنوبی ایران

حسین زمانی^{*}، ام البنین بذرافشان^۲

۱. حسین زمانی، استادیار، گروه ریاضی و آمار، دانشکده علوم پایه، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس
۲. ام البنین بذرافشان، استادیار، گروه مهندسی منابع طبیعی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس

(تاریخ دریافت ۱۳۹۷/۰۹/۲۰؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۸/۰۲/۳۰)

چکیده

تحقیق حاضر با استفاده از مدل‌های خانواده گام‌ای تعمیم‌یافته امکان برآورد بارش را برای مناطق پربارش و کم‌بارش ایران طی دورهٔ تر سال در ایستگاه‌های سینوپتیک سواحل دریای خزر در شمال کشور و سواحل جنوبی در خلیج فارس و دریای عمان طی دورهٔ آماری ۱۹۸۶-۲۰۱۶ فراهم می‌سازد تا مدلی کاربردی را برای تفسیر و مدل‌سازی شرایط تراسالی در آینده پیشنهاد کند. مدل‌های استفاده شده در تحقیق حاضر شامل گام‌ای تعمیم‌یافته (گام‌ای سه‌متغیره)، گاما، وایبل و لوگ نرمال می‌شوند. برای انتخاب مدل، از معیار AIC و BIC و به منظور نکویی برآش، از آزمون K-S در محیط نرم‌افزاری R استفاده شده و پارامترهای توابع توزیع در هر ایستگاه برآورد شد. با توجه به مناسب‌ترین تابع توزیع در هر ایستگاه، بزرگی بارش ماهانه طی دورهٔ تر سال در دورهٔ بازگشت‌های ۲ تا ۱۰۰ سال در سواحل جنوبی و شمالی محاسبه شد. نتایج نشان داد تمامی ایستگاه‌ها در سواحل دریای عمان با تابع توزیع وایبل (WEI)، در مناطق مرکزی خلیج فارس با تابع توزیع گاما (GA) و در مناطق پربارش سواحل شمالی و غرب خلیج فارس با تابع توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته (GG) بهترین برآش را داشته‌اند. در سواحل عمان، تابع توزیع وایبل با مقدار پارامتر شکل و مقیاس کمتر از ۱/۱ و ۰/۵، در بخش مرکزی خلیج فارس تابع توزیع گاما با پارامتر شکل بین ۰/۲ تا ۰/۳ و پارامتر مقیاس بیش از ۱/۵ و در بخش غربی خلیج فارس و در سواحل شمالی کشور، تابع توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته با محدودهٔ پارامتر شکل ۰/۵ تا ۰/۱۷ و محدودهٔ پارامتر مقیاس ۰/۰ تا ۰/۱۵ بهترین برآش بر مقدار بارش در دورهٔ تر سال را دارند. تکنیک‌ها و نتایج ارائه شده در تحقیق حاضر، به عنوان مرجعی برای انتخاب تابع توزیع مناسب بر مقادیر بارش در دورهٔ تر در سواحل شمالی و جنوبی ایران فراهم می‌آورد تا بتوان در آینده از آن به عنوان ابزاری برای پیش‌بینی و تصمیم‌گیری در مدیریت منابع آب در بخش کشاورزی بهره برد.

کلیدواژگان: بارش دورهٔ تر، تابع توزیع احتمال، سواحل شمالی و جنوبی ایران، مناطق کم‌بارش و پربارش.

در آخر ویکبای (صادقی مزیدی و همکاران [۲۰]) اشاره کرد.

علیجانی و افشارمنش [۱۱] در بررسی توابع توزیع آماری بر مقادیر بارش در اقلیم‌های شش گانه ایران، برای مناطق خشک، نیمه‌خشک و بیابانی کشور گامای تعمیم‌یافته، تابع گاما و جانسون SB را پیشنهاد دادند. اسماعیلی و همکاران [۱۲] در تعیین حداکثر بارش روزانه با استفاده از توابع توزیع احتمال، تابع گاما را مناسب‌ترین توابع معرفی کردند. محمودزاده [۱۳] در بررسی تحلیل عدم قطعیت چهار تابع توزیع (گاما، نرمال، لوگ نرمال و وایبل) بر برآش مقادیر بارش در مناطق خشک و نیمه‌خشک عموماً تابع گاما و در اقلیم فراخشک، تابع وایبل بهترین برازش را بر مقادیر بارش ماهانه دارد. مزیدی و همکاران [۲۰] در بررسی انتخاب توابع توزیع احتمال بر دبی حداکثر لحظه‌ای سیلاب در جنوب کشور، بیان می‌کنند که تابع ویکبای در بیشتر ایستگاه‌ها بهترین برازش و کمترین خطای داشته است.

ووگل و ویلسون [۲۱] به بررسی اجمالی توزیع احتمال بارش روزانه در ایالات متحده پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد اگرچه در مطالعات قبلی گامای دوپارامتری به عنوان مدل مناسب شناخته شده بود، در بیشتر موارد، تابع توزیع پیرسون نوع ۳ بهترین برازش را بر مقادیر بارش دارد. پال و مازودمار [۱۶]، در بررسی رفتار احتمالاتی بارش در هند، تابع توزیع گاما را مناسب برای مدل‌سازی تمامی مناطق معرفی کردند. گوش و همکاران [۱۷] در بررسی توابع توزیع احتمال در بنگلادش، تابع توزیع گاما را مناسب برای مناطق کم‌باران معرفی کردند. عباس و همکاران [۱۸] به پیش‌بینی احتمالاتی شدت باران با تابع توزیع پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد تابع گامای تعمیم‌یافته و پارتوي تعمیم‌یافته کارایی مناسبی در برآورد آن دارد. سوسانتی و همکاران [۲۲] در تخمین بارش حداکثر از توابع سه‌پارامتره مقادیر کرانگین تعمیم‌یافته (GEV: Generalized Extreme Value) و تابع پارتوي تعمیم‌یافته (GP) استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد تابع GEV برازش مناسب‌تری بر مقادیر مدنظر دارد، به طوری که برای پیش‌بینی مقادیر بارش‌های بیش از

مقدمه

ایران با وسعت ۱۶۴۸ هزار کیلومترمربع، در جنوب غرب آسیا واقع شده و دو رشته‌کوه زاگرس و البرز در غرب تا جنوب غرب و شمال، تأثیر زیادی بر تنوع آب‌وهوای آن دارد [۱]. منبع اصلی تأمین آب در ایران بارش است. به طور متوسط بارش در ایران ۲۵۱ میلی‌متر و رواناب ناشی از آن، ۴۰۰ میلیارد مترمکعب است. کمترین و بیشترین میزان بارش به ترتیب در کویر مرکزی ایران با متوسط ۵۰ میلی‌متر و ۱۶۰۰ میلی‌متر در شمال ایران است [۲]. از طرفی، طبق گزارش مرکز ملی پایش خشکسالی کشاورزی و منابع طبیعی [۳]، ایران در سال ۲۰۱۸ وارد دومین دهه خشکسالی همه‌گیر و سرتاسری شده است [۴].

به‌منظور بهبود مدیریت آب در ایران و مقابله با پیامدهای ناشی از ناهنجاری بارش، باید درک کاملی از تغییرات زمانی و مکانی بارش صورت پذیرد. مدل‌های آماری توزیع احتمال، به عنوان ابزاری مفید برای درک تغییرات بارش هستند. مدل‌سازی بارش در مناطق خشک و نیمه‌خشک ایران، به دلیل توزیع نامناسب مکانی ایستگاه‌های باران‌سنجی، کافی نبودن تعداد ایستگاه‌های ثبت بارش، کوتاه بودن طول دوره داده‌های تاریخی بارش و از همه مهم‌تر، نیافتن روشی واحد برای نشان دادن رفتار احتمالاتی بارش در رژیم‌های مختلف، با مشکلات جدی روبروست. بنابراین، باید روشی کاملاً انعطاف‌پذیر انتخاب شود، تا بتواند طیف وسیعی از تغییرات بارش را با توجه به تغییرپذیری زمانی و مکانی آن نشان دهد [۵].

تابع توزیع مختلفی وجود دارد که با توجه به تعداد پارامترها قادرند تغییرات بارش را تخمین بزنند. نکته مهم در استفاده از توابع این است که باید برای نشان دادن تفاوت انواع رژیم‌های بارش، انعطاف‌پذیری لازم را داشته باشند. همچنین، زمانی که دامنه تغییرات داده‌ها زیاد است، برازش مناسبی داشته باشند [۵]. در این زمینه می‌توان به استفاده از تابع گاما (کاتز [۶]، سیمونوف و بنگتسون [۷]، استاسی [۸]، ورگنی [۹ و ۱۰]، علیجانی و افشارمنش [۱۱]، اسماعیلی و همکاران [۱۲])؛ تابع وایبل (محمودزاده [۱۳]، کاستلیو و همکاران [۱۴])؛ لوگ نرمال (شوچی و کیتاوارا [۱۵])؛ تابع گاما (پال و مازودمار [۱۶])؛ گوش و همکاران [۱۷]؛ تابع گامای تعمیم‌یافته (Abbas و همکاران [۱۸])؛ گوسی مرکب (آلام و همکاران [۱۹])؛ و

که توزیع زمانی بارش در دو منطقهٔ یادشده متفاوت است و این مسئله سبب تفاوت در رفتار مدل‌ها در پیش‌بینی باران، تغییر پارامترهای مدل (شکل، مقیاس و موقعیت) و بزرگی باران در دورهٔ بازگشت‌های مختلف می‌شود.

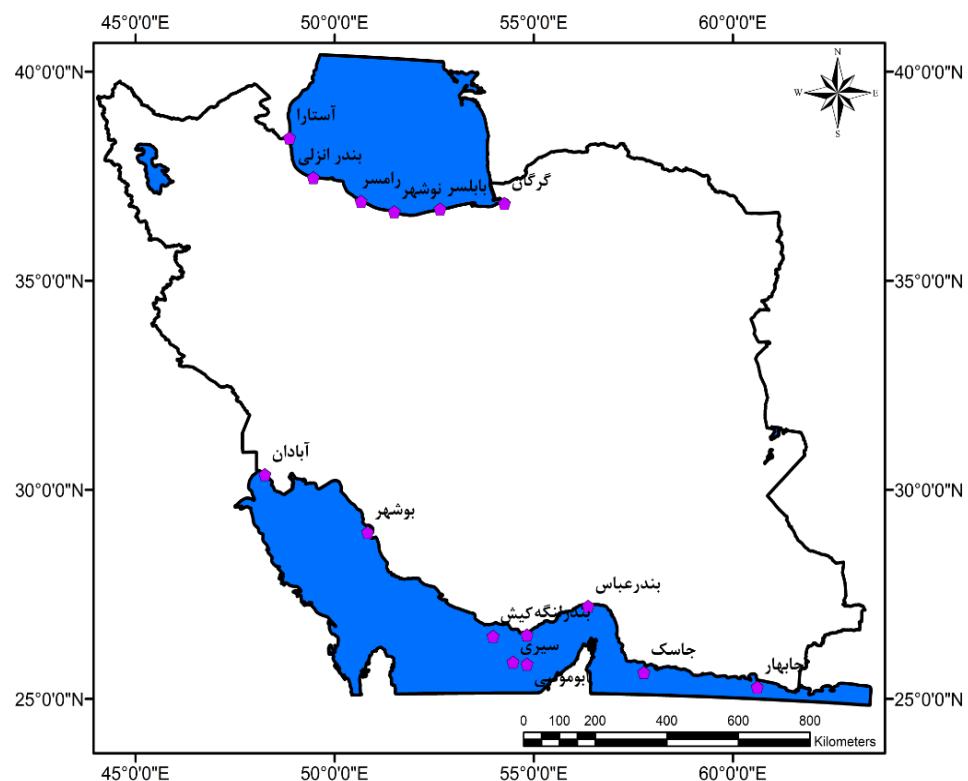
روش تحقیق منطقهٔ مطالعه‌شده

مطالعهٔ حاضر در مناطق فراخشک، و فرامرطوب ایران در پنج زیراقلیم براساس دسته‌بندی اقلیمی دومارتن گسترش یافته [۱۳] با استفاده از داده‌های ماهانه بارش، دمای متوسط سالانه و متوسط حداقل دما در سردترین ماه سال، صورت پذیرفت (شکل ۱). برمبنای دسته‌بندی دومارتن اصلاح شده، ایستگاه‌های بررسی شده شامل اقلیم‌های فراخشک گرم در کلیه ایستگاه‌های سواحل-جنوبی و اقلیم فرامرطوب-B-Mعتدل، فرامرطوب-A-معتدل، مرطوب-معتدل و مدیترانه‌ای می‌شود (جدول ۱). در پژوهش حاضر داده‌های بارش دورهٔ ترسالی در ۱۶ ایستگاه همدیدی در سواحل شمالی (هفت ایستگاه) و ۲۰۱۶-۱۹۸۶ جنوبی (نُه ایستگاه) ایران طی سال‌های بارسی شد (شکل ۱ و جدول ۱). آمار ایستگاه‌های همدیدی از سازمان هواشناسی کشور جمع‌آوری شد. قبل از تحلیل داده‌های باران در مرحلهٔ آماده‌سازی، آزمون کافی بودن داده‌ها با استفاده از آزمون هارست [۲۳] و همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون ران برای مقادیر میانگین [۲۴] صورت پذیرفت.

جداسازی دورهٔ تر و خشک براساس منحنی آمیروترمیک انجام شد. بر این اساس، در سواحل شمالی در ایستگاه گرگان فقط طی ماههای جولای تا آگوست و سایر ایستگاه‌ها طی دوازده ماه دورهٔ مرطوب داشتند، اما سواحل جنوبی با تنوع دورهٔ مرطوب مواجه بود، به طوری که در ایستگاه‌های کیش و بندرعباس طی ماههای دسامبر تا آوریل؛ در بوشهر، بندرلنگه، ابوموسی و سیری از دسامبر تا مارس؛ جاسک از ژانویه تا آوریل و چابهار از دسامبر تا فوریه دورهٔ مرطوب سال جدا شد (جدول ۲).

۸۰۰ میلی‌متر و متعاقب آن، سیستم‌های هشدار سیل ناشی از آن بارش استفاده شود.

گرچه برخی پژوهشگران در گذشته بر توزیع گاما و پیرسون نوع ۳ تأکید داشتند و معتقد بودند که توزیع بارش بر پایهٔ تابع گام‌ای دوپارامتره استوار است، تحقیقاتی که به آنها اشاره شد، نشان داد نوع توزیع مناسب بر بارش می‌تواند متناسب با موقعیت جغرافیایی، اقلیمی و میزان بارش یا افزایش طول دورهٔ تغییر کند. برای نمونه، در مورد شاخص SPI که اساس آن استفاده از بارش ماهانه به منظور پایش خشکسالی است، انتخاب یک تابع توزیع مناسب با تعداد پارامتر کافی می‌تواند گامی اساسی و کلیدی در محاسبهٔ شاخص مدنظر باشد، به طوری که انتخاب نامناسب توزیع سبب بیش‌برآورد و یا کم‌برآورد شدت خشکسالی، خطأ در تشخیص شروع و پایان دورهٔ خشکسالی و بروز اشتباه در محاسبهٔ زمان تداوم خشکسالی شود [۵]. بر این اساس، هدف از تحقیق حاضر، معرفی مناسب‌ترین تابع توزیع احتمال بر مقادیر بارش در دورهٔ تر سال در سواحل شمالی و جنوبی ایران به عنوان دو نقطه با اقلیم متفاوت با استفاده از تابع گام‌ای تعمیم‌یافته و مشتقات آن است، تا با استفاده از رفتار بارش در هر منطقه با بهره‌گیری از پارامترهای توابع، رژیم بارش مشخص شده و بزرگی آن در دورهٔ بازگشت‌های مختلف، برآورد شود. مرور تحقیقات گذشته نشان می‌دهد تحقیقی که به استفاده از توابع خانواده گاما در برآورد بارش ماهانه در دورهٔ تر سال بپردازد، دیده نشده است. دو منطقهٔ سواحل جنوبی و شمالی ایران، از نظر اقلیمی، عوامل محلی، فرامحلی، پوشش گیاهی، عرض جغرافیایی و حاکمیت الگوهای دینامیک و ترمودینامیک متفاوت هستند و این مسئله سبب ایجاد منطقه‌ای معتدل و پربارش در شمال و منطقه‌ای فراخشک و کم‌باران در سواحل جنوبی شده است. در سواحل شمالی تمام سال دارای بارش و فاقد دورهٔ خشک است [۲۰]. در مقابل، در سواحل جنوب کشور، حداقل چهار ماه از سال بارش دارد که عموماً سیل‌آساست. بنابراین، دو منطقهٔ یادشده از نظر رژیم بارش تفاوت‌های در خور توجهی داشتند، به این معنا



شکل ۱. موقعیت منطقه مطالعه شده و ایستگاه های هم دیدی استفاده شده در ایران

جدول ۱. مشخصات ایستگاه های مطالعه شده سواحل شمالی و جنوبی ایران

نام ایستگاه	موقعیت	ارتفاع از سطح دریا (m)	بارش سالانه (mm)	متوسط (°C) دما	اقلیم (دومارتن گسترش یافته)
آبادان	۶/۶	۱۶۰	۲۵/۰	۲۶/۵۰	فراخشک- گرم
بوشهر	۹	۲۵۰	۲۴/۵۹	۲۴/۵۹	فراخشک- گرم
بندرلنگه	۲۲	۱۲۴	۲۷/۷۰	۲۷/۷۰	فراخشک- گرم
بندرعباس	۱۰	۱۷۲	۲۶/۹۷	۲۶/۹۷	فراخشک- گرم
کیش	۳۰	۱۴۰	۲۶/۸	۲۶/۸	فراخشک- گرم
ابوموسی	۶/۶	۱۱۴	۲۸	۲۸	فراخشک- گرم
سیری	۴/۴	۱۳۰	۲۸	۲۸	فراخشک- گرم
جاسک	۵	۱۴۰	۲۶/۵۳	۲۶/۵۳	فراخشک- گرم
چابهار	۸	۱۱۹	۲۶	۲۶	فراخشک- گرم
آستانرا	-۲۱	۱۳۴۵	۱۶	۱۶	فرامرطب-A- معتدل
بندرانزلی	-۲۳/۶	۱۸۳۰	۱۶	۱۶	فرامرطب-B- معتدل
رشت	-۸/۶	۱۳۲۷	۱۶	۱۶	فرامرطب-A- معتدل
نوشهر	-۲۱	۱۲۷۲	۱۶/۲	۱۶/۲	فرامرطب-A- معتدل
رامسر	-۲۰	۱۲۰۶	۱۶/۱	۱۶/۱	فرامرطب-A- معتدل
بابلسر	-۲۱	۸۹۰	۱۷/۱	۱۷/۱	مرطوب- معتدل
گرگان	۰	۵۸۳	۱۷	۱۷	مدیترانه‌ای معتدل

جدول ۲. دوره خشک و تر در سواحل شمالی و جنوبی ایران براساس اقلیم‌نمای آمبروترمیک

نام ایستگاه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مای	ژوئن	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
آبادان												
بوشهر، بندرلنگه، ابوموسی، سیبری کیش و بندرعباس	دوره تر	دوره خشک	دوره تر	دوره تر								
جاسک												
چابهار آستانه، بندرانزلی، رشت، رامسر، نوشهر، بابلسر	دوره تر	دوره خشک	دوره تر	دوره تر								
گرگان												

در توزیع یادشده α, τ و λ به ترتیب پارامترهای شکل، مقیاس و مکان هستند که تغییرات هر یک سبب تغییرات مختلفی در چگونگی چگالی احتمال خواهد داشت (شکل ۲). این توزیع، به ازای مقادیر مختلف پارامترهای α, τ به توزیع‌های دوپارامتری یا یکپارامتری کاهش خواهد یافت. به بیان دیگر، توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته به ازای $\alpha = 1$ به توزیع نمایی یکپارامتری، به ازای $\tau = 1$ به توزیع گاما، به ازای $\alpha = 1$ به توزیع واibil و در حالت حدی $\alpha \rightarrow \infty$ به توزیع لوگ نرمال کاهش خواهد یافت. شکل ۲ رفتار تابع چگالی احتمال گام‌ای تعمیم‌یافته به ازای مقادیر مختلف پارامترها را نشان می‌دهد. روابط سایر توابع خانواده گام‌ای سه‌پارامتره در جدول ۳ ارائه شد. برآوردهای پارامترها با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی^۲ [۸]؛ انتخاب بهترین مدل با استفاده از معیار آکائیکه^۳ [۲۵] و معیار بیزین^۴ [۲۶] و ارزیابی مدل با استفاده از آزمون نیکویی برازش کولموگروف- اسمیرنوف^۵ [۸] صورت پذیرفت.

توابع توزیع احتمال گام‌ای تعمیم‌یافته و مشتقات آن تابع توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته^۱ یا گام‌ای سه‌پارامتری، نوعی تابع توزیع آماری نمایی است که برای مدل‌سازی داده‌های مثبت چوله به راست، انعطاف‌زیادی دارد. این توزیع ابتدا توسط استاتسی [۸] معرفی شد. توزیع‌های معروفی مانند نمایی، گاما، واibil و لوگ نرمال زیرمجموعه این توزیع هستند که با توجه به تغییرات پارامتر سوم این توزیع و به ازای مقادیر خاصی به دست خواهند آمد. تابع چگالی احتمال توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته با پارامترهای α, τ و λ به صورت رابطه ۱ است.

$$f(y | \alpha, \tau, \lambda) = \frac{\tau}{\lambda \Gamma(\alpha)} \left(\frac{y}{\lambda} \right)^{\alpha \tau - 1} e^{-\left(\frac{y}{\lambda} \right)^\tau}, \quad (1)$$

$y > 0, \quad \alpha, \tau, \lambda > 0$

میانگین و واریانس این توزیع عبارت‌اند از (روابط ۲ و ۳):

$$E(Y) = \frac{\lambda \Gamma(\frac{1}{\tau} + \alpha)}{\Gamma(\alpha)}, \quad (2)$$

$$Var(Y) = \frac{\lambda^2 \Gamma(\frac{2}{\tau} + \alpha)}{\Gamma(\alpha)} - \left[\frac{\lambda \Gamma(\frac{1}{\tau} + \alpha)}{\Gamma(\alpha)} \right]^2 \quad (3)$$

2. Maximum Likelihood

3. Akaike

4. Bayesian

5. Kolmogorov-Smirnov Test

1. Generalized Gamma

به ترتیب در شکل‌های ۳ و ۴ داده شده است. همان‌طور که براساس نمودار تابع چگالی احتمال (شکل ۳) و نمودار CDF (شکل ۴) ایستگاه‌های نمونه مشاهده می‌شود، در ایستگاه بندرانزی، نامناسب‌ترین توزیع، لوگ نرمال است و سایر توابع برآش مناسبی با مقادیر بارش در ایستگاه یادشده دارند. تابع لوگ نرمال در تمامی نمونه‌های اقلیمی، به لحاظ بصری برآش نامناسبی بر مقادیر بارش دارد.

نتایج به دست آمده از نمودار چندک-چندک
براساس نمودار چندک-چندک (شکل ۵)، هر قدر نقاط برآورده شده توسط توابع به نیمساز مربع نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده برآش مناسب تابع مد نظر بر داده‌های بارش است. نقاط بالای نیمساز نشان‌دهنده بیش برآورد و نقاط زیر آن نشان‌دهنده خطای کم برآورد تابع است. در ایستگاه بندرانزی دو توزیع واپیل و لوگ نرمال دارای نتایج مشابه هستند. همچنین، توزیع لوگ نرمال خطای زیاد و بهترین برآش مربوط به تابع گاما تعمیم‌یافته را دارد. در مورد

نتایج و بحث

نتایج به دست آمده از برآش مدل‌ها

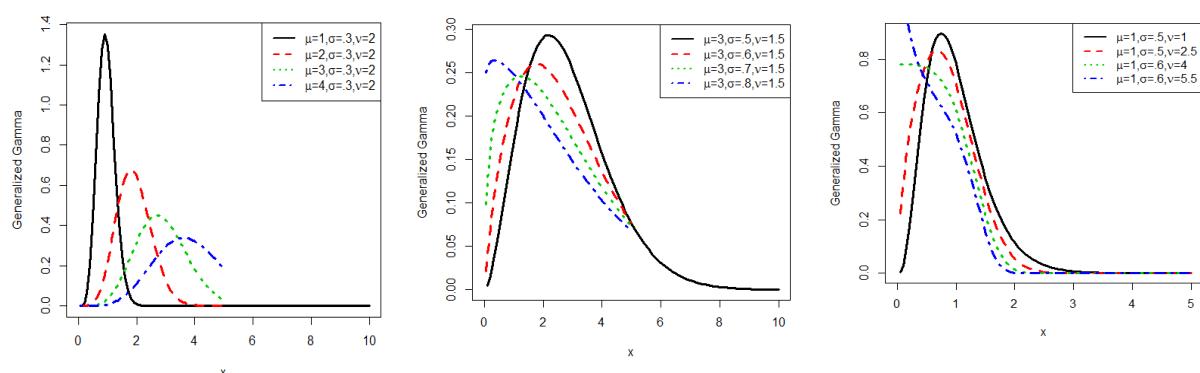
بررسی بافتگاشت داده‌ها و چگونگی برآش داده‌ها با تابع مد نظر و مقایسه مدل تجربی با مدل نظری، یکی از روش‌های مهم برای انتخاب توزیع احتمالی است. شکل ۳ نتایج به دست آمده از برآش توابع بر مقادیر بارش ماهانه طی دوره تر در ایستگاه‌های نمونه را نشان می‌دهد. در تمام ایستگاه‌ها تابع گاما و گاما تعمیم‌یافته بهترین برآش را دارد. در مورد ایستگاه جاسک، تابع ویبول در برآورد مقادیر نزدیک به صفر با فراوانی زیاد، برآش مناسب‌تری دارند.

نتایج به دست آمده از نیکوبی برآش

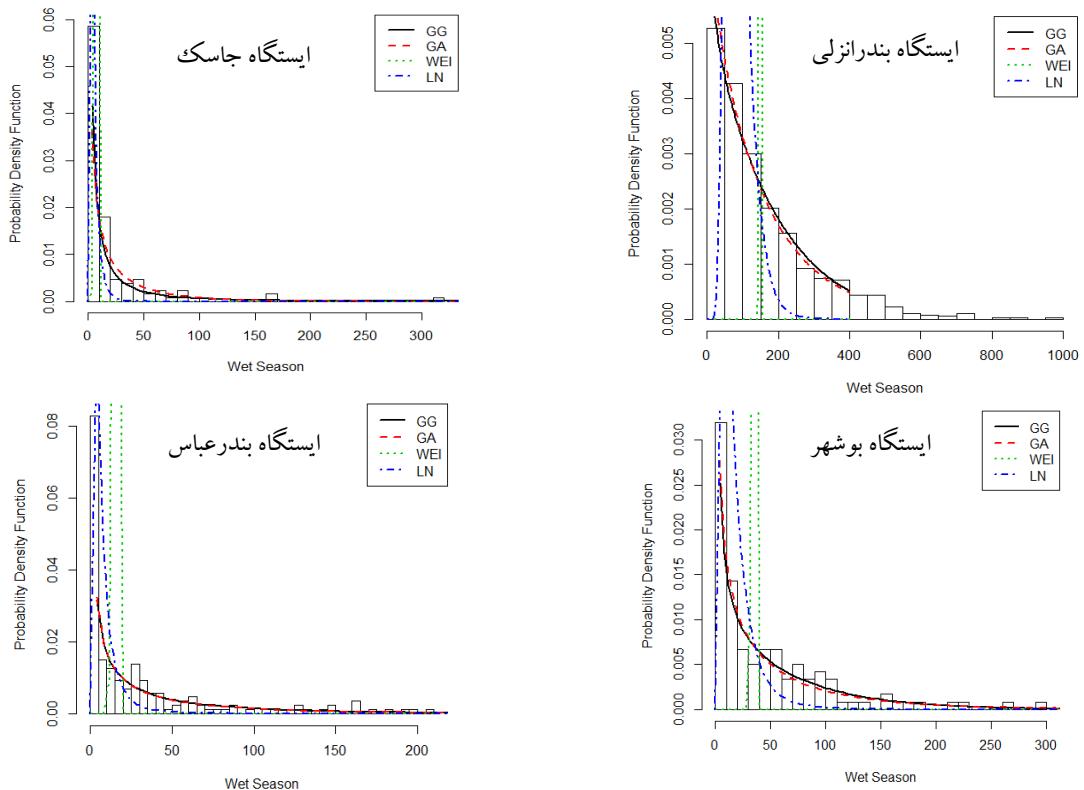
علاوه بر مقایسه بصری، با استفاده از مقایسه نمودارهای تابع چگالی احتمال، CDF و نمودار Q-Q، از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نیز می‌توان برای انتخاب بهترین مدل بهره برد. نمودار تابع چگالی احتمال و نیز نمودار CDF حاصل از برآش مدل‌های مختلف در چند ایستگاه

جدول ۳. توابع توزیع و روابط استفاده شده در تحقیق حاضر

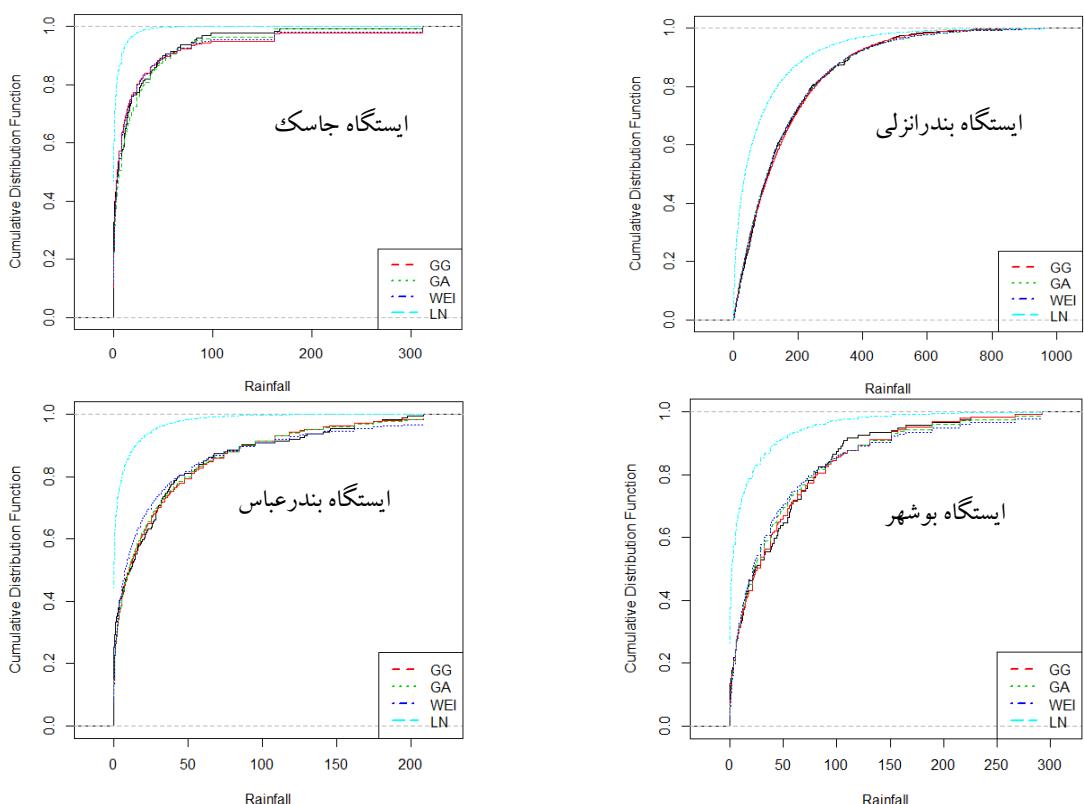
نام تابع	رابطه
(۴)	$g(y \mu, \sigma) = \frac{1}{\Gamma(\frac{1}{\sigma^2}) (\mu \sigma^2)^{\frac{1}{\sigma^2}}} y^{\frac{1}{\sigma^2}-1} e^{-\frac{y}{\mu \sigma^2}} \quad y > 0$
(۵)	$g(y \mu, \sigma) = \frac{\sigma}{\mu} \left(\frac{y}{\mu} \right)^{\sigma-1} e^{-\left(\frac{y}{\mu} \right)^\sigma} \quad y > 0$
(۶)	$g(y \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} y \sigma} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(y) - \mu}{\sigma} \right)^2} \quad y > 0$



شکل ۲. بررسی رفتار توزیع گاما سه‌پارامتره به ازای مقادیر متفاوت پارامترها



شکل ۳. نمودار بافت نگاشت و برآذش توزیع‌های مختلف بر داده‌های دیدبانی شده بارش در برخی ایستگاه‌ها (GG: گامای تعمیم‌یافته؛ GA: گاما؛ LN: لوگ نرمال و WEI: ویبول) با استفاده از نرم‌افزار R



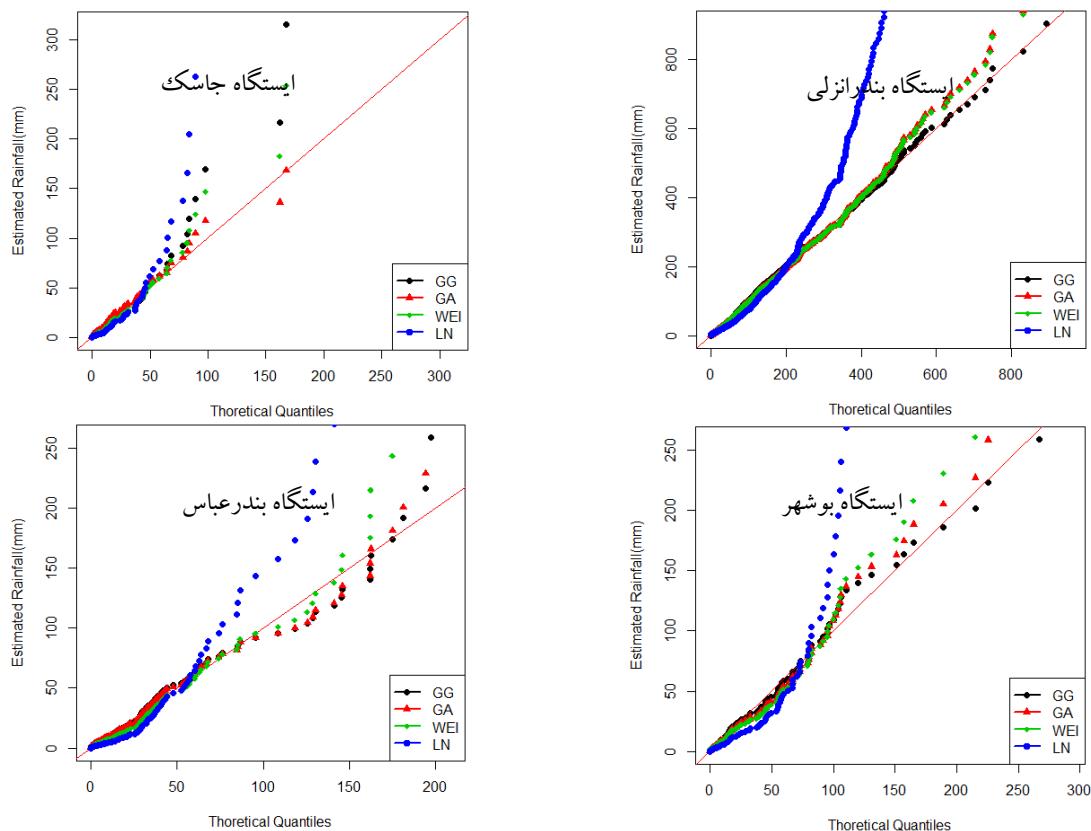
شکل ۴. احتمال تجمعی توابع استفاده شده بر داده‌های بارش در برخی ایستگاه‌ها

رتبۀ نخست را دارد. مقدار آمارۀ K-S نیز در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنادار است. تابع گاما در رتبۀ دوم، وایبل رتبۀ سوم و لوگ نرمال با بیشترین مقدار آماره‌ها در رتبۀ چهارم قرار دارد. دو ایستگاه بوشهر و آبدان از نظر پاسخ توابع، رفتاری شبیه ایستگاه‌های واقع در سواحل شمالی دارند. در بخش مرکزی خلیج فارس که شامل بندرعباس، سیری، ابوموسی و بندرلنگه می‌شود، تابع گاما در رتبۀ نخست، وایبل در رتبۀ دوم، گامای تعمیم‌یافته در رتبۀ سوم و توزیع لوگ نرمال در رتبۀ چهارم قرار دارد. در سواحل دریای عمان واقع در ایستگاه چابهار و جاسک، تابع توزیع وایبل با کمترین مقدار آماره‌ها و معناداری آمارۀ K-S در رتبۀ نخست است و سایر آماره‌ها از نظر آماری معنادار نیستند. براساس نتایج پژوهش صادقی مزیدی و همکاران [۲۰] روش ناپارامتری K-S مناسب‌ترین راه در انتخاب تابع مناسب گزارش شده است.

ایستگاه جاسک، تابع گاما دچار کمبرأورد و سایر توابع دچار بیشبرآورد شده‌اند. در این ایستگاه تابع وایبل نزدیک‌ترین نقاط به نیمساز را دارد. در اقلیم فراخشک غرب خلیج فارس (بوشهر)، تابع گاما تعمیم‌یافته بهترین برازش و لوگ نرمال بیشترین خطای دارد. در ایستگاه بندرعباس، نتایج به دست‌آمده از تابع گاما و گامای تعمیم‌یافته مشابه است و تابع وایبل و لوگ نرمال خطای زیادی در برآورد مقادیر بارش دارند.

مقایسه مدل‌ها و آزمون نیکوبی برازش K-S

مقایسه مدل‌ها با استفاده از آمارۀ AIC و BIC و کولموگروف-اسمیرنوف صورت پذیرفت. مبنای انتخاب مدل‌ها در این شاخص‌ها کوچک بودن آماره‌ها بود. براساس جدول ۴، مقادیر آماره‌های به دست‌آمده از برآورد تابع توزیع گاما تعمیم‌یافته در تمامی ایستگاه‌های سواحل شمالی نسبت به سه تابع دیگر کمتر است و در همه موارد



شکل ۵. نمودار Q-Q توابع توزیع استفاده شده در برخی ایستگاه‌ها

ندارد. در این مناطق نیز به دلیل فراخشک بودن، اغلب وقایع حدی و با تعداد کم طی دورهٔ مرتبط هستند. مناطقی که دارای پارامتر مقیاس زیاد بارش و مقدار پارامتر شکل متوسط بارش هستند، از نظر رژیم بارش، وقایع بارش حدی در دورهٔ تر سال دارند که این رژیم دارای شدت بارش زیاد و مدت زمان کوتاه است.تابع توزیع در این مناطق به اصطلاح مقیاس محور^۱ است [۵]. مناطقی که پارامتر شکل زیاد و مقیاس کم دارند، مناطق پربارشی هستند که در تمام دورهٔ مرتبط از بارش بهره می‌برند.تابع توزیع در این مناطق به اصطلاح شکل محور^۲ است [۵]. مناطق یادشده (شکل محور) مقدار بارش فراوان و دورهٔ بارش طولانی دارند. بارش در مناطق یادشده عموماً طی دورهٔ تر در تمام سال‌ها بوده و به صورت منظم توزیع یافته است، به طوری که مقادیر کمتر و بیشتر از میانگین یکسان توزیع شده‌اند. در این صورت، مقدار تغییرات مقیاس کمتر از شکل است. یعنی برای مناطق دارای رژیم شکل محور، توزیع بارش حول میانه است. حال آنکه در مناطق با رژیم مقیاس محور، مقدار واریانس از مقدار میانگین بیشتر است. اگر پارامتر شکل را ثابت نگه داریم و مقیاس را افزایش دهیم، شکل تابع کاوش می‌یابد و دارای چوکی مثبت خواهد شد. در ادامه، شکل تابع را پارامتر سوم (پارامتر موقعیت) در تابع گام‌ای سه‌پارامتره مشخص می‌کند. نتایج پژوهش‌های هوساک و همکاران [۵] و نیز محمودزاده و همکاران [۱۳] در معرفی تابع توزیع بر مقادیر بارش ماهانه در آفریقا و ایران، تابع گاما را مناسب مناطق کلیه مناطق به جز مناطق بیابانی و خشک و تابع ویبول را برای مناطق بیابانی معرفی کرد.

برآورد پارامترهای توابع منتخب

پس از آزمون نکوبی برازش، مقادیر توابع توزیع احتمال با توابع منتخب برآورد شد. نتایج در جدول ۵ ارائه شد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سواحل عمان، محدودهٔ پارامتر شکل کمتر از ۱۱ و مقدار پارامتر مقیاس کمتر از ۰/۵ است، به این معنا که تغییرپذیری مقدار میانگین و واریانس بارش کم است. بنابراین، در مناطق با تغییرپذیری کم بارش، تابع توزیع واibel بهترین برآورد را بر مقادیر بارش در دورهٔ تر خواهد داشت. در بخش مرکزی خلیج فارس که تمام ایستگاه‌ها در پهنهٔ استان هرمزگان قرار می‌گیرند، محدودهٔ تغییرات پارامتر شکل ۳۰-۲۰ و پارامتر مقیاس بیش از ۱/۵ است. همچنین، تابع توزیع گاما بهترین عملکرد را داشته است، اما در بخش غربی خلیج فارس و تمامی ایستگاه‌های واقع در سواحل شمالی کشور، تابع توزیع گام‌ای تعمیم‌یافته با محدودهٔ پارامتر شکل ۳۱ تا ۱۷۰ و محدودهٔ پارامتر مقیاس بین ۰/۵ تا ۱/۵ بهترین برازش بر مقدار بارش در دورهٔ تر سال را دارد. نتایج پژوهش قوش و همکارانش [۱۷] در پارامتریزه کردن بارش نشان داد توابع خانواده گاما برای نشان دادن رژیم بارش بسیار مناسب‌اند.

شکل ۶ به توصیف رژیم بارش در مناطق مطالعه شده بر حسب تغییرات پارامترهای بارش می‌پردازد. بر این اساس، مناطق کم‌بارش با مقدار کم پارامترهای مقیاس و شکل، شامل مناطق فراخشکی هستند که رفتار بارش از تابع توزیع واibel است. این در حالی است که به دلیل ناجیز بودن بارش در دورهٔ ترسالی و کم بودن رطوبت خاک، امکان کشاورزی پایدار وجود

جدول ۴. معیارهای نکوبی برازش در سواحل شمالی و جنوبی ایران

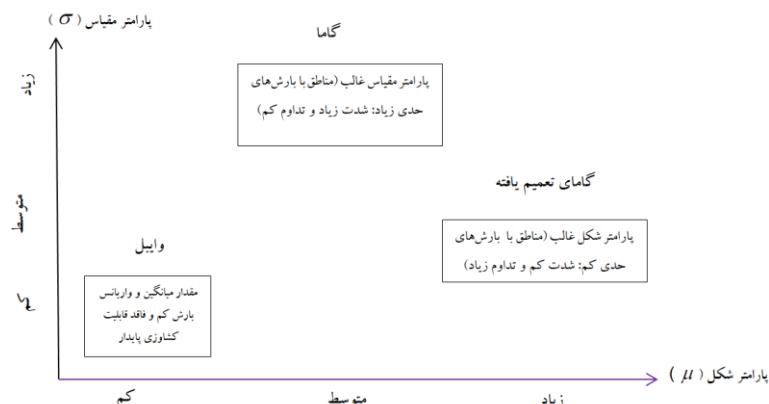
نام منطقه	نام ایستگاه	تابع گاما												تابع گام‌ای تعمیم‌یافته											
		تابع لوگ‌نرمال				تابع ویبول				تابع گاما				تابع گام‌ای تعمیم‌یافته				تابع گام‌ای تعمیم‌یافته				تابع گام‌ای تعمیم‌یافته			
رتبه	K-S	BIC	AIC	رتبه	K-S	BIC	AIC	رتبه	K-S	BIC	AIC	رتبه	K-S	BIC	AIC	رتبه	K-S	BIC	AIC	رتبه	K-S	BIC	AIC		
۴	۰/۱۱۸	۴۴۱۰	۴۳۹۳	۲	*۰/۰۳۹	۴۲۷۰	۴۲۶۲	۳	*۰/۰۴۹	۴۲۷۲	۴۲۶۴	۱	*۰/۰۳۹	۴۲۷۳	۴۲۶۱	۱۰	۰/۰۴۶	۴۲۷۳	۴۲۶۱	۱۰	۰/۰۴۶	۴۲۷۳	۴۲۶۱	۱۰	۰/۰۴۶
۴	۰/۱۰۸	۹۷۶۷	۹۷۵۷	۳	*۰/۰۲۷	۹۴۷۳	۹۴۶۳	۲	*۰/۰۳۶	۹۶۷۱	۹۴۶۲	۱	*۰/۰۲۶	۹۴۷۱	۹۴۵۷	۱۰	۰/۰۲۶	۹۴۷۱	۹۴۵۷	۱۰	۰/۰۲۶	۹۴۷۱	۹۴۵۷	۱۰	۰/۰۲۶
۴	۰/۱۳۱	۸۸۰	۸۵۷۱	۲	*۰/۰۸۹	۸۲۸۰	۸۲۷۱	۳	*۰/۰۸۴	۸۲۸۹	۸۲۸۰	۱	*۰/۰۲۸	۸۲۷۱	۸۲۵۸	۱۰	۰/۰۲۸	۸۲۷۱	۸۲۵۸	۱۰	۰/۰۲۸	۸۲۷۱	۸۲۵۸	۱۰	۰/۰۲۸
۴	۰/۱۰۱	۵۵۹۱	۵۵۸۳	۲	*۰/۰۲۷	۵۴۶۶	۵۴۵۳	۳	*۰/۰۳۵	۵۴۶۳	۵۴۵۵	۱	*۰/۰۲۵	۵۴۶۳	۵۴۵۲	۱۰	۰/۰۲۵	۵۴۶۳	۵۴۵۲	۱۰	۰/۰۲۵	۵۴۶۳	۵۴۵۲	۱۰	۰/۰۲۵
۴	۰/۰۸۸	۸۳۸۳	۸۳۷۴	۳	*۰/۰۴۲	۸۲۵	۸۲۱۶	۲	*۰/۰۴	۸۲۲۸	۸۲۱۵	۱	*۰/۰۴	۸۲۲۸	۸۲۲۳	۱۰	۰/۰۴	۸۲۲۸	۸۲۲۳	۱۰	۰/۰۴	۸۲۲۸	۸۲۲۳	۱۰	۰/۰۴
۴	۰/۱۱۹	۸۶۹۳	۸۶۵۴	۳	*۰/۰۴۲	۹۷۷۶	۹۷۶۸	۲	*۰/۰۴۶	۸۲۶۲	۸۲۵۲	۱	*۰/۰۴۳	۸۲۶۲	۸۲۵۲	۱۰	۰/۰۴۳	۸۲۶۲	۸۲۵۲	۱۰	۰/۰۴۳	۸۲۶۲	۸۲۵۲	۱۰	۰/۰۴۳
۴	۰/۱۳	۱۳۰۵	۱۲۹۹	۳	*۰/۰۶	۱۲۴۸	۱۲۴۲	۲	*۰/۰۶	۱۲۴۳	۱۲۴۷	۱	*۰/۰۲۹	۱۲۴۲	۱۲۴۳	۱۰	۰/۰۲۹	۱۲۴۲	۱۲۴۳	۱۰	۰/۰۲۹	۱۲۴۲	۱۲۴۳	۱۰	۰/۰۲۹
۴	۰/۱۲۱	۱۱۵۸	۱۱۵۳	۳	*۰/۰۷۹	۱۱۲۵	۱۱۱۹	۲	*۰/۰۶	۱۱۲۳	۱۱۱۴	۱	*۰/۰۵۲	۱۱۲۱	۱۱۱۳	۱۰	۰/۰۵۲	۱۱۲۱	۱۱۱۳	۱۰	۰/۰۵۲	۱۱۲۱	۱۱۱۳	۱۰	۰/۰۵۲
۴	۰/۱۵۶	۱۳۰۸	۱۳۰۱	۳	*۰/۰۳۹	۱۲۹۴	۱۲۸۸	۲	*۰/۰۴۶	۱۱۱۹	۱۱۱۴	۲	*۰/۰۲۴	۱۲۹۸	۱۲۸۸	۱۰	۰/۰۲۴	۱۲۹۸	۱۲۸۸	۱۰	۰/۰۲۴	۱۲۹۸	۱۲۸۸	۱۰	۰/۰۲۴
۴	۰/۱۷۲	۹۷۱	۹۶۵	۲	*۰/۱۵۵	۹۶۲	۹۵۶	۱	*۰/۰۲۲	۱۲۹۳	۱۲۸۶	۳	*۰/۱۴۲	۹۶۶	۹۵۷	۱۰	۰/۱۴۲	۹۶۶	۹۵۷	۱۰	۰/۱۴۲	۹۶۶	۹۵۷	۱۰	۰/۱۴۲
۴	۰/۱۹۶	۹۴۲	۹۳۶	۲	*۰/۱۸۱	۹۳۲	۹۲۷	۱	*۰/۰۳۸	۹۶۱	۹۵۵	۳	*۰/۱۶۹	۹۳۶	۹۲۸	۱۰	۰/۱۶۹	۹۳۶	۹۲۸	۱۰	۰/۱۶۹	۹۳۶	۹۲۸	۱۰	۰/۱۶۹
۴	۰/۱۶۴	۱۰۵۸	۱۰۵۲	۳	*۰/۱۴۹	۱۰۴۷	۱۰۴۱	۱	*۰/۰۳۲	۱۰۴۳	۱۰۴۷	۲	*۰/۱۲۷	۱۰۴۸	۱۰۴۸	۱۰	۰/۱۲۷	۱۰۴۸	۱۰۴۸	۱۰	۰/۱۲۷	۱۰۴۸	۱۰۴۸	۱۰	۰/۱۲۷
۴	۰/۱۵۴	۱۳۷۸	۱۳۷۲	۳	*۰/۰۳۹	۱۳۶۱	۱۳۵۴	۱	*۰/۰۲۱	۱۳۵۶	۱۳۵۰	۲	*۰/۱۱۸	۱۳۶۱	۱۳۵۱	۱۰	۰/۱۱۸	۱۳۶۱	۱۳۵۱	۱۰	۰/۱۱۸	۱۳۶۱	۱۳۵۱	۱۰	۰/۱۱۸
۲	۰/۱۹۶	۵۸۸۲	۴۶۸	۱	*۰/۰۶۱	۸۵۲	۸۴۶	۴	*۰/۰۵۹	۸۰۸	۸۵۲	۳	*۰/۱۸۶	۸۵۶	۸۴۷	۱۰	۰/۱۸۶	۸۵۶	۸۴۷	۱۰	۰/۱۸۶	۸۵۶	۸۴۷	۱۰	۰/۱۸۶
۴	۰/۱۹۶	۶۷۸	۶۷۳	۱	*۰/۰۶۴	۶۷۴	۶۶۹	۲	*۰/۱۴۸	۶۷۵	۶۷۰	۳	*۰/۱۵۷	۶۷۹	۶۷۱	۱۰	۰/۱۵۷	۶۷۹	۶۷۱	۱۰	۰/۱۵۷	۶۷۹	۶۷۱	۱۰	۰/۱۵۷

* معناداری در سطح اعتماد ۹۵ درصد

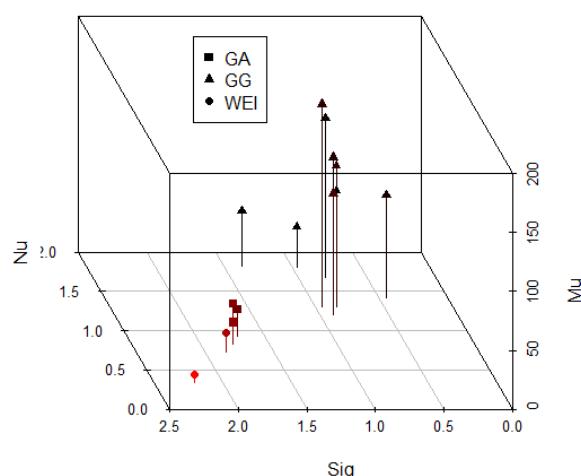
1. Scaled Dominated
2. Shaped Dominated

جدول ۵. پارامترهای آماری و توابع توزیع منتخب در سواحل شمالی و جنوبی ایران

نام ایستگاه	تابع منتخب	پارامتر شکل یا مو	پارامتر مقیاس یا سیگما	پارامتر موقعیت یا نو
		(μ)	(σ)	(U)
آستارا	گاما	۱۲۱/۸۵	۰/۸۴۷	۱/۳۷۷
بندرانزلی	گاما	۱۷۱/۳	۰/۹۵۵	۱/۳۱۱
رشت	گاما	۱۳۴/۶۲	۰/۸۰۵	۱/۲۸
نوشهر	گاما	۱۱۹/۵۹	۰/۸۵۳	۱/۳۰۱
رامسر	گاما	۱۰۲/۲۰۶	۰/۹۰۵	۱/۲۱
سواحل شمالی		گاما	۸۷/۵۱	۰/۴۱۴
بللسه	گاما	۶۲/۷۹	۰/۶۷۴	۱/۸۴
گرگان	گاما	۳۳/۵۹	۰/۹۷۱	۱/۸۱۲
آبادان	گاما	۴۶/۵۲	۱/۳۷	۱/۳۷۷
بوشهر	گاما	۲۴/۸۲	۱/۶۴۷	-
کیش	گاما	۲۱/۳۶	۱/۶۵	-
سیری	گاما	۲۳/۷۸	۱/۶۵۴	-
ابوموسی	گاما	۲۶/۵	۱/۶۶	-
سواحل جنوبی		گاما	۳۰/۱۹	۱/۶۵
بندرلنگه	گاما	۸/۸	۰/۴۷	-
بندرعباس	وایبل	۱۰/۹۷	۰/۴۸۲	-
چابهار	وایبل			



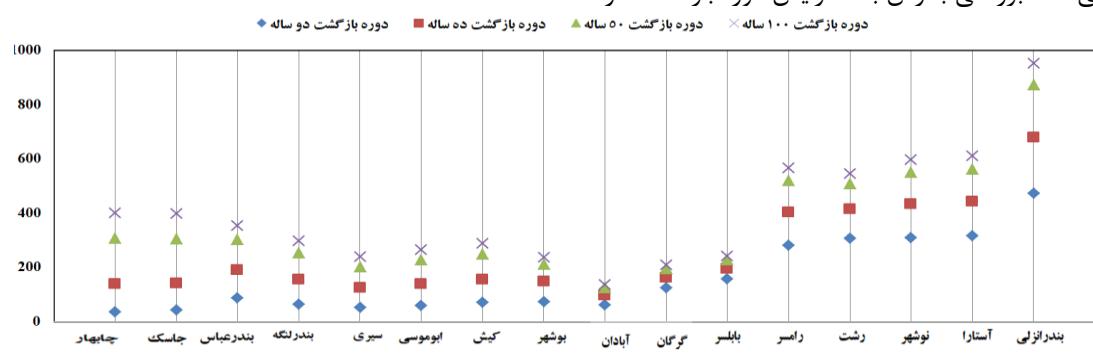
شکل ۶. توصیف رژیمهای بارش در زمینه تغییر پارامترهای توابع توزیع استفاده شده



شکل ۷. رژیمهای بارش در زمینه تغییر پارامترهای توابع توزیع گاما تعمیم یافته

شرق به غرب خلیج فارس روند کاهشی دارد، به این معنا که با تغییر رفتار توزیعی بارش در دورهٔ مرطوب (افزايش طول دورهٔ مرطوب طی سال)، وقایع حدی در دورهٔ بازگشتهای زیاد، با روند کندری نسبت به سایر ایستگاه‌ها افزایش می‌یابد (به استثنای غرب خلیج فارس). در مورد ایستگاه‌های شمال کشور نیز رفتار ایستگاه‌گرگان و بابلسر در شرق و مرکز دریای خزر از همین قانون تعیت می‌کند. توزیع یکسان بارش طی دورهٔ مرطوب در سواحل شمالی سبب شده است که میزان بارش با افزایش دورهٔ بازگشت با روند کندری افزایش یابد.

برآورده بارش در دورهٔ بازگشتهای مختلف
پس از تخمین پارامترهای تابع توزیع، بزرگی بارش در دورهٔ تر با دورهٔ بازگشتهای مختلف در ایستگاه‌های بررسی شده محاسبه شد. شکل ۸ تغییرات بارش در دورهٔ بازگشتهای ۲ تا ۱۰۰ ساله را در ایستگاه‌های مختلف نشان می‌دهد. با توجه به اینکه بارش‌های حدی در ایستگاه‌های ساحلی دریای عمان، به مرتب بالاتر از مرکز و غرب خلیج فارس (بیش از ۲۰۰ میلی‌متر) است، بزرگی بارش در دورهٔ بازگشتهای بیش از ۵۰ سال نیز افزایش چشمگیری نسبت به بخش مرکزی و غرب خلیج فارس نشان می‌دهد. بزرگی بارش با افزایش دورهٔ بازگشت از



شکل ۸. بزرگی بارش در دورهٔ بازگشتهای مختلف در سواحل شمالی و جنوبی ایران

با تحلیل پارامترهای تابع توزیع، می‌توان رژیم بارش منطقه را مشخص کرد، به طوری که مقادیر میانگین و واریانس‌های کم در دورهٔ مرطوب سال، نشان‌دهنده مناطقی هستند که با توجه به اقلیم فراخشک و میانگین بارش کم، امکان کشاورزی پایدار را ندارند. در این مناطق بارش از تابع واibel تعیت می‌کند، این بارش‌ها بزرگی زیاد، توزیع نامناسب طی دورهٔ مرطوب (توزیع زمانی نامناسب) و سیل‌آسا دارند. همچنین، زمانی که مقدار تغییرات واریانس نسبت به میانگین بسیار بیشتر باشد، پارامتر مقیاس بیشتر از شکل می‌شود و به‌اصطلاح به این رژیم بارش، مقیاس محور می‌گویند. در این مناطق رژیم بارش دارای وقایع حدی فراوان، شدت بارش زیاد و زمان تداوم کم است. همچنین، در این مناطق بارش از الگوی تابع گاما تعیت می‌کند. به مناطقی که میانگین بارش بیشتر از واریانس باشد (پارامتر شکل بیشتر از مقیاس)، به‌اصطلاح شکل محور گفته می‌شود. در مناطق شکل محور شدت بارش کم و مدت بارش زیاد است و الگوی بارش از تابع گاما سه‌پارامتره تعیت می‌کند.

نتیجه‌گیری
تحقیق حاضر با هدف برآش مناسب‌ترین تابع توزیع احتمال خانواده گام‌ای سه‌پارامتره بر مقادیر بارش در دورهٔ تر سال در سواحل شمالی و جنوبی ایران صورت پذیرفت. بر این اساس، مقادیر بارش در ماههای تر سال با استفاده از روش اقلیم‌نمای آمبروترومیک جداسازی شده و توابع یادشده بر بارش برآش داده شد. از معیارهای AIC و BIC برای انتخاب مدل مناسب و به منظور نکوبی برآش از آزمون K-S و مقایسه ظاهری نمودارهای تابع چگالی احتمال و نمودار Q-Q استفاده شد. پس از تعیین مناسب‌ترین تابع، پارامترهای تابع محاسبه و میزان بارش در دورهٔ تر سال با استفاده از رابطه دورهٔ بازگشت تخمین زده شد. نتایج به‌دست‌آمده از بررسی توابع توزیع احتمال نشان می‌دهد برای سواحل عمان (جاسک و چابهار)، تابع واibel؛ برای بخش مرکزی خلیج فارس، تابع گاما و برای سواحل غربی خلیج فارس و سواحل دریای خزر، تابع توزیع گاما تعمیم‌یافته بهترین برآش را دارد.

- [4]. Bazrafshan O, Gerkani Nezhad Moshizi Z. The Impacts of Climate Variability on Spatiotemporal Water Footprint of Tomato Production in Hormozgan. *J Wat Soil.* 2018; 32(1): 29-43.
- [5]. Husak G J, Michaelsen J, & Funk C. Use of the gamma distribution to represent monthly rainfall in Africa for drought monitoring applications. *International Journal of Climatology,* 2007; 27(7): 935-944.
- [6]. Katz R W. Extreme value theory for precipitation: Sensitivity analysis for climate change. *Advanc Wat Resour.* 1999; 23(2): 133-139.
- [7]. Semenov V, & Bengtsson L. Secular trends in daily precipitation characteristics: Greenhouse gas simulation with a coupled AOGCM. *Clim Dynam.* 2002; 19(2): 123-140.
- [8]. Stacy E W. A generalization of the gamma distribution. *Annals Math Stat.* 1962; 33:1187-1192.
- [9]. Vergni L, Di Lena B, Todisco F, & Mannocchi F.. Uncertainty in drought monitoring by the Standardized Precipitation Index: the case study of the Abruzzo region (central Italy). *Theor.Appl. Climatol.* 2015; 1685-6.
- [10]. Vergni L, Todisco F, & Mannocchi F. Evaluating the uncertainty and reliability of standardized indices. *Hydrol Res.* 2016; 60-76.
- [11]. Alijani B, Afsharmanesh H. Long term Analysis of Precipitation Using using Probability Distribution Function (Case Study: Iran), Geograph Urban Plan Zagros Land Scape. 2016; 7(25): 79-95.
- [12]. Esmaeili A, MAhmudi S, Raof M, Mirzaei S. Estimation of Maximum Rainfall using Probability Distribution Function (Case Study: Namin Watershed), 1st Agriculture Science and Environment of Iran, Ardebil. 2016.
- [13]. Mahmoudzadeh F. Uncertainties in assessing meteorological drought using SPI and SPEI drought index in arid and semi-arid Iran. MSc Thesis, University of Hormozgan, 2016.
- [14]. Castellvi F, Mormeneo I, Perez P J. Generation of daily amounts of precipitation from standard climatic data: a case study for Argentina. *J Hydrol.* 2004; 289: 286–302.
- [15]. Shoji T, & Kitaura H. Statistical and geostatistical analysis of rainfall in central Japan. *Comput Geosci,* 2006; 32(8): 1007-1024.
- [16]. Pal S, & Mazumdar, D. Stochastic Modelling of Monthly Rainfall Volume During Monsoon Season over Gangetic West Bengal, India. *Nat Environ Pollut Technol,* 2015; 14(4): 951.

از طریق تجزیه و تحلیل پارامترهای توزیع احتمال، می‌توان به احتمال ریزش بارش، احتمال بزرگی رخداد بارش و متعاقب آن، احتمال بروز سیل و میزان ذخیره نزولات، برای تأمین منابع آب در بخش کشاورزی، تغییر الگوی کشت و درک سناپیوهای احتمالی خشکسالی دست یافت. روش به کار گرفته شده در تحقیق حاضر، برای تحلیل زمانی و مکانی احتمال بارش، به ویژه در جنوب کشور که آمار کافی ندارند، بسیار بالهمیت است.

به طور کلی، تحقیق حاضر نشان داد چگونه می‌توان با استفاده از پارامترهایتابع توزیع، احتمال بارش یک منطقه را توصیف کرد و متناسب با داده‌های تاریخی، تاریخچه بارش یک منطقه را بررسی کرد و کیفیت اطلاعات را افزایش داد.

در نهایت، دستاوردهای اصلی تحقیق حاضر در دو بخش اصلی دسته‌بندی می‌شود: دستاورد نخست اینکه با استفاده از توابع توزیع یادشده می‌توان به پایش شرایط موجود، بررسی رژیم بارش و چگونگی توزیع بارش طی سال پرداخت و دستاورد دوم، استفاده از توابع یادشده برای پیش‌آگاهی و پیش‌بینی احتمال بارش در آینده است. همچنین، از توابع یادشده به صورت کاربردی می‌توان برای محاسبه شاخص SPI و پایش خشکسالی اقلیمی بهره برد. در نهایت، تحقیق حاضر به عنوان مرجعی برای انتخاب تابع توزیع مناسب بر مقدار بارش در دوره تر در سواحل شمالی و جنوبی ایران و مناطق مشابه است، تا بتوان به عنوان ابزاری به منظور پیش‌بینی و تضمیم‌گیری در مدیریت آب و منابع در بخش کشاورزی در آینده از آن بهره برد.

منابع

- [1].Dinpashoh Y, Jhajharia D, Fakheri-Fard A, Singh V. P, & Kahya E. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *J Hydrol.* 2011; 399(3-4): 422-433.
- [2].Kousari M R, Dastorani M T, Niazi Y, Soheili E, Hayatzadeh M, & Chezgi J. Trend detection of drought in arid and semi-arid regions of Iran based on implementation of reconnaissance drought index (RDI) and application of non-parametrical statistical method. *Wat Resour Manage.* 2014; 28(7): 1857-1872.
- [3].NDWMC. National Drought Warning Monitoring Center. <http://ndc.irimo.ir/far/index.php>

- [17]. Ghosh, S., Roy, M. K., & Biswas, S. C. (2016). Determination of the best fit probability distribution for monthly rainfall data in Bangladesh. *American Journal of Mathematics and Statistics*, 6(4), 170-174.
- [18]. Abbas N, Siti Mulisha S M, & Abdul Halim S. Probability distributions comparative analysis in assessing rainfall process in time and space. *International J Civil Eng Technol*. 2017; 8(10): 1679-1688.
- [19]. Alam, M. A., Emura, K., Farmham, C., & Yuan, J. (2018). Best-Fit Probability Distributions and Return Periods for Maximum Monthly Rainfall in Bangladesh. *Climate*, 6(1), 9.
- [20]. Sadeghi Mazidi H, Bazrafshan O, Bahremand A, Malekian A. Correction annual maximum discharge based on appropriate probability distribution function in south of Iran. *Iranian J Ecohydro*, 2017; 4(4): 1175-1185.
- [21]. Vogel R M & Wilson I. Probability distribution of annual maximum, mean, and minimum streamflows in the United States. *J hydrol Eng*. 1996; 1(2): 69-76.
- [22]. Susanti W, Adnan A, Yendra R, Muhamir, M N. The Analysis of Extreme Rainfall Events in Pekanbaru City Using Three-Parameter Generalized Extreme Value and Generalized Pareto Distribution. *Appl Math Sci*. 2018; 12(2): 69-80.
- [23]. Hurst, H. 1951. The long-term storage capacity of reservoirs Transactions of American Society Civil Engineer." 116-195.
- [24]. Helsel D R, Hirsch R M. Statistical methods in water resources Vol. 1992; 49, Elsevier, 340P.
- [25]. Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In *Second International Symposium on Information Theory*, 1973 (pp. 267-281). Akademiai Kiado. 1973
- [26]. Schwarz G. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 1978; 6(2): 461-464.
- [27]. Musy A, Meylan P, & Favre AC. Predictive hydrology: A frequency analysis approach. CRC Press. 2012.
- [28]. Chandler RE, & Wheater HS. Analysis of rainfall variability using generalized linear models: a case study from the west of Ireland. *Wat Resour Res*, 2002; 38(10): 10-1.