نشریه پژوهش‌های اقلیم شناسی
سال یازدهم | شماره چهل و دوم | تابستان ۱۳۹۹
وصول: ۹۸/۵/۱۴ پذیرش: ۹۹/۰۱/۳۱
صص ۹۴-۷۷

ارزیابی مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی بارش فصلی مبتنی بر داده‌های سنجش از دور (مطالعه موردی: اقلیم‌های خشک و نیمه خشک)

هادی غفوریان[1]، سیدحسین ثنائی نژاد[2*]، مهدی جباری نوقابی[3]

۱- دانشجوی دکتری هواشناسی کشاورزی گروه مهندسی آب، دانشگاه فردوسی مشهد
۲- استاد گروه مهندسی آب، دانشگاه فردوسی مشهد
۳- استادیار گروه آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

چکیده

بارندگی از جمله متغیرهای اقلیمی است که در مدیریت منابع آب و کشاورزی دارای اهمیت می‌باشد. بر این اساس، هدف این پژوهش مدل‌سازی پیش‌بینی داده‌های بارش ماهواره‌ای (TMPA(3B43 در اقلیم‌های خشک و نیمه خشک ایران با استفاده از مدل SARIMA در مقیاس فصلی بوده است. پس از تصحیح داده‌های ماهانه ماهواره‌ای، مدل‌سازی بارش انجام شد. پس از ایستاسازی در واریانس و حذف روند فصلی، با کمک نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، مدل‌های مناسب به دست آمد. تغییرات ضریب همبستگی بر پایه داده‌های ماهانه از ۰/۸۱ تا ۰/۹ در مناطق مورد مطالعه، تأیید کننده دقت مناسب مدل‌سازی بر اساس تکنیک SARIMA در این پایه زمانی برای پیش‌بینی فصلی می‌باشد. نتایج شاخص‌های ارزیابی بین مقادیر واقعی و داده‌های حاصل از مدل‌های انتخابی نشان داد اگر داده‌های ماهانه پیش‌بینی شده سپس به داده فصلی تبدیل شود؛ نسبت به استفاده از داده‌های فصلی برای پیش‌بینی فصلی، دارای دقت بالاتری هستند. پس از واسنجی و ارزیابی مدل‌های نهایی، بارش فصلی بر پایه مقیاس ماهانه برای دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸) پیش‌بینی و با دوره پایه مقایسه شد. در فصل زمستان بر خلاف فصل‌های بهار و پاییز، ۳ منطقه کاهش بارش و یک منطقه افزایش بارش داشته و در فصل تابستان در تمامی نقاط، ثبات نسبی و عدم تغییر بارش مشاهده شد. با توجه به متوسط بارش سالانه ۴ منطقه مورد مطالعه، در دوره چهار ساله پیش‌بینی به طور میانگین حدود یک درصد کاهش بارش سالانه پیش‌بینی می‌شود. به صورت تفکیکی تغییرات بارش سالانه در پیکسل‌های متناظر مناطق کاشان، سیرجان، بهبهان و زرقان به ترتیب برابر ۱/۳-، ۱/۱، ۱- و ۱/۸- درصد خواهد بود.

واژگان کلیدی: بارش فصلی، پیش‌بینی، تکنیک SARIMA، داده سنجش از دور.

* نویسنده مسئول: ۰۹۱۵۳۱۳۶۸۸۸
Email: sanaein@gmail.com

مقدمه

مدل‌سازی متغیر بارش به منظور مدیریت منابع آب و کشاورزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ضرورت این مدل‌سازی در اقلیم‌های خشک و نیمه خشک دوچندان می‌باشد. مشکلات موجود در تعمیم بارش نقطه‌ای به بارش منطقه‌ای، موضوعی است که باعث شده روش‌های جایگزینی در برآورد بارش به وجود آیند. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش سنجش از دور ماهواره‌ای اشاره نمود(علوی پناه، ۱۳۹۴). با ظهور فن‌آوری‌های پیشرفته در فرآیند دریافت اطلاعات هواشناسی ماهواره‌ای و رادارهای تخصصی و همچنین نتایج متفاوتی که داده‌های حاصله در مکان‌های مختلف ارائه می‌دهند، در سراسر جهان تحقیقاتی در زمینه روش‌های پردازش داده‌ها و ارزیابی میزان دقت مدل‌های مربوطه در حال انجام است(سروشیان، ۲۰۰۰).

استفاده از منابع سنجش از دوری که بتوانند به صورت عددی مقادیر داده‌های هواشناسی مانند بارش را ارائه دهند باید بیش از پیش مورد استفاده قرار گیرند. از جمله این ماهواره‌ها می‌توان به ماهواره TRMM[1] اشاره نمود. این ماهواره در سال ۱۹۹۷ با همکاری سازمان فضایی دو کشور امریکا و ژاپن به فضا پرتاب شد. از اطلاعات این ماهواره می‌توان در اندازه‌گیری بارش در سطح خشکی‌ها و مخصوصاً مناطقی که دارای آمار و اطلاعات ثبت شده مناسبی نمی‌باشند، استفاده نمود(هافمن و بولوین، ۲۰۱۸).

مدل‌های اقلیمی که بر پایه اصول آماری – احتمالی بنا گذاشته شده‌اند از اهمیت ویژه و کاربرد پر شماری برخوردارند. کاربرد مدل‌های آماری در بازسازی مقادیر گذشته و باز آفرینی مقادیر آینده داده‌ها به تحلیل سری‌های زمانی موسوم است(عساکره، ۱۳۸۶). هدف از تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی کشف و شناسایی مدل احتمالی مولد داده‌ها و پیش‌بینی مقادیر آینده سری است(خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶). وی (Wei, 1990) بیان کرد که حداقل ۵۰ مشاهده برای ساخت یک مدل سری زمانی مناسب لازم است.

در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در مدل سازی پارامترهای اقلیمی پژوهش‌ها و مطالعات فراوانی در سراسر جهان انجام گرفته است. آگیلرا و همکاران (Aguilera et al., 2008) با ترکیب ARIMA[2] با مدل تحلیل مؤلفه اصلی مدلی کاربردی برای پیش‌بینی داده‌های دو طرف طول جغرافیایی ارائه داد که آن را برای پیش‌بینی خطر پدیده ال نینو مناسب می‌داند. آنتونی و همکاران (Anthony, 2004) در پژوهشی در زمینه نوسانات پارامترهای اقلیمی در کشور نیجریه که با استفاده از روش‌های سری‌های زمانی انجام پذیرفته، نوسانات دما و بارش را در منطقه مورد بررسی قرار داده و نتایج آنها نشان می‌دهد که در مناطقی از کشور ساحل عاج و سودان واقع در ۸ درجه عرض شمالی روند نزولی در مقدار بارش سالانه وجود دارد. باکس و جنکینز (Box and Jenkins, 1976) در مطالعه خود علت استفاده از مدل‌سازی آماری مدل‌های میانگین متحرک تجمعی خود همبسته را وجود خودهمبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل یا روند ذکر کرده و پیشنهاد کردند به منظور تعیین اثر خودهمبستگی از روش ضربی اتورگرسیو میانگین متحرک فصلی استفاده شود. بورلاندو و همکاران (Burlando et al., 1996) از مدل‌های آریما جهت پیش‌بینی بارندگی‌های ساعتی در زمان وقوع آنها استفاده کردند و مقادیر به دست آمده را با داده‌های باران‌سنجی مقایسه نمودند. آنها در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که با افزایش مدت دوام بارندگی، پیش‌بینی‌ها روند دقیق‌تری داشتند و با کوتاه‌تر شدن دوام بارندگی، اختلاف میزان باران پیش‌بینی از مقدار واقعی متناظر خود بیشتر می‌شود. همچنین در این زمینه می‌توان به کارهای جونز و همکاران(Jones et al., 1986)، هانسن (Hansen, 1988) و فولاند (Folland, 1990) اشاره نمود. نواکز و همکاران (Noakes et al., 1985) قدرت پیش‌بینی کوتاه مدت مدل‌های سری زمانی و مدل‌های خودهمبسته دوره‌ای را بر روی سری ۳۰ ماهه جریان مقایسه کردند و نشان دادند که مدل‌های خودهمبسته دوره‌ای دقیق‌ترین پیش‌بینی را دارند. آن‌ها همچنین برتری تبدیل لگاریتمی را به دیگر تبدیل‌های باکس–کاکس بر اساس روش حداکثر درست‌نمایی را گزارش دادند. پاراس و ماتور

1. Tropical Rainfall Measuring Mission

2. Autoregressive Integrated Moving Average

(Paras and Mathur, 2012) دو روش سری زمانی و رگرسیون چند متغیره غیر خطی را برای پیش‌بینی بارش ماهانه هندوستان مناسب معرفی کردند. انی و همکاران (Eni et al., 2015) بارش در شهر واری نیجریه برای دوره ۲۰۰۳-۲۰۱۲ به منظور شناسایی مدل SARIMA و اطلاعات سال ۲۰۱۳ برای اعتبارسنجی پیش‌بینی مدل شناسایی شده انتخاب شد. مدل انتخاب شده فرآیند فصلی با کمک معیارهای آماری، SARIMA (1, 1, 1) (0, 1, 1) بوده و بررسی کفایت مدل نشان داد که مدل منتخب ایشان مناسب بوده‌است. ایشان این مدل برای پیش بینی میزان بارندگی در سال ۲۰۱۳ مورد استفاده قرار دادند که نتیجه آن دقت مناسب مدل انتخابی در پیش‌بینی سال مورد نظر می‌باشد. در مطالعه محمود و همکاران (Mahmud et al., 2017) از مدل SARIMA برای پیش‌بینی میزان بارندگی ماهانه برای سی ایستگاه بنگلادش استفاده شد. ایشان دریافتند که مدل‌های منتخب، بارش ماهانه را با دقت مناسب پیش‌بینی می‌کنند. بنابراین ، با استفاده از این مدل‌ها می توان بارندگی یک ساله را پیش‌بینی نمود. نیاتوآمه و آگودزو (Nyatuame and Agodzo, 2018) برای تحلیل بارندگی سالانه و حداکثر دما در حوضه آبخیز طوردی و پیش‌بینی از مدل ARIMA استفاده نمودند. بهترین مدل ARIMA برای بارندگی برای کپتو و تردزینو به ترتیب (3, 0, 3) و (3, 1, 3) به‌دست آمد. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل‌های ایشان نشان داد که مدل‌های سری زمانی مناسب هستند و می‌توانند به پیش‌بینی‌های برنامه‌ریزی آینده آب کمک کنند. مدل (ARIMA) برای پیش‌بینی میزان بارندگی ماهانه در حوضه رودخانه بتوای هند توسط دایال و همکاران (Dayal et al., 2019) مورد استفاده قرار گرفت. متوسط بارش ماهانه در کل حوضه با استفاده از روش چند ضلعی تیسن برآورد شد. دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ برای شبیه سازی و از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ برای اهداف آزمایش و اعتبارسنجی استفاده شد. مدل ARIMA (0, 0, 1)(1, 1, 2) به عنوان مدل بهینه تعیین شد. پیش‌بینی‌های مدل ایشان مطابقت خوبی با داده‌های بارش باران داشتند.

از پژوهش‌های داخلی نیز می‌توان به کار جمشیدی(Jamshidi, 1989) در مدل بارش-دمای ایستگاه تهران و پژوهش شریفان و قهرمان(۱۳۸۶) در ارزیابی پیش-بینی باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان اشاره نمود. آشگرطوسی(۱۳۸۲) با استفاده از سری‌های زمانی، خشکسالی منطقه شیروان در استان خراسان را پیش-بینی نمود و براساس نتایج به دست آمده، بهترین الگوی کشت را پیشنهاد کرد. ویسی پور و همکاران(۱۳۸۹) با استفاده از مدل‌های سری زمانی ARIMA به تحلیل پیش بینی روند بارش و دما (روزانه، ماهانه و سالانه) در شهرستان کرمانشاه برای دوره آماری۱۹۶۰ تا ۲۰۰۶ پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که دمای حداکثر در سال‌های آینده در حال افزایش و بارش روند کاهشی خواهد داشت. بابازاده و همکاران(۱۳۹۱) به پیش‌بینی بارش ماهانه در ایستگاه شیراز با استفاده از مدل آریما پرداخته و پس از ارزیابی مدل احتمال افزایش بارش در آینده نزدیک را پیش-بینی کردند. حسینعلی زاده و همکاران(۱۳۹۳) نیز در پژوهشی مشابه مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی بارش ایستگاه گرگان را مناسب دانسته و موفق به پیش‌بینی بارش در ۱۲ ماه آینده در این ایستگاه گردیدند. عبداله نژاد(۱۳۹۴) نیز در تحقیق خود به مقایسه مدل‌های مختلف سری زمانی برای پیش‌بینی مجموع بارش پرداخته و بعد از مقایسه نتایج مدل‌های اتورگرسیو، میانگین متحرک، مدل‌های تلفیقی و مدل‌های فصلی، در نهایت مدل SARIMA را بهترین مدل برازش شده برای ایستگاه هاشم آباد گرگان معرفی کردند. بایزدی و همکاران(۱۳۹۵) در تحلیل خشکسالی حوضه آبریز سلماس به پیش‌بینی ۷ ساله بارش و دما پرداختند و استفاده از مدل‌های سری زمانی در تحلیل بارش و پیش‌بینی شاخص‌های خشکسالی را مناسب دانستند. معصوم پور و همکاران (۱۳۹۶) داده‌های بارش ۶۷ ایستگاه سینوپتیک کشور با دورهٔ آماری سی‌ساله (۱۹۸۵ـ۲۰۱۴) جهت مدل‌سازی بارش با مدل SARIMA مورد استفاده قرار دادند. نتایج ایشان نشان داد برای همهٔ ایستگاه‌های مورد مطالعه (جز بوشهر، شهرکرد، بیرجند، امیدیه آغاجاری و رشت) مدل ساریما کفایت مناسبی دارد. نتایج به‌دست‌آمده از بررسی مرتبه‌های فصلی نیز نشان داد که به‌جز ایستگاه‌های کاشان، آبعلی، دوشان‌تپه، سمنان، و شاهرود در بقیهٔ ایستگاه‌ها بارش‌ها از الگوهای فصلی تبعیت می‌کنند.

همچنین، در بیشتر ایستگاه‌های مورد مطالعه (۹۳٪) روند کاهشی یا افزایشی معناداری در سری‌زمانی بارش فصلی مشاهده نشده است. قیصوری و همکاران (۱۳۹۷) دبی جریان ماهانه رودخانه گدارخوش در دوره آماری ۱۳۹۱–۱۳۷۰ را با استفاده از سری‌زمانی بارش مدل‌سازی و پیش‌بینی نمودند. مدل (۰،۱،۱)(۱،۰،۰) ARIMA به‌عنوان مدلی مناسب جهت پیش‌بینی دبی انتخاب گردیده و دبی به مدت ۴ سال از ۱۳۹۵–۱۳۹۲ پیش‌بینی شد. نتایج پیش‌بینی براساس مدل (۰،۱،۱) (۱،۰،۰) ARIMA در رودخانه گدارخوش حاکی از افزایش دبی در آخر دوره (سال ۱۳۹۴) بود که براساس آمار بارش سازمان هواشناسی، مدل برازش یافته پیش‌بینی دبی را به‌خوبی انجام داده است. خسروی و همکاران (۱۳۹۷) برای مدل‌سازی و پیش‌بینی با استفاده از تکنیک تحلیل سری‌های زمانی، متوسط بارش سالانه شهر شیراز با طول دوره آماری ۶۰ ساله (۲۰۱۰–۱۹۵۱) را مورد استفاده قرار دادند. الگوی انتخابی ایشان، برای هر سال میزان ۱/۴۴ میلی‌متر کاهش بارش را تا سال ۲۰۲۰ پیش‌بینی نمود.

بر اساس جمع‌بندی نتایج پژوهش‌های صورت گرفته، مدل‌های سری زمانی در مقیاس‌های ماهانه و فصلی از دقت مناسبی برخوردار می‌باشد؛ ضمن اینکه در بیشتر موارد روند معنی‌داری در سری بارش مشاهده و پیش‌بینی نشده است. اما با وجود جستجوهای صورت گرفته متأسفانه پژوهشی در زمینه پیش‌بینی بارش با استفاده از مدل‌های سری زمانی بر پایه داده‌های سنجش از دور در ایران یافت نشد. بنابراین با توجه به پیشینه مطالعه و ضرورت استفاده از داده‌های ماهواره‌ای در مدل‌سازی بارش، دو هدف اصلی از انجام این پژوهش مدنظر می‌باشد: ۱) تعیین الگوهایی مناسب برای داده‌های بارش فصلی ماهواره‌ای؛ ۲) پیش‌بینی تغییرات آنها در آینده.

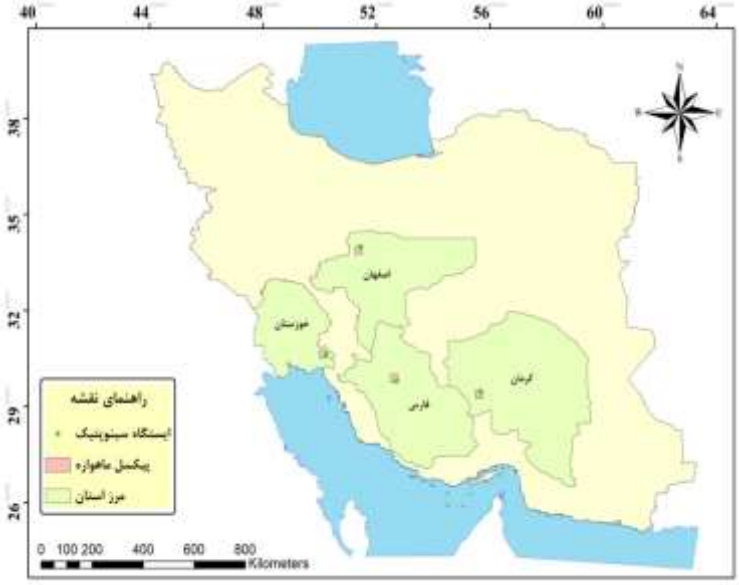
مواد و روش ها

منطقه مورد مطالعه

برای انجام پژوهش حاضر، داده‌های بارش ماهانه ماهواره‌ای از ۲ اقلیم خشک و نیمه خشک بر اساس اقلیم‌نمای دومارتن توسعه یافته (Rahimi et al., 2013) انتخاب گردید. جهت قابل اعتماد بودن نتایج، انتخاب کاملا تصادفی از ۴ منطقه مجزا از استان‌های مختلف و با شرایط توپوگرافی متفاوت صورت گرفت. مشخصات پیکسل‌های انتخابی و ایستگاه‌های متناظر آن در جدول (۱) و موقعیت آن‌ها در شکل (۱) نشان داده شده است:

جدول۱- خصوصیات جغرافیایی ایستگاه‌های مورد مطالعه

اقلیم	طول جغرافیایی پیکسل ماهواره (درجه شرقی)	عرض جغرافیایی پیکسل ماهواره (درجه شمالی)	ایستگاه متناظر	استان	طول جغرافیایی (درجه شرقی)	عرض جغرافیایی (درجه شمالی)	ارتفاع ایستگاه (متر)
خشک	۵۱/۳۷۵	۳۳/۸۷۵	کاشان	اصفهان	۵۱/۴۵	۳۳/۹۸	۹۸۲/۳
	۵۵/۶۲۵	۲۹/۳۷۵	سیرجان	کرمان	۵۵/۶۸	۲۹/۴۷	۱۷۳۹/۴
نیمه خشک	۵۰/۱۲۵	۳۰/۶۲۵	بهبهان	خوزستان	۵۰/۲۳	۳۰/۶	۳۱۳
	۵۲/۶۲۵	۲۹/۸۷۵	زرقان	فارس	۵۲/۷۲	۲۹/۷۸	۱۵۹۶



شکل ۱- موقعیت پیکسل‌های ماهواره‌ای مورد استفاده

منابع داده مورد استفاده

در این پژوهش، داده‌های ماهواره‌ای TMPA[1] با کد 3B43-V از پایگاه داده‌های سازمان فضایی آمریکا (NASA)[2] در دوره آماری ۲۰۱۷- ۱۹۹۸ و با فرمت ASCII[3] و مقیاس زمانی ماهانه گردآوری شد[4] (NASA, 2018). هدف الگوریتم 3B43، تولید داده‌های اندازه‌گیری بارندگی حاره‌ای و برآورد میزان بارش در مقیاس ماهانه است. این برآوردهای شبکه‌ای از تولیدات سطح سه این ماهواره بوده، دارای قدرت تفکیک زمانی ماهانه و قدرت تفکیک مکانی ۰/۲۵ درجه هستند و ۵۰ درجه جنوب تا ۵۰ درجه شمال عرض جغرافیایی را پوشش می‌دهند. داده‌های این الگوریتم شامل داده‌های ۶ منبع است که عبارتند از: داده‌های سه سنسور اسکن کننده فروسرخ- مریی[5]، تصویربردار میکروموجی[6] و رادار بارش[7] به همراه داده‌های منابع شاخص بارش جهانی[8]، مرکز اقلیمی بارش جهانی[9] و سامانه پایش و ارزیابی اقلیمی[10] است. این الگوریتم هر ماه یکبار توسط ترکیب کردن برآوردهای ۳ ساعته بارش، داده‌های ماهانه سامانه پایش و ارزیابی اقلیمی و داده‌های زمینی باران‌سنجی مرکز اقلیمی بارش جهانی ارائه می‌شود(NASA, 2001).

داده‌های ماهانه ماهواره‌ای استخراج شده، مورد ارزیابی قرار گرفته و پس از تصحیح خطا، بصورت فصلی تجمیع شدند. این داده‌ها با استفاده از مدل حاصل‌ضربی (غفوریان و همکاران، ۱۳۹۹) و با کمک داده‌های ایستگاه‌های متناظر پیکسل‌های ماهواره تصحیح شدند. داده‌های بارش فصل بهار از مجموع ماه‌های آوریل، می و جون، فصل تابستان از ماه‌های جولای، آگوست و سپتامبر فصل پاییز از اکتبر، نوامبر و دسامبر و فصل زمستان از ژانویه، فوریه و مارس بدست آمدند.

روش تحقیق

اولین مرحله در تحلیل مجموعه‌ای از داده‌ها این است که نمودار مشاهدات نسبت به زمان رسم شود. این کار

1 TRMM Multi-satellite Precipitation Analysis
2 National Aeronautics and Space Administration
3 American Standard Code for Information Interchange
4 https://disc2.gesdisc.eosdis.nasa.gov/opendap/TRMM_L3/TRMM_3B43.7/contents.html
5 Visible and Infrared Scanner
6 TRMM Microwave Imager
۷ Precipitation Radar
۸ Global Precipitation Index
۹ Global Precipitation Climatology Center
۱۰ Climate Assessment and Monitoring System

اغلب مهم ترین خواص یک سری زمانی مانند روند، تغییرات فصلی، ناپیوستگی‌ها و مشاهدات دورافتاده را آشکار می‌سازد. پس از رسم نمودار سری‌های زمانی بارش فصلی، جهت اطلاع از همگنی و تصادفی بودن داده ها و احتمال وجود هر گونه روند در سری‌های زمانی مذکور از آزمون ناپارامتریک ران تست[1] (آزمون همگنی) استفاده شد (علیزاده، ۱۳۸۶ ؛ فرج‌زاده، ۱۳۸۹).

بسیاری از مدل‌های احتمالی سری‌های زمانی بر مبنای ایستایی سری استوار می‌باشند. مفهوم ایستایی این است که قوانین حاکم بر فرآیند با زمان تغییر نمی‌کند. یعنی فرآیند در تعادل آماری است(نیرومند، ۱۳۸۹). به عبارت دیگر میانگین و واریانس سری در طول زمان ثابت می‌ماند. ممکن است یک سری هم در میانگین و هم در واریانس ناایستا باشد، در این صورت ابتدا باید واریانس آن را ایستا نمود و بعد از تثبیت واریانس، داده‌ها را نسبت به میانگین نیز ایستا کرد. به طور کلی برای تبدیل واریانس، از تبدیل توانی زیر که به وسیله باکس- کاکس (Box and Cox, 1964) معرفی شده است، استفاده گردید:

$$T(x_t) = x_t^{(\lambda)} = \frac{x_t^{\lambda}-1}{\lambda} \qquad (۱)$$

که در آن x_t : مقدار اولیه واقعه در زمان t ، λ : پارامتر تبدیل و $x_t^{(\lambda)}$: مقدار تبدیل یافته است. برآورد درست نمایی ماکزیمم[2] λ آن است که مجموع مربعات باقیمانده را حداقل کند(نیرومند، ۱۳۸۶). مقادیر این پارامتر با کمک نرم افزار R محاسبه گردید.

تبدیل باکس – کاکس برای رفع ناایستایی در واریانس نیاز به وجود اطلاعات غیر صفر و مثبت دارد، لیکن داده-های مربوط به بارش دارای اعداد صفر می‌باشند. لذا برای رفع این مشکل عدد ثابت c = ۱ به تمامی داده‌های بارش اضافه شد.

یکی از سودمندترین آزمون‌های بررسی ایستایی میانگین، آزمون دیکی فولر است. در این آزمون فرض صفر دلیل بر غیر ایستا بودن است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می افتد که فرض صفر رد شود (Dickey and Fuller, 1979). چنان‌چه یک سری در میانگین نا ایستا باشد مهم‌ترین ابزار تبدیل این سری به یک سری ایستا تفاضلی کردن[3] می‌باشد. تفاضلی کردن مرتبه اول و دوم یک سری زمانی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\nabla x_t = x_t - x_{t-1} \qquad (۲)$$

x_t داده در زمان t و x_{t-1} داده در زمان t −۱ است. در صورت وجود عامل فصلی در سری ناایستا، تبدیلات پیچیده تری لازم است.

یک وسیله مهم در مدل سازی فرآیندهای فصلی ناایستا، تفاضلی کردن فصلی یا دیفرانس گیری فصلی است. مثلا برای یک سری ماهانه، تغییرات از فروردین تا فروردین، اردیبهشت تا اردیبهشت و غیره را برای سال‌های متوالی در نظر می‌گیرند. ممکن است D تفاضل فصلی مورد نیاز باشد تا یک سری ایستا تولید شود (خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶). لذا عملگر تفاضل فصلی از درجه D به صورت زیر می‌باشد:

$$\nabla_s^D = (1 - B^s)^D \qquad (۳)$$

عملگر پسرو که با B نشان داده می‌شود روی شاخص زمانی عمل کرده و آن را به اندازه یک واحد زمانی مشابه به عقب می‌برد و سری جدید را حاصل می‌کند (نیرومند، ۱۳۸۹). پارامتر D تعداد مرتبه‌های تفاضلی برای حذف روند فصلی می‌باشد.

الگو سازی

در پژوهش حاضر ابتدا شناسایی مدل به کمک روش باکس و جنکینز (Box and Jenkins, 1976) انجام شد. سپس الگوی تشخیص داده شده بر داده‌ها برازش یافت. درستی الگو با توجه به معیار کم بودن پارامترهای مدل بررسی شد. روش انتخاب مدل مناسب به شرح ذیل می‌باشد (نیرومند ۱۳۸۹):

تشخیص مدل اولیه

پس از اعمال مراتب تفاضل گیری بر سری‌های مزبور و رفع ناایستایی، جهت تشخیص مدل اولیه (درجات p، q، P

1 Run Test
2 Maximum Likelihood Estimation
3 Differencing

و Q) از نمودار توابع خودهمبستگی (ACF[1]) و خودهمبستگی جزئی (PACF[2]) سری‌های زمانی تفاضلی شده بارش فصلی کمک گرفته شد. خودهمبستگی که همبستگی بین مشاهدات با فاصله k واحد زمانی می‌باشند با ρ_k نشان داده و به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_k = \frac{COV(x_t, x_{t+k})}{Var(x_t)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad (۴)$$

$\gamma(k)$ را ضریب اتوکواریانس در تأخیر k می‌نامند. که اندازه آن به واحد اندازه گیری x_t بستگی دارد. $\gamma(k)$ و ρ_k هر دو وابستگی خطی بین متغیرهای تصادفی را اندازه می‌گیرند(خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶). تابع خودهمبستگی تقریباً دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\frac{1}{n}$ است در نتیجه فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای r_k تقریباً به صورت $(\frac{-2}{\sqrt{n}}, \frac{2}{\sqrt{n}})$ می‌باشد. اگر مقدار مشاهده شده خودهمبستگی در خارج از این حدود واقع شود، این مقدار در سطح ۵ درصد به طور معنی‌داری با صفر اختلاف دارد.

همبستگی بین x_t و x_{t+k} بعد از حذف اثر متغیرهای $x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+k-1}$ را ضریب خودهمبستگی جزئی می‌نامند(خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶).

باکس و جنکینز برای بررسی فصلی بودن، مدل ARIMA را تعمیم می‌دهند و مدل فصلی ضربی[3] کلی را به شکل زیر تعریف می‌کنند. این مدل در پژوهش حاضر مورد استفاده قرار گرفت (Box and Jenkins, 1976):

$$\varphi_p(B)\Phi_P(B^s)\nabla^d\nabla_s^D x_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)z_t \quad (۵)$$

که به مدل ARIMA فصلی ضربی باکس- جنکینس مشهور است و در آن:

۱- $\varphi_p(B) = 1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_P B^P$ عملگر اتورگرسیو غیر فصلی از مرتبه p

۲- $\Phi_P(B^s) = 1 - \lambda_1 B^s - \lambda_2 B^{2s} - \dots - \lambda_P B^{Ps}$ عملگر اتورگرسیو فصلی از مرتبه P

۳- $\theta_q(B) = 1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \dots - \beta_q B^q$ عملگر میانگین متحرک غیر فصلی از مرتبه q

۴- $\Theta_Q(B^s) = 1 - \gamma_1 B^s - \gamma_2 B^{2s} - \dots - \gamma_Q B^{Qs}$ عملگر میانگین متحرک فصلی از مرتبه Q

۵- $z_t, z_{t-1}, \dots$ جملات اغتشاش خالص یا تصادفی هستند که از توزیع نرمال پیروی می‌کنند.

۶- $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ و $\lambda_1, \dots, \lambda_p$ و $\beta_1, \dots, \beta_p$ و $\gamma_1, \dots, \gamma_p$ و θ_0 پارامترهای مجهول و نامعلوم مدل هستند که بایستی از داده‌های نمونه برآورد گردند.

۷- B عملگر پسرو که به شکل $B^m x_t = x_{t-m}$ تعریف می‌شود..

۸- ∇^d عملگر غیر فصلی از مرتبه d نامیده می‌شود و به شکل $\nabla^d = (1 - B)^d$ تعریف می‌شود.

۹- ∇_s^D عملگر فصلی از مرتبه D نامیده می‌شود و به شکل $\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$ تعریف می‌شود.

وسیله مهم در تشخیص مدل، تابع خودهمبستگی (ACF) و تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) می‌باشد. رسم این نمودارها در تعیین نوع و مرتبه فرآیند مفید است (کارآموز و عراقی‌نژاد، ۱۳۸۴).

برازش مدل

پس از تشخیص مدل اولیه با کمک نرم افزار R، مدل تشخیص داده شده بر داده‌های اصلی برازش داده شد. با استفاده از روش کمترین مربعات غیر شرطی پارامترهای مجهول مدل تعیین گردید. تابع مجموع مربعات غیر شرطی به طور کلی به صورت زیر تعریف می‌شود (نیرومند، ۱۳۸۶):

$$S(\emptyset, \theta, \theta_0) = \sum_{t=-\infty}^{n} \hat{a}_t^2 \quad (۶)$$

که در رابطه فوق $\emptyset$ پارامتر فرآیند اتورگرسیو و θ پارامتر فرآیند میانگین متحرک، θ_0 جمله ثابت و $\hat{a}_t$ متغیر تصادفی (به عبارتی دیگر تفاضل z_t و z_{t-1}) می‌باشند. مقادیر $\emptyset$ و θ و θ_0 به وسیله تابع مجموع مربعات غیر شرطی $S(\emptyset, \theta, \theta_0)$ و با کمک نرم افزار R برآورد گردید.

بررسی مناسبت مدل

بعد از برآورد پارامترها باید کفایت مدل با بررسی این که آیا فرض‌های الگو برقرار هستند مورد ارزیابی قرار گیرد. با استفاده از دو روش مکمل یکدیگر یعنی تجزیه و تحلیل

1 Autocorrelation Function
2 Partial Autocorrelation Function
3 SARIMA

باقیمانده‌های مدل برازش داده شده و برازش جامع‌تر که شامل مدل‌هایی با درجات بیشتر که مدل اولیه را به عنوان مورد خاص در بر می‌گیرند به بررسی مناسبت مدل پرداخته شد.

در روش اول، تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل شامل بررسی سه فرض اساسی می‌باشد(نیرومند، ۱۳۸۹): الف) بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها براساس نمودار احتمال نرمال، ب) بررسی فرض استقلال باقیمانده‌ها (شامل فرض تصادفی بودن و ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها) براساس نمودارهای ACF و PACF مربوط به باقیمانده‌های مدل و ت) بررسی فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها براساس نمودار باقیمانده‌های مدل برازش شده در مقابل زمان .

ملاک انتخاب الگو

اگر برای یک مجموعه داده چند مدل قابل قبول وجود داشته باشد، معمولاً ملاک انتخاب مدل بهتر بر مبنای آماره‌های خلاصه شده‌ای است که از باقیمانده‌های مدل‌های برازش شده محاسبه می‌شوند(نیرومند، ۱۳۸۶). ملاک اطلاعاتی آکائیک (AIC) که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \qquad (۷)$$

که در آن $\hat{\sigma}_z^2$ برآورد درست نمائی ماکزیمم σ_z^2 (واریانس باقیمانده‌های مدل)، M تعداد پارامترهای مدل می‌باشد (کارآموز و عراقی نژاد، ۱۳۸۴).

به منظور واسنجی و ارزیابی دقت مدل‌های نهایی از ضریب همبستگی بین مقادیر واقعی و نتایج مدل‌ها و بررسی شاخص‌های دقت مدل‌های نهایی بارش فصلی بهره گرفته شد. پس از تعیین مدل‌های مناسب برای هر دو سری زمانی بارش فصلی، به منظور تعیین مدل بهتر و نهایی از ملاک‌های انتخاب الگو شامل ملاک اطلاعاتی آکائیک براساس باقیمانده‌های مدل‌های برازش شده و شاخص‌های خطاسنجی شامل RMSE، MAE و MBE بر پایه خطاهای پیش‌بینی‌های خارج نمونه برای دوره ۲۰۲۱–۲۰۱۸ استفاده گردید:

$$R = \frac{\sum_{i=1}^{n}(P_{S_i}-\bar{P}_S)(P_{g_i}-\bar{P}_g)}{\sum_{i=1}^{n}(P_{S_i}-\bar{P}_S)\sum_{i=1}^{n}(P_{g_i}-\bar{P}_g)} \qquad (۸)$$

$$MBE = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(P_{S_i}-P_{g_i}\right)}{n} \qquad (۹)$$

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left|\left(P_{S_i}-P_{g_i}\right)\right|}{n} \qquad (۱۰)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(P_{S_i}-P_{g_i}\right)^2}{n}} \qquad (۱۱)$$

P_{S_i} = مقدار بارش ماهواره در ماه i ام

P_{g_i} = مقدار بارش ایستگاه زمینی در ماه i ام

$\bar{P}_{S_i}$ = میانگین بارش ماهواره در زمان i ام

$\bar{P}_{g_i}$ = میانگین بارش ایستگاه زمینی در زمان i ام

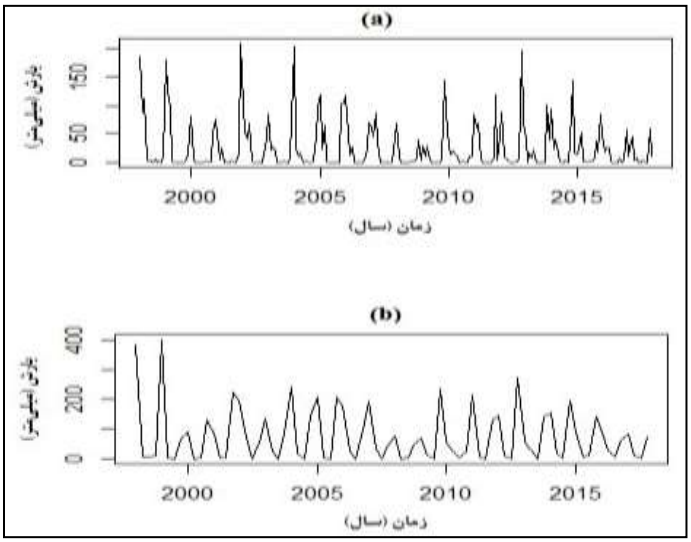
n = تعداد کل داده‌های استفاده شده

پس از تصحیح داده‌های ماهانه ماهواره‌ای با کمک روش حاصل‌ضربی (غفوریان و همکاران، ۱۳۹۹)، مدل-سازی بارش فصلی برای دوره زمانی ۲۰۱۷– ۱۹۹۸ انجام شده و داده‌ها برای دوره ۲۰۲۱–۲۰۱۸ پیش‌بینی شد. لازم به ذکر است مدل‌سازی برای داده‌های ماهانه تصحیح شده نیز انجام شد و داده‌های به دست آمده از مدل‌سازی داده‌های ماهانه نیز به فصلی تبدیل شدند. در نهایت مقایسه نتایج حاصل از داده‌های فصلی و نیز ماهانه تجمیع شده، نشان خواهد داد استفاده از کدام پایه زمانی (ماهانه یا فصلی) جهت مدل‌سازی داده‌های فصلی از دقت بیشتری برخوردار خواهد بود.

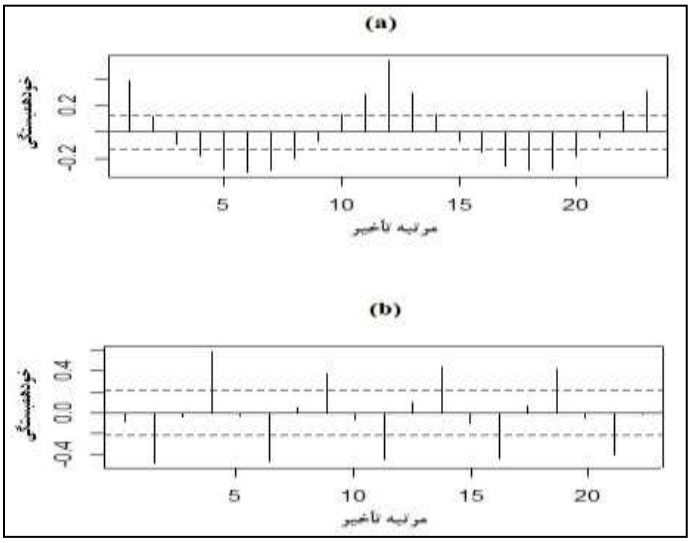
نتایج و بحث

به دلیل جلوگیری از تکرار نتایج مشابه، به اختصار منتخبی از خروجی نمودارهای تغییرات بارش، خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی داده‌های ماهواره‌ای ارائه شده است. نتایج ارزیابی و ضرایب مدل‌ها به صورت تفصیلی ارائه شده اند.

با توجه به نمودار سری زمانی بارش ماهانه و فصلی پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان در دوره آماری ۲۰۱۷–۱۹۹۸، وجود تغییرات فصلی به وضوح قابل مشاهده نیست و باید نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی ترسیم گردد (شکل ۲).



شکل۲- سری زمانی بارش پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان (a) ماهانه (b) فصلی



شکل ۳- توابع خودهمبستگی بارش پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان (a) ماهانه (b) فصلی

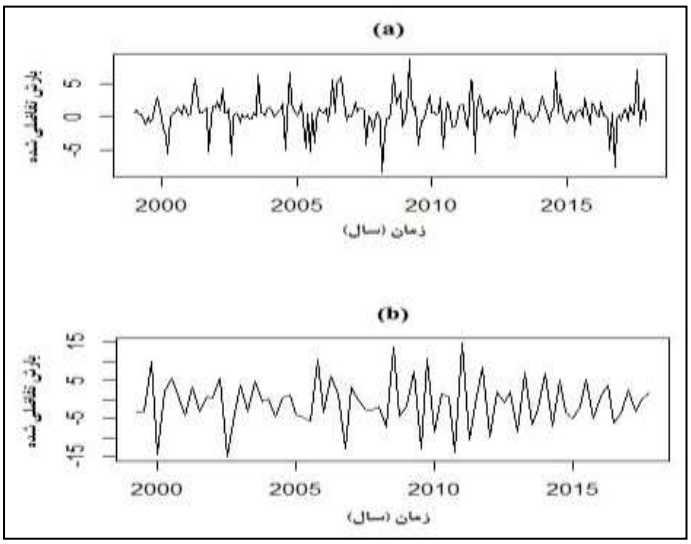
جدول۲- مقادیر پارامتر λ برای پیکسل متناظر ایستگاه‌های مورد مطالعه

پارامتر	بهبهان		زرقان		کاشان		سیرجان	
	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی
λ	۰/۱	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۲	۰/۳

نمودارهای ACF سری‌های اولیه نیز نشان دهنده وجود روند فصلی در داده‌های ماهانه و فصلی می‌باشد(شکل ۳). بر اساس تبدیلات توانی باکس-کاکس برای سری بارش ماهانه و فصلی، هر ۸ سری نا ایستا در واریانس بود. مقادیر مناسب λ جهت ایستاسازی در واریانس در جدول (۲) ارائه شده است.

پس از ایستاسازی در واریانس، عملگر تفاضلی با تأخیر مرتبه ۱۲ برای داده‌های ماهانه و ۴ برای داده‌های فصلی

اعمال شده و روند فصلی سری‌های بارش حذف گردید(شکل ۴). بر اساس آزمون دیکی فولر داده‌های ماهانه و فصلی در میانگین ایستا بودند؛ زیرا فرض صفر(ناایستایی) در آزمون دیکی فولر در آنها رد شد. نتایج مربوط به آزمون دیکی فولر در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، مقادیر پارامترهای d و D برای تمامی سری-های بارش به ترتیب برابر با صفر (ایستا در میانگین) و یک (روند فصلی مرتبه یک) به‌دست آمدند.



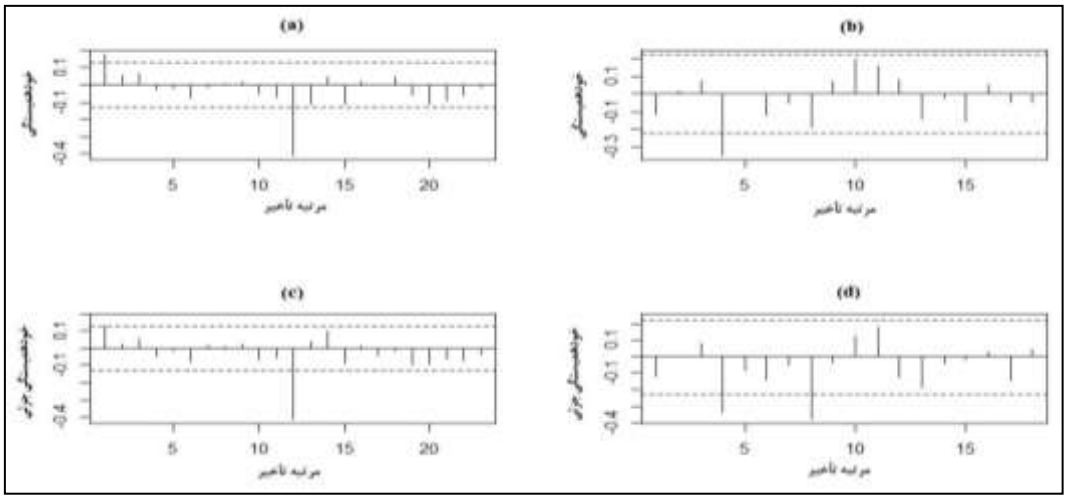
شکل۴- بارش تفاضلی شده فصلی پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان (a) ماهانه (b) فصلی

جدول۳- مقادیر آماره دیکی فولر (adf) برای پیکسل متناظر ایستگاه‌های مورد مطالعه

پارامتر	بهبهان		زرقان		کاشان		سیرجان	
	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی
adf	−۵/۶۲	−۴/۹۸	−۵/۷۷	−۴/۴۴	−۴/۸۷	−۴/۷	−۵/۳۹	−۵/۳۵
نتیجه ایستایی	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا

به منظور تشخیص مدل، از نمودارهای ACF و PACF سری های ایستا شده در واریانس و تفاضلی شده فصلی استفاده شد(شکل ۵). با توجه به نمودارهای ACF داده‌های تفاضلی شده، مقادیر تابع خودهمبستگی برای سری ماهانه پیکسل متناظر ایستگاه‌های بهبهان و سیرجان و سری فصلی ایستگاه کاشان در تأخیر یک معنی دار شد. در سایر سری ها، ACF در هیچ کدام از تأخیرهای غیرفصلی معنی دار مشاهده نشد که می‌توان به منظور انتخاب مدلی مناسب با تعداد پارامتر کمتر از آن صرفه نظر کرد. در تأخیر مرتبه ۱۲ ماهانه و تأخیر مرتبه ۴ فصلی نمودار ACF سری‌های تفاضلی شده بارش، خودهمبستگی غیر صفر و معنی دار مشاهده شد؛ که خارج از حدود استاندارد$(\frac{-2}{\sqrt{n}}, \frac{2}{\sqrt{n}})$ برای تابع خودهمبستگی می‌باشد. در پیکسل متناظر ایستگاه زرقان در سری فصلی نیز در تأخیر ۲۴ نیز نمودار ACF معنی دار شد.

بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده، مقادیر پارامترهای q (مرتبه عملگر میانگین متحرک غیرفصلی) برای سری بارش ماهانه پیکسل متناظر بهبهان و سیرجان و سری فصلی پیکسل متناظر ایستگاه کاشان پارامتر q=۱ تعیین شد. همچنین پارامترهای Q(مرتبه عملگر میانگین متحرک فصلی) برای ۴ سری بارش ماهانه و ۳ سری فصلی Q=۱ و برای سری بارش فصلی پیکسل متناظر ایستگاه زرقان پارامتر Q=۲ در نظر گرفته شد.



شکل۵- توابع acf و pacf بارش ایستا شده در واریانس و تفاضلی شده فصلی پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان (a,b) خودهمبستگی ماهانه و فصلی(به ترتیب)؛ (c,d) خودهمبستگی جزئی ماهانه و فصلی(به ترتیب)

نمودارهای PACF برای سری‌های تفاضلی شده ماهانه(شکل۴-c برای پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان می‌باشد)، مقادیر تابع خودهمبستگی جزئی برای سری ماهانه پیکسل متناظر ایستگاه‌های زرقان در تأخیرهای یک و دو و سیرجان در تأخیر یک معنی دار شدند. در سایر سری-ها، PACF در هیچ کدام از تأخیرهای غیرفصلی معنی دار مشاهده نشد. در تأخیر مرتبه ۱۲ هر ۴ سری ماهانه و تأخیر مرتبه ۴ و ۸ تمامی سری‌های فصلی نمودار PACF تفاضلی شده بارش، خودهمبستگی جزئی معنی دار مشاهده شد. بنابراین، مقادیر پارامترهای p (مرتبه عملگر اتورگرسیو غیرفصلی) برای سری‌های بارش ماهانه پیکسل متناظر زرقان و سیرجان به ترتیب p=۲ و p=۱ تعیین شد. همچنین پارامترهای P(مرتبه عملگر اتورگرسیو فصلی) برای ۴ سری بارش ماهانه پارامتر P=۱ و برای ۴ سری بارش فصلی پارامتر P=۲ تعیین شد. نتایج خلاصه شده مقادیر پارامترهای عملگر اتورگرسیو و میانگین متحرک در جدول(۴) نشان داده شده است.

جدول۴- نتایج تعیین پارامترهای عملگر اتورگرسیو و میانگین متحرک پیکسل‌های مورد مطالعه

اقلیم	طول جغرافیایی (درجه)	عرض جغرافیایی (درجه)	ایستگاه متناظر	سری زمانی	عملگر غیر فصلی			عملگر فصلی		
					p	d	q	P	D	Q
خشک	۵۱/۳۷۵	۳۳/۸۷۵	کاشان	ماهانه	۰	۰	۰	۱	۱	۱
				فصلی	۰	۰	۱	۲	۱	۱
	۵۵/۶۲۵	۲۹/۳۷۵	سیرجان	ماهانه	۱	۰	۱	۱	۱	۱
				فصلی	۰	۰	۰	۲	۱	۱
نیمه خشک	۵۰/۱۲۵	۳۰/۶۲۵	بهبهان	ماهانه	۰	۰	۱	۱	۱	۱
				فصلی	۰	۰	۰	۲	۱	۱
	۵۲/۶۲۵	۲۹/۸۷۵	زرقان	ماهانه	۲	۰	۰	۱	۱	۱
				فصلی	۰	۰	۰	۲	۱	۲

مقادیر ضرایب معادله فصلی ضربی باکس-جنکینز به دست آمده به همراه خطای استاندارد هریک از ضرایب در جدول(۵) ارائه شده است. یک روش که برای بررسی میزان مناسبت مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد، برازش جامع‌تر است. به این ترتیب که پس از تشخیص یک مدل مناسب، مدل عمومی‌تر به داده‌ها برازش داده می‌شود(خرمی و بزرگ نیا، ۱۳۸۶). این کار با افزایش مرتبه‌های p و q انجام می‌شود. البته باید توجه داشت که نباید به طور همزمان p و q را افزایش داد. مدل با شرایط زیر مورد تأیید قرار خواهد گرفت: الف) برآورد پارامترهای اضافی تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته باشد. ب) برآورد پارامترهای مشترک با برآورد پارامترهای اولیه آن‌ها اختلاف معنی‌داری نداشته باشد (نیرومند، ۱۳۸۹). بررسی الگوی جامع نشان داد که مدل‌های انتخابی دارای کمترین خطا می‌باشند (جدول۶).

جدول۵- ضرایب عملگر اتورگرسیو و میانگین متحرک پیکسل‌های مورد مطالعه

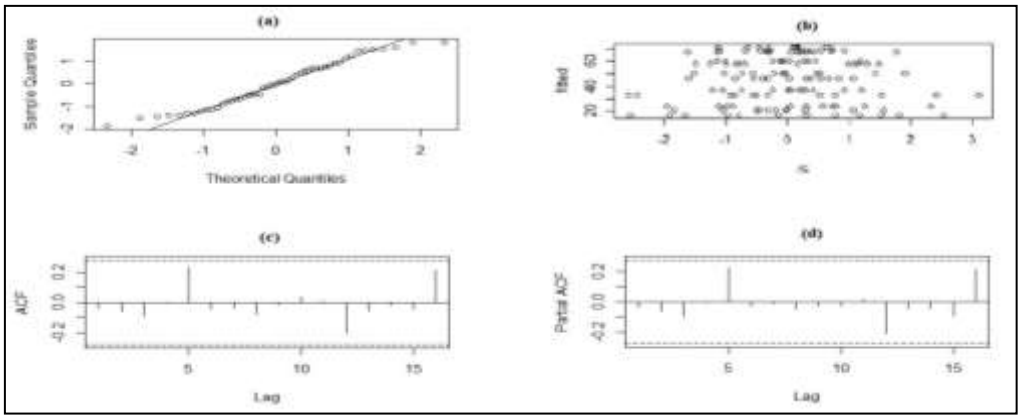
اقلیم	طول جغرافیایی (درجه)	عرض جغرافیایی (درجه)	ایستگاه متناظر	سری زمانی	پارامتر	ضرایب عملگر غیرفصلی			ضرایب عملگر فصلی			
						φ_1	φ_2	θ_1	Φ_1	Φ_2	Θ_1	Θ_2
خشک	۵۱/۳۷۵	۳۳/۸۷۵	کاشان	ماهانه	ضریب	–	–	–	-۰/۰۱۶۵	–	-۰/۹۸۲۲	–
					خطای معیار	–	–	–	۰/۰۸	–	۰/۳۳	–
				فصلی	ضریب	–	–	-۰/۲۴۲۷	-۰/۰۹۰۸	-۰/۲۳۴۷	-۱/۰۰۱	–
					خطای معیار	–	–	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۹	–
	۵۵/۶۲۵	۲۹/۳۷۵	سیرجان	ماهانه	ضریب	-۰/۶۷۹۴	–	۰/۸۳۲۵	-۰/۰۲۸۷	–	-۱/۰۰۱	–
					خطای معیار	۰/۲	–	۰/۱۶	۰/۰۷	–	۰/۱	–
				فصلی	ضریب	–	–	–	-۰/۰۹۸	-۰/۲۵۹۱	-۱/۰۰۱	–
					خطای معیار	–	–	–	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۴	–
نیمه خشک	۵۰/۱۲۵	۳۰/۶۲۵	بهبهان	ماهانه	ضریب	–	–	۰/۲۰۹۸	۰/۱۴۷۱	–	-۰/۷۹۸۷	–
					خطای معیار	–	–	۰/۰۶۸	۰/۰۹	–	۰/۰۶	–
				فصلی	ضریب	–	–	–	۰/۱۰۶۴	-۰/۳۱۸۸	-۰/۷۴۷۱	–
					خطای معیار	–	–	–	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۱	–
	۵۲/۶۲۵	۲۹/۸۷۵	زرقان	ماهانه	ضریب	۰/۱۶۷۷	-۰/۲۲۸۱	–	۰/۰۸۲۹	–	-۰/۸۴۱۵	–
					خطای معیار	۰/۰۷	۰/۰۷	–	۰/۰۹	–	۰/۰۷	–
				فصلی	ضریب	–	–	–	۰/۱۹۴۱	-۰/۵۶۴۶	-۰/۶۸۱۳	۰/۰۱۰۸
					خطای معیار	–	–	–	۰/۲۹	۰/۱۶	۰/۳۷	۰/۳۴

فرض نرمال بودن باقیمانده‌های مدل بارش ماهانه براساس آزمون نیکویی برازش در سطح اطمینان ۹۵ درصد با مقدار p به ترتیب برابر با ۰/۲۶۵ و ۰/۵۴۴ و با توجه به نمودار احتمال نرمال شکل (۶) (سری ماهانه پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان) که نقاط در امتداد یک خط راست قرار گرفته‌اند مورد تأیید قرار می‌گیرد.

فرض استقلال باقیمانده‌ها با توجه به نمودارهای ACF و PACF مربوط به باقیمانده‌های مدل بارش ماهانه (شکل ۶-c و ۶-d) به دلیل قرار گرفتن همه خودهمبستگی‌ها در حدود استاندارد، تأیید می‌شود. همچنین فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌های مدل اولیه برای بارش ماهانه با توجه به نمودار باقیمانده‌ها در برابر داده‌های شبیه سازی شده (شکل ۶-b) که فاقد ساختار خاصی هستند پذیرفته می‌شود. نتایج مشابه نیز برای سری‌های فصلی به دست آمد.

جدول۶-بررسی الگوی جامع مدل‌های سری زمانی پیکسل‌های مورد مطالعه

اقلیم	طول جغرافیایی (درجه)	عرض جغرافیایی (درجه)	ایستگاه متناظر	سری زمانی	الگوی مدل‌سازی	شاخص ارزیابی	
						AIC	انحراف معیار خطا
خشک	۵۱/۳۷۵	۳۳/۸۷۵	کاشان	ماهانه	$(0,0,0)(1,1,1)_{12}$	۵۶۲/۴	۸/۹
					$(1,0,0)(1,1,1)_{12}$	۵۶۶/۳	۹/۳۵
				فصلی	$(0,0,1)(2,1,1)_4$	۶۴۶/۳۹	۱۴/۶۵
					$(1,0,1)(1,1,1)_4$	۶۴۸/۳	۱۵/۱۸
	۵۵/۶۲۵	۲۹/۳۷۵	سیرجان	ماهانه	$(1,0,1)(1,1,1)_{12}$	۵۷۶/۷۹	۹/۷۵
					$(0,0,0)(1,1,1)_{12}$	۵۷۷/۱	۱۰/۱
				فصلی	$(0,0,0)(2,1,1)_4$	۶۶۴/۸۸	۱۶/۷۵
					$(0,0,1)(1,1,1)_4$	۶۶۷/۲	۱۶/۹۳
نیمه خشک	۵۰/۱۲۵	۳۰/۶۲۵	بهبهان	ماهانه	$(0,0,1)(1,1,1)_{12}$	۷۳۹/۳۸	۹/۵۸
					$(0,0,0)(1,1,1)_{12}$	۷۴۱/۲۷	۹/۸۱
				فصلی	$(0,0,0)(2,1,1)_4$	۸۵۰/۸	۱۹/۲
					$(1,0,1)(1,1,1)_4$	۸۵۱/۵	۱۹/۶۲
	۵۲/۶۲۵	۲۹/۸۷۵	زرقان	ماهانه	$(2,0,0)(1,1,1)_{12}$	۶۸۷/۰۴	۱۰/۲
					$(1,0,0)(2,1,1)_{12}$	۶۹۰/۳۱	۱۰/۶۱
				فصلی	$(0,0,0)(2,1,2)_4$	۷۷۳/۱۹	۱۶/۳۷
					$(1,0,1)(1,1,1)_4$	۷۷۵/۲۸	۱۶/۶۲



شکل (۶)- (a) نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها (b) باقیمانده‌ها در برابر داده‌های شبیه‌سازی شده (c) تابع خودهمبستگی باقیمانده‌ها (d) تابع خودهمبستگی جزئی باقیمانده‌ها

نتایج مربوط به ارزیابی مدل‌های به دست آمده در جدول (۷) ارائه شده است. در این جدول ارزیابی داده‌های به دست آمده از مدل‌سازی داده‌های ماهانه نیز به فصلی تبدیل شده نیز ارائه شده است. مقایسه نتایج حاصل از داده‌های فصلی و نیز ماهانه تجمیع شده، نشان می‌دهد استفاده از پایه زمانی ماهانه جهت مدل‌سازی داده‌های فصلی از دقت بیشتری برخوردار خواهد بود.

جدول۷- نتایج شاخص‌های ارزیابی مدل‌سازی فصلی برای پیکسل‌های متناظر ایستگاه‌های مورد مطالعه

اقلیم	طول جغرافیایی (درجه)	عرض جغرافیایی (درجه)	ایستگاه متناظر	سری زمانی پایه	R	AIC	MBE (میلی‌متر)	MAE (میلی‌متر)	RMSE (میلی‌متر)
خشک	۵۱/۳۷۵	۳۳/۸۷۵	کاشان	ماهانه	۰/۸۱	۵۶۲/۴	۰/۲	۹/۶	۱۴/۲
				فصلی	۰/۷۹	۶۴۶/۳۹	۰/۵	۱۰/۱	۱۵/۳
	۵۵/۶۲۵	۲۹/۳۷۵	سیرجان	ماهانه	۰/۸۴	۵۷۶/۷۹	−۰/۳	۱۰/۱	۱۵/۷
				فصلی	۰/۸۳	۶۶۴/۸۸	−۱/۱	۱۰/۵	۱۶/۳
نیمه خشک	۵۰/۱۲۵	۳۰/۶۲۵	بهبهان	ماهانه	۰/۸۲	۷۳۹/۳۸	۳/۳	۱۵/۹	۲۷/۱
				فصلی	۰/۷۹	۸۵۰/۸	۳/۶	۱۸/۲	۲۹/۶
	۵۲/۶۲۵	۲۹/۸۷۵	زرقان	ماهانه	۰/۹	۶۸۷/۰۴	۲/۱	۱۱/۶	۱۷/۳
				فصلی	۰/۸۹	۷۷۳/۱۹	۳/۳	۱۱/۷	۱۸/۱

نتایج شاخص‌های ارزیابی بین مقادیر واقعی و نتایج حاصل از مدل‌های انتخابی، نشان می‌دهد اگر داده‌های ماهانه مدل‌سازی و پیش‌بینی شده سپس به داده فصلی تبدیل شوند نسبت به استفاده از داده‌های فصلی برای پیش‌بینی، دارای دقت بالاتری هستند. نتیجه حاضر مطابق با پژوهش قهرمان و شریفان (۱۳۸۶) مبنی بر استفاده از دوره کوتاه‌تر برای پیش‌بینی دوره‌های بلندمدت می‌باشد. ضریب همبستگی بر پایه داده‌های ماهانه از ۰/۸۱ برای پیکسل متناظر ایستگاه کاشان تا ۰/۹ برای پیکسل متناظر ایستگاه زرقان، تأیید کننده دقت مناسب مدل‌سازی بر اساس تکنیک SARIMA در این پایه زمانی برای پیش‌بینی فصلی می‌باشد. خطای انحراف نیز در دو پایه زمانی ماهانه و

فصلی پیکسل متناظر ایستگاه کاشان (به ترتیب ۰/۲ و ۰/۵) و سری ماهانه پیکسل متناظر ایستگاه سیرجان (۰/۳-) نشان دهنده بیش یا کم برآوردی اندک داده‌های مدل‌سازی شده در این نقاط می‌باشد.

پس از واسنجی و ارزیابی مدل‌های نهایی برای بارش فصلی بر پایه مقیاس ماهانه با استفاده از مدل‌های مربوطه برای دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸) پیش‌بینی و با دوره پایه (۲۰۱۷-۱۹۹۸) مقایسه شد. مقایسه مقادیر شبیه سازی شده بارش فصلی در دوره (۲۰۱۷-۱۹۹۸) با دوره پیش‌بینی (۲۰۲۱-۲۰۱۸) در جدول (۸) نشان داده شده است.

بر اساس پیش‌بینی انجام شده برای دوره مورد نظر، بارش فصلی در فصل بهار در پیکسل متناظر ایستگاه سیرجان بیشترین افزایش با ۲/۷ میلی‌متر و پیکسل متناظر زرقان با ۵ میلی‌متر بیشترین کاهش بارش را در این فصل داشته است. سه منطقه با افزایش بارش و یک منطقه با کاهش بارش در این فصل مواجه بودند. در فصل تابستان در تمامی نقاط ثبات نسبی مشاهده شد. در فصل پاییز نیز ۲/۳ میلی‌متر بیشترین افزایش بارش برای پیکسل متناظر کاشان و ۳/۵ میلی‌متر بیشترین کاهش مربوط به پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان ثبت شد. در این فصل نیز مانند فصل بهار، ۳ منطقه با افزایش بارش نسبی و یک ایستگاه با کاهش نسبی بارش فصلی مواجه بودند.

جدول۸- مقایسه بارش پیش‌بینی شده فصلی نسبت به دوره پایه برای پیکسل‌های مورد مطالعه

اقلیم	ایستگاه متناظر	دوره زمانی	بارش سالانه (میلی‌متر)	بارش فصلی (میلی‌متر)			
				بهار	تابستان	پاییز	زمستان
خشک	کاشان	پایه	۱۳۰/۱	۲۷/۳	۴/۴	۳۵/۱	۶۳/۳
		پیش‌بینی	۱۲۸/۴	۲۹/۹	۴/۲	۳۷/۴	۵۶/۹
	سیرجان	پایه	۱۰۵/۱	۱۰/۲	۴/۴	۲۱/۴	۶۹/۱
		پیش‌بینی	۱۰۶/۳	۱۲/۹	۴/۸	۲۳/۲	۶۵/۴
نیمه خشک	بهبهان	پایه	۳۲۲/۹	۱۵/۶	۲/۴	۱۰۹/۴	۱۹۴/۵
		پیش‌بینی	۳۲۱/۱	۱۵/۷	۳/۶	۱۰۵/۹	۱۹۵/۷
	زرقان	پایه	۲۸۰/۹	۳۰/۷	۲/۵	۵۱/۹	۱۹۵/۸
		پیش‌بینی	۲۷۶/۱	۲۵/۷	۲/۲	۵۲/۹	۱۹۵/۳

در فصل زمستان نیز بیشترین کاهش در پیکسل متناظر ایستگاه متناظر کاشان با ۶/۴ میلی‌متر و بیشترین افزایش با ۱/۲ میلی‌متر در پیکسل متناظر ایستگاه بهبهان مشاهده شد. در این فصل بر خلاف فصل‌های بهار و پاییز، ۳ منطقه کاهش بارش و یک منطقه افزایش بارش داشتند.

بنابراین با توجه به نتایج پیش‌بینی، تابستان با ثبات ترین فصل با توجه مقدار کم بارش این فصل منطقی خواهد بود و سایر فصل‌ها با توجه به توزیع بارش در فصل‌های مختلف و مدل برازش داده شده در یک فصل با افزایش و در فصلی دیگر با کاهش بارش مواجه شدند.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق، مدل‌سازی پیش‌بینی داده‌های بارش ماهواره‌ای TMPA در اقلیم‌های خشک و نیمه خشک ایران با استفاده از مدل SARIMA برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۸ در مقیاس فصلی بوده است. پس از ایستاسازی در واریانس و حذف روند فصلی، با کمک نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، مدل‌های مناسب برای سری‌های زمانی به دست آمد. بررسی الگوی جامع نشان داد که مدل‌های انتخابی نسبت به سایر مدل‌ها دارای کمترین خطا می‌باشد.

نتایج شاخص‌های ارزیابی بین مقادیر واقعی و نتایج حاصل از مدل‌های انتخابی نشان داد اگر داده‌های ماهانه پیش‌بینی شده و سپس به داده فصلی تبدیل شود؛ نسبت به استفاده از داده‌های فصلی برای پیش‌بینی فصلی، دارای دقت بالاتری هستند. تغییرات ضریب همبستگی بر پایه داده‌های ماهانه از ۰/۸۱ تا ۰/۹ در مناطق مورد مطالعه، تأیید کننده دقت مناسب مدل‌سازی بر اساس تکنیک SARIMA در این پایه زمانی برای پیش‌بینی فصلی می‌باشد. خطای انحراف نیز در دو پایه زمانی ماهانه و فصلی پیکسل متناظر ایستگاه کاشان (به ترتیب ۰/۲ و ۰/۵) و سری ماهانه پیکسل متناظر ایستگاه سیرجان (۰/۳-) نشان دهنده بیش یا کم برآوردی اندک داده‌های مدل‌سازی شده در این نقاط بود.

در فصل تابستان در تمامی نقاط ثبات نسبی مشاهده شد. در فصل زمستان بر خلاف فصل‌های بهار و پاییز، ۳ منطقه کاهش بارش و یک منطقه افزایش بارش داشتند. به طور کلی بر اساس بارش سالانه، مناطق مورد مطالعه کاهش نسبی بارش به میزان ۱/۸ میلی‌متر در سال را خواهند داشت. با توجه به متوسط بارش سالانه ۴ منطقه مورد مطالعه، در دوره چهار ساله به طور میانگین حدود یک درصد کاهش بارش سالانه پیش‌بینی می‌شود. به صورت تفکیکی تغییرات بارش سالانه در مناطق کاشان، سیرجان، بهبهان و زرقان به ترتیب برابر ۱/۳-، ۱/۱، ۱- و ۱/۸- درصد خواهد بود.

مقاله حاضر استفاده از داده‌های ماهواره‌ای را در مدل‌سازی با کمک مدل SARIMA مورد ارزیابی قرار داد. شاید به طور قطع نتوان به نتایج مقاله حاضر اتکا نمود؛ اما این پژوهش راهگشای محققین در استفاده ترکیبی از داده‌های ماهواره‌ای و مدل‌های آماری برای مدل‌سازی پیش‌بینی بارش می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌گردد با استفاده از داده‌های بیشتر در اقلیم‌های مختلف و با کمک سایر روش‌ها از جمله شبکه عصبی و تئوری موجک (Shafaei et al., 2016) این ترکیب مورد ارزیابی قرار گیرد.

سپاسگزاری

این تحقیق با حمایت‌های مادی و معنوی دانشگاه فردوسی مشهد به سرانجام رسیده است. لذا نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند از کمک‌های صورت گرفته توسط آن نهاد دولتی در به ثمر رسیدن این پژوهش تشکر و سپاسگزاری نمایند.

منابع

1. Abdollah Nejad, K. 1394, Forecasting of Monthly Sum-raining by Stochastic Models in Time Series. Journal of Geographical Planning of Space Quarterly, 5 (17): 15-25. (in Persian with English abstract).
2. Aguilera A.M., Escabias M., Valderrama M.J. 2008. Forecasting binary longitudinal data by a Functional PC-ARIMA model. Computational Statistical & Data Analysis. 52: 3187-3197. doi: 10.1016/j.csda.2007.09.015.
3. Alavipanah, S.K. 1394. Principles of Modern Remote Sensing and Interpretation of Satellite Images and Arial Photos. Tehran University Pub. Tehran. 782p. (in Persian).
4. Alizadeh, A. 1386. Principles of Applied Hydrology. Imam Reza University Pub. 7th Edition. Mashhad. 942p. (in Persian).
5. Asakereh, H. 1386. Climate Change, University of Zanjan Pub. 1th edition, Zanjan, 246p. (in Persian).
6. Ashgar Tosi, S. 2003. Predicting Drought in Khorasan Province and Optimization the Cropping Pattern for Croping with Drought. M.Sc. Thesis of Irrigation and Drainage Engineering. Ferdowdi University of Mashhad. 106p. (in Persian with English abstract).
7. Babazadeh, H., Shamsnia, A., Bostani, F., Noroozi Aghdam, E., Khodadadi Dehkordi, D. 1391, Analysis of Drought, Wetness Year and Forecasting of Climate Parameters, Precipitation and Temperature Using Stochastic Methods in Shiraz City, Journal of Geography and Planning, 41: 23-47. (in Persian with English abstract).
8. Bayazidi, M., Siose Morde, M., Asr Agah, A. 1395, Predicting meteorological drought using time series methods (case study: Salmas Basin), Journal of Environmental and Water Engineering, 4, pp. 346-359. (in Persian with English abstract).
9. Box, G.E. P., Cox, D. R. 1964. An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 26, Issue 2: pp 211–243. doi:10.1111/j.2517-6161.1964.tb00553.x.
10. Box G.E.P., Jenkins G. 1976. Time Series Analysis, Forecasting and Control, Revised. Holden-Day. San frrancisco, CA. 575p.

11. Burlando, P., Montanari, A., Ranzi, R. 1996, Forecasting of storm rainfall by combined use of radar, rain gages and linear models, Atmospheric Research, 42(1): 199-216. doi:10.1016/0169-8095(95)00063-1.
12. Dayal. D., Swain. S., Gautam. A.K., Palmate. S.S., Pandey. A. and Mishra. S.K. 2019. Development of ARIMA Model for Monthly Rainfall Forecasting over an Indian River Basin. World Environmental and Water Resources Congress. May 19–23.
13. Dickey, D., Fuller, W. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74(366a): 427-431. doi:10.1080/01621459.1979. 10482531.
14. Eni, D., and Adeyeye, F. J. 2015. Seasonal ARIMA Modeling and Forecasting of Rainfall in Warri Town, Nigeria. Journal of Geoscience and Environment Protection, 3: 91-98.
15. Farajzadeh, M. 1389. Climatology Techniques, SAMT Pub. Third edition. Tehran. 287p. (in Persian).
16. Folland, Ch. 1990, Observed Climatic Variation and Change, Climate Change: The IPCC Scientific Assessment. Cambridge University Press. pp 195-238.
17. Ghafourian, H., Sanaei Nejad, S.H. and Jabbari Noghabi, M. 1399. Validation of a Seasonal Satellite Precipitation Correction Model to Increase the Accuracy of Water Balance in Arid Regions of Iran. Iranian Journal of Irrigation and Drainage. 14(2), 673-685. (in Persian with English abstract).
18. Gheisoori, M., Soltani-Gerdefaramarzi, S., Ghasemi, M. 1397. Investigation and prediction of the changing trend of climate parameters on Discharge (Case Study: Godarkhosh Subbasin). Journal of Natural Environmental Hazards, 7(17), 137-154. (in Persian with English abstract).
19. Hansen, J. 1988, Global surface air temperature, Geology Letter, (15), pp 323-326.
20. Hossein Alizadeh, M., Hassanalizadeh, N., Babanejad, M., Rezanejad, M. 2014. Monthly rainfall prediction using time series pachage in R software (case study: Araz Kose station- Golestan), Journal of Geography and Planning, (2): 1-12. (in Persian with English abstract).
21. Huffman, G.J. 2018. The Transition in Multi-Satellite Products from TRMM to GPM (TMPA to IMERG). NASA Goddard Space Flight Center and Science Systems and Applications. 27th august.
22. Huffman, G.J., and Bolvin, D.T. 2018. Real-Time TRMM Multi-Satellite Precipitation Analysis Data Set Documentation. NASA Goddard Space Flight Center and Science Systems and Applications, Inc. 26th April. 51p.
23. Jamshidi, V. 1989. Evaluation of Temperature and Rainfall in Tehran City by Time Series. M.Sc. Thesis of Statistics. Tarbiat Modares University. 263p. (in Persian with English abstract).
24. Jones, P., Raper, S., Bradley, R., Diaz, H., Kellyo, P., Wigley, T. 1986, Northern Hemisphere surface air temperature variations: 1851-1984, Journal of Climate and Applied Meteorology, 25(2), pp. 161-179. doi:10.1175/1520-0450(1986)025<0161:nhsatv>2.0.co;2.
25. Karamoz, M., Araghineghad, S. 2005. Advanced Hydrology. Amir Kabir pub. 464p. (in Persian).
26. Khorrami, M., Bozorgnia, A. 1386. Time Series Analysis with Minitab 14. Sokhan Gostar Pub. 1th edition. Mashhad. 336p. (in Persian).
27. Khosravi, Y., Belyani, S. and Bayat, A. 1397. Temporal Survey of Annual Precipitation of Shiraz using Time Series Analysis. Journal of Water Resources Engineering, 11(38), 1-14. (in Persian with English abstract).
28. Mahmud, I., Bari, S. H. and Rahman, T. M. 2017. Monthly rainfall forecast of Bangladesh using autoregressive integrated moving average method. Environmental Engineering Research,22 (2): 162-168.
29. Masoumpour Samakosh, J., Jalilian, A., Yari, E. 2017. The Analysis of Seasonal Precipitation Time Series in Iran. Physical Geography Research Quarterly, 49(3): 457-475. . (in Persian with English abstract).
30. National Aeronautics and Space Administration (NASA). 2001. TRMM Data Users Handbook, February. 226p.
31. National Aeronautics and Space Administration (NASA). 2018. Homepage of Rainfall Archives, https://disc2.gesdisc.eosdis.nasa.gov/opendap/TRMM_L3/TRMM_3B43.7/contents.html Visited: 2018/04/10.
32. Nyatuame, M. and Agodzo, S.K. 2018. Stochastic ARIMA model for annual rainfall and maximum temperature forecasting over Tordzie watershed in Ghana. Journal of Water and Land Development, 37 (1): 127-140.
33. Niroumand, H. A. 1386. Time Series Analysis. Univariate and Multivariate

Methods. Translated from Wei, William W. S (1990). Ferdowsi University of Mashhad Pub. 2th edition. Mashhad. 586p. (in Persian).

34. Niroumand, H. A. 1389. Time Series Analysis. Translated from Cryer, J. D. (1986). Ferdowsi University of Mashhad Pub. 4th edition. Mashhad. 417p. (in Persian).

35. Noakes, D., McLeod, I., and Hipel, K. 1985, Forecasting monthly river flow time series. International Journal of Forecasting, 1(2), pp. 179-190. doi:10.1016/0169-2070(85)90022-6.

36. Paras, D., Mathur, S. 2012, A simple weather forecasting model using mathematical regression, Indian Research Journal of Extension Education Special Issue, (1): 161-168.

37. Shafaei, M., Adamowski, J., Fakheri-Fard, A., Dinpashoh, Y., & Adamowski, K. (2016). A wavelet-SARIMA-ANN hybrid model for precipitation forecasting. Journal of water and land development, 28, 27-36. doi: 10.1515/jwld-2016-0003.

38. Sharifan, H. and Ghahraman, B. 2007. Evaluation of rainfall forecasting in Golestan province using time series, Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources, 14(3): 196-209. (in Persian with English abstract).

39. Sorooshian, S., Hsu, K., Gao, X., Gupta, H. V., Imam, B., and Braithwaite, D. 2000. Evaluation of PERSIANN system satellite based estimates of tropical rainfall, B. Am. Meteor. Soc., 81, 2035–2046. https://doi.org/10.1175/1520-0477(2000)081<2035:EOPSSE>2.3.CO;2.

40. Veisipour, H., Samakoush, J., Sahneh, B, and Yousefi, Y. 1389 .Analysis of rainfall and temperature trends prediction using time series models (case study: Kermanshah station). Journal of Geographic. 4(12): 63-77. (in Persian with English abstract).

41. Wei W.W.S. 1990. Time series analysis: Univariate and Multivariate Methods. Addison-wesley publishing company. New York. 614p.