

پیش‌بینی بهترین مدل سری زمانی پارامترهای اقلیمی در حوضه آبریز

هیرمند^۱

ندا علی‌احمدی^۱، ابراهیم مرادی^{۲*}، سید مهدی حسینی^۳، علی سردار شهرکی^۴

۱- دانشجوی دکترا اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

۲، ۳ و ۴- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

چکیده

یکی از معضلات جامعه بشری امروزی، تغییرات اقلیمی است و به عنوان تهدیدی جدی برای کره زمین به حساب می‌آید که ارزیابی و بررسی عناصر آن به منظور برنامه‌ریزی منابع آب و مدیریت در شرایط بحرانی از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد. لذا برآورد و پیش‌بینی دما و بارش برای هر منطقه و حوضه آبریز به‌عنوان با اهمیت‌ترین پارامترهای اقلیمی در استفاده مناسب و بهینه از منابع آب به شمار می‌آید و ضروری دانسته شده که در زمینه مدیریت منابع آب و پیش‌بینی صحیح آن پژوهش‌هایی انجام گردد که با توجه به آن کشاورزان منطقه و برنامه‌ریزان منابع آبی به شیوه مناسبی عمل نمایند تا در آینده دچار آسیب‌های جبران‌ناپذیری نشوند. هدف اصلی این مطالعه بررسی تغییرات دما و بارش با استفاده از مدل سری زمانی در منطقه سیستان در حوضه آبریز هیرمند و پیش‌بینی این پارامترها در سال‌های آتی جهت برنامه‌ریزی هر چه بهتر مدیریت منابع آب است. در این پژوهش از مدل SARIMA با نرم‌افزار Minitab برای دوره آماری ۱۳۹۷-۱۳۷۹ استفاده شد. صحت و دقت مدل‌ها براساس آماره‌های AIC، SBC و تحلیل نمودار توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی تأیید شده است. مدل مناسب دما فصلی $SAMIRA(2,0,1)(0,1,1)^{12}$ و بارش فصلی $SAMIRA(2,0,1)(0,1,1)^{12}$ بدست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار قدر مطلق T برای دما در تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و P -Value آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای SBC و AIC را دارد، و برای بارش حوضه مقدار قدر مطلق T در تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و P -Value آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای SBC و AIC را دارد، بنابراین نتایج این پژوهش حاکی از آن است که این مدل‌ها از دقت تقریباً خوبی برای پیش‌بینی دما و بارش فصلی برخوردار می‌باشند.

کلید واژه‌ها: پیش‌بینی، خودهمبستگی، سری زمانی، SARIMA

مقدمه

در عصر حاضر و آینده یکی از عظیم‌ترین مشکلات بشر کمبود منابع آبی و عدم توزیع مناسب منابع آب می‌باشد. یکی از عناصر و پارامترهای مهم اقلیمی در هر منطقه، پیش‌بینی و برآورد بارندگی و دما می‌باشد، و این امر به برنامه‌ریزان جهت دستیابی به الگوهای مناسب برداشت از منابع آبی و به کشاورزان در جهت مدیریت کشت، به ویژه کشت دیم کمک قابل توجهی می‌کند. علاوه بر این، احتمال بروز خسارت‌های جبران‌ناپذیر حاصل از خشکسالی و سیلاب‌ها را تا حدی کاهش می‌دهد (سلطانی گردفرامری و همکاران، ۱۳۹۶). بارندگی، عامل مهمی از منابع آبی در تمام نقاط دنیا، از جمله مناطق خشک و نیمه خشک به حساب می‌آید. عنصر بارش یکی از پیچیده‌ترین پدیده‌های طبیعی می‌باشد. در حقیقت، اثرات محسوس و نامحسوس به قدری در شکل‌گیری رخداد دخیل می‌باشد که این روند را از یک نظام قانون‌مند آشکار به سمت ساختاری پیچیده حرکت داده است (گلابی و همکاران، ۱۳۹۳). یکی دیگر از عوامل مهم و اثرگذار بر منابع آب عنصر دما است. لذا بررسی و پیش‌بینی دما در هر منطقه و حوضه آبریز در بکارگیری بهینه از منابع آب، کاهش تبخیر و تعرق و ... می‌تواند دارای اهمیت زیادی باشد (زارعی و مقیمی، ۱۳۹۵). مجموعه‌ای از مشاهدات که براساس زمان یا کمیت دیگری مرتب‌سازی شده باشند، سری زمانی می‌گویند. در داده‌های سری زمانی، از یکدیگر مستقل نیستند و به صورت متوالی وابسته به هم هستند و این وابستگی میان مشاهدات متوالی می‌باشد. وجود وابستگی توجه بسیاری از پژوهشگران را جلب کرده است و سبب کاربرد زیاد آن در پیش‌بینی شده است (عبداله‌نژاد، ۱۳۹۴). معمولاً وجود روند در سری زمانی هیدرومتئورولوژیکی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا آثار فعالیت‌های بشر ایجاد می‌گردد (Brooks and Carrthers, 1953).

جهت تجزیه و تحلیل سری زمانی تغییراتی که حاصل ۴ مولفه اصلی می‌باشد، بصورت زیر در نظر گرفته می‌شود (آذر و مومنی، ۱۳۷۹ و ویسی‌پور و همکاران، ۱۳۸۹). ۱) روند: تغییرات بلندمدت در میانگین سری زمانی می‌باشد، یعنی سیر طبیعی زمانی را در بلندمدت، روند گفته می‌شود که حالت

صعودی یا نزولی معمولاً دارد. ۲) تغییرات فصلی: به تغییراتی که در دوره‌های کوتاه (یکسال) ایجاد می‌شود، گویند. این تغییرات حاصل از عواملی هستند که بصورت منظم و دوره‌ای بر روی یک دوره کوتاه (کمتر از یکسال) عمل می‌کند. ۳) تغییرات دوره‌ای: به حرکات نوسانی سری زمانی با پایداری بیشتر از یکسال گفته می‌شود. ۴) تغییرات نامنظم: حاصل از نیروهای عناصر پیش‌بینی نشده می‌باشد که نامنظم انجام می‌شوند. این نوع تغییرات طرح مشخصی را نشان نمی‌دهند و زمان رویداد آنها غیرقابل پیش‌بینی و نامنظم است.

با توجه به اینکه کشور ایران دارای آب و هوای خشک و نیمه خشک می‌باشد، پیش‌بینی دما و بارش جهت برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد. برای تصمیم‌گیری مدیریتی، مدیران منابع آب نیاز به پیش‌بینی مطمئنی دارند (صداقت‌کردار و فتاحی، ۱۳۸۷). در وضعیت هواشناسی منطقه سیستان بادهای شدید، طوفان شن و درجه حرارت بالا قابل توجه است. این منطقه تابستان‌های گرم و طولانی و زمستان‌های کوتاه دارد. عمده بارندگی در زمستان صورت می‌گیرد. در منطقه سیستان حداکثر دمای سالانه، بالای چهل درجه سانتی‌گراد گزارش شده است. به علت بالا بودن متوسط دما و وزش بادهای موسمی، میزان تبخیر در این منطقه زیاد است و به طور متوسط چهار میلی‌متر در روز گزارش شده است بارندگی عمدتاً در ماه‌های زمستان صورت می‌گیرد. کم‌ترین مقدار بارندگی در شهرستان زابل روی می‌دهد و متوسط سالانه آن پنجاه و یک میلی‌متر است (سازمان آب و هواشناسی، ۱۳۹۷).

در سال‌های اخیر محققین با هدف تحلیل تغییرات اقلیمی سعی کردند تا این پارامترها را در مدل‌سازی و پس از آن شبیه‌سازی کنند. مدل‌سازی در خانواده‌های اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA)، ARIMA و SARIMA یکی از روش‌های دارای اعتبار در شبیه‌سازی مؤلفه‌های اقلیمی است (Box et al., 1994). برای مدل‌سازی این مدل‌ها، چهار مرحله شناسایی مدل، برازش مدل، تشخیص درستی مدل و پیش‌بینی باید صورت می‌گیرد (چتفیلد، ۱۳۸۹). از گذشته‌های دیرین سری‌های زمانی در منابع علمی دنیا کاربردهای زیادی داشته‌اند. از این مدل مطالعات می‌توان به پژوهش‌هایی چون

شاخص‌های مؤثر اقلیمی ایستگاه سنوپتیک اردبیل به منظور مدیریت بحران‌های طبیعی پرداخته است. نتایج مدل مرتبه ۲ اتورگرسیو و مدل مرکب (p, q)، به دلیل پایین بودن ضریب احتمال همگنی مورد تردید بود و به همین دلیل، مدل نهایی برازش اجرا گردید که علاوه بر اتورگرسیو و میانگین متحرک، از تفاضل هم بهره گرفته شد. نتایج حاصل برازش مدل نهایی با ضریب احتمال قابل قبولی در همه متغیرها همراه بود. زراعی و همکاران (۱۳۹۵)، به مدلسازی و پیش‌بینی خشکسالی فصلی با استفاده از شاخص RDI و مدل‌های سری زمانی در تهران پرداختند. نتایج نشان داد که خشکسالی فصلی در ۵۰ درصد فصول پیش‌بینی شده، دارای شرایط نرمال، در ۴۵ درصد فصول دارای شرایط نسبتاً نرمال و در ۵ درصد فصول شرایط خشکسالی متوسط را خواهد داشت. توکلی و همکاران (۱۳۹۵)، به پیش‌بینی آماری میانگین ماهانه دمای سطح آب ناحیه شمال غربی اقیانوس هند با استفاده از روش میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (SARIMA) پرداختند. نتایج نشان داد که سری‌های زمانی دمای سطح آب در تمامی ناحیه‌ها، ضریب همبستگی بین دمای سطح آب مشاهده و پیش‌بینی شده برای داده‌های آزمون بیشتر از ۰/۹ بود. سلطانی گردفرامری و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای به تعیین بهترین مدل سری زمانی در پیش‌بینی بارندگی سالانه ایستگاه‌های منتخب استان آذربایجان غربی در دوره زمانی ۹۲-۱۳۶۳ با استفاده از مدل آریمای پرداخته‌اند. نتایج حاکی از افزایش بارش است که براساس آمار بارندگی موجود در سال‌های مربوطه، نتایج مدل برازش یافته قابل قبول است. معروفی و همکاران (۱۳۹۶)، به مدلسازی پیش‌بینی بارش ماهانه در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی در دوره آماری ۸۸-۵۲ پرداختند. مقایسه نتایج پیش‌بینی دو روش مورد بررسی نشان از برتری روش شبکه عصبی تأخیر زمانی نسبت به سری زمانی ساریما برای گستره مطالعاتی دارد. این امر به تأثیر سامانه‌های مختلف باران‌زا، رژیم بارش‌های رگباری و بسیار پراکنده پهنه جنوب شرق کشور مربوط می‌شود. عاقل‌پور و نادری (۱۳۹۷)، به ارزیابی دقت مدل SARIMA در مدلسازی و پیش‌بینی بلندمدت میانگین دمای ماهانه در اقلیم‌های متفاوت ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بهترین برآورد مربوط به ایستگاه آبادان در اقلیم فراهشک گرم بود و پس از آن آبادان، این مدل به ترتیب در ایستگاه‌های انزلی در اقلیم مرطوب معتدل،

مسعودیان (۱۳۸۲)، فیضی و همکاران (۱۳۸۹)، (1986) Hansen and Lebedeff Jones et al (1988) Folland و Bloomfield and Nychka (1992) (1990) اشاره کرد.

هدف از انجام این پژوهش پیش‌بینی بارش و دما منطقه سیستان در استان سیستان و بلوچستان می‌باشد و با توجه به تغییرات اقلیمی و سیر نزولی بارش و افزایشی دما در سطح منطقه تلاش بر آنست که با پیش‌بینی بارش و دما در ۱۳ سال آینده، مدیریت بهتری جهت استفاده از منابع آب در بخش کشاورزی و غیرکشاورزی انجام گیرد.

مزیدی و همکاران (۱۳۹۳)، به تحلیل و مدلسازی دمای سالانه شهر یزد با استفاده از مدل ARIMA در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۶۲ پرداخته‌اند. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد که مشاهدات سالانه دما تصادفی نیستند و تغییرات سالانه دمای یزد دارای روند معنی‌دار و افزایشی است، بعبارتی این ویژگی، نشان دیگری بر وجود روند و مشاهدات است. حسینعلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۳)، به پیش‌بینی بارش ماهانه با استفاده از بسته‌های تخصصی سری‌های زمانی در استان گلستان پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که نمودارهای خودهمبستگی باقیمانده‌ها برای این الگو حاکی از ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها است. علاوه بر این براساس الگوی برازش شده میزان بارندگی برای ۱۲ ماه آینده پیش‌بینی شد. گلابی و همکاران (۱۳۹۳)، به مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های باکس-جنکینز در مدلسازی بارندگی فصلی در استان خوزستان پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که این مدل‌های برآورد شده از دقت خوبی برای پیش‌بینی بارش فصلی برخوردار بوده‌اند. ختار و بهمنی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به پیش‌بینی دمای لایه‌های خاک با استفاده از مدل‌های سری زمانی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که دمای خاک از مدل فصلی SARIMA پیروی می‌کند. با توجه به تخمین مناسب مدل، دمای خاک برای سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۹ پیش‌بینی شد که نشانگر تغییرات جزئی در روند دمای خاک در این دوره می‌باشد. زارعی و مقیمی (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به پیش‌بینی و بررسی متوسط دمای ماهانه با استفاده از مدل‌های سری زمانی با استفاده از مدل ARAR در سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۶۷ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آنست که بهترین مدل برای داده‌ها مدل AR(26,1) با استفاده از روش Burg با شاخص آکاییک ۲۶۰۹/۹۱ می‌باشد. صلاحی (۱۳۹۵)، مدلسازی برخی

و تحلیل باکس جنکینز از میانگین دمای ماهانه در رواندا با استفاده از مدل SAMIRA پرداخته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که هیچ تفاوت واقعی در میانگین دمای ماهانه از ایستگاه گرفته شده وجود ندارد. Curceac et al. (۲۰۱۹)، به پیش‌بینی دمای هوا کوتاه‌مدت با استفاده از مدل تجزیه و تحلیل داده‌های ناپارامتری و SARMA پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که پیش‌بینی SARMA عملکرد بهتری دارد، پس از آن مدل تجزیه و تحلیل داده‌های عملکردی غیر-پارامتری (NPFDA) نتایج برتر را ارائه می‌دهد.

با توجه به مطالعات داخلی و خارجی، در ایران، از متدهای اندازه‌گیری مستقیم داده‌های اقلیمی، کمتر استفاده شده است. تغییر اقلیم مفهومی است که به آسانی نمی‌توان آن را تعریف نمود. با توجه به تعاریف گوناگونی که برای واژه وجود دارد، در این پژوهش دیدگاه مد نظر از تغییر اقلیم، درجه و میزان تغییر پارامترهای دما و بارش در طول زمان می‌باشد که از طریق مقایسه تفاوت‌های مشاهده شده در طول دو دوره آماری مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف اصلی این پژوهش با توجه به اهمیت پدیده تغییرات اقلیم که در ارتباط با تغییرات جهانی با تغییرات منطقه‌ای و محلی است تلاش بر آن شده است که روند و رفتار درازمدت و دوره‌ای نوسانات دما و بارش منطقه سیستان در حوضه آبریز هیرمند با استفاده از مدل‌سازی SARIMA مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

موقعیت جغرافیایی منطقه پژوهش^۱

در این پژوهش به منظور پیش‌بینی دما و بارش از داده‌های ایستگاه‌های هواشناسی منطقه سیستان در طول دوره آماری ۱۳۹۷-۱۳۷۹ استفاده شد. منطقه سیستان در شمال استان سیستان و بلوچستان در دشت پست و همواری در ۳۰ درجه و ۱۸ دقیقه تا ۳۱ درجه و ۲۰ دقیقه عرض شمالی و ۶۱ درجه و ۱۰ دقیقه تا ۶۱ درجه و ۵۰ دقیقه طول شرقی، نسبت به نیمروز گرینویچ قرار دارد. از شمال به استان خراسان جنوبی، از جنوب به زاهدان، از شرق به کشور افغانستان و از غرب به کرمان محدود است. در ضمن مساحت زابل، زهک، هیرمند، هامون و نیمروز ۱۵۹۱۷ کیلومتر مربع است که ۵۵۶۰ کیلومتر

اصفهان در اقلیم فراخشک سرد و تبریز و مشهد در اقلیم نیمه-خشک سرد دارای عملکرد مطلوب‌تری است. خانی تملیه و همکاران (۱۳۹۸)، به مدل‌سازی و پیش‌بینی متوسط درجه حرارت ماهانه اصفهان با استفاده از مدل SARIMA پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که این مدل از دقت تقریباً خوبی برای پیش‌بینی تغییرات دما طی سال‌های آتی برخوردار است. همچنین فرض استقلال باقی‌مانده‌ها با توجه به همبستگی‌نگار مربوط به باقی‌مانده‌های مدل به دلیل قرار گرفتن همه خود-همبستگی‌ها در محدوده قابل قبول قرار دارد، سپس بافت‌نگار باقی‌مانده‌های الگوی MI نرمال بودن داده‌ها را نشان داد. Yamoah et al (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای به مدل‌سازی SARIMA و پیش‌بینی بارش باران ماهانه در منطقه برون آهفو غنا پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آنست که $SARIMA(1,0,0) \times (1,0,1)_2$ با مقدار آکائیک $1/985$ ، به عنوان یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی ارقام متوسط بارندگی ماهانه برای منطقه برون آهفو غنا شناخته شده است. Zarei and Moghimi (۲۰۱۷)، به ارزیابی زیست‌محیطی مناطق نیمه مرطوب و مرطوب تغییرات دمای ماهانه براساس مدل‌سازی و پیش‌بینی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در ۶۷٪ موارد مقادیر پیش‌بینی شده افزایش دما را نشان می‌دهد که بر مدیریت منابع آب و محیط زیست تأثیر می‌گذارد. Darbal and Murry (۲۰۱۷)، به مدل‌سازی و پیش‌بینی بارش سری زمانی باران با استفاده از SARIMA پرداخته‌اند. میانگین و انحراف استاندارد از داده‌های پیش‌بینی شده و مشاهده شده نزدیک بهم می‌باشد. ضریب نش-سانکلیف همچنین نشانگر درجه بالایی از تناسب مدل به داده‌های مشاهده شده است. پیش‌بینی مجموعه‌های زمانی ماهانه، هفتگی، روزانه به مدت ۱۴ سال، یعنی از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۷ با استفاده از مدل‌های توسعه‌یافته SARIMA انجام گرفته است. Narasimha Murthy et al (۲۰۱۸)، به مدل‌سازی و پیش‌بینی الگوهای بارش باران موسمی جنوب غربی در شمال شرقی هند با استفاده از روش SARIMA پرداخته‌اند. این مطالعه نشان داده است که مدل $SARIMA(0, 1, 1)(1, 0, 1)_4$ ، برای تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی الگوهای بارندگی آینده مناسب است. Maniraguha and Umunoza Gasana (۲۰۱۸)، به تجزیه

¹ Time new Roman

بارش ماهانه و انجام آزمون‌های آماری لازم، به پیش‌بینی دما و بارش پرداخته شد.

مربع آن را دریاچه هامون و اراضی مشرف به دریاچه هامون تشکیل می‌دهد. در شکل (۱) موقعیت منطقه سیستان در استان نشان داده شده است. پس از اطمینان از صحت داده‌های دما و



شکل (۱). موقعیت منطقه سیستان در استان سیستان و بلوچستان

در این گام با شناخت مدل‌های مناسب در مرحله قبل، معنی‌دار بودن t و P متناظر مورد بررسی قرار می‌گیرد و مدلی که دارای مجموع مربعات خطا^۴ (SSE) و میانگین مربعات خطا^۴ (MSE) کوچکتری داشته باشد، انتخاب می‌گردد.

۳- تشخیص درستی مدل

به منظور بررسی درستی الگو، نمودار باقیمانده‌ها از لحاظ نرمال بودن و ایستایی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۴- پیش‌بینی

با بکارگیری از روش باکس-کاکس، مقادیر پیش‌بینی شده به مقادیر دما و باران تصحیح شدند و نتایج حاصله به عنوان داده‌های نهایی دما و باران پیش‌بینی شده برای سال‌های مورد نظر بررسی شد. جهت مدل‌سازی داده‌های دما و بارش ایستگاه‌های منطقه سیستان از نرم‌افزار *Minitab* استفاده شد که مبتنی بر روش تکراری باکس-جنکینز^۵ است (Folland, 1990).

الگوی عمومی از مرتبه غیرفصلی (p, d, q) و فصلی (P, D, Q)

مراحل ساخت سری زمانی: ساخت مدل‌های سری زمانی شامل چهار گام است که بطور تکراری صورت می‌گیرد (Saplioglu et al., 2010):

۱- گام شناسایی الگو

در این گام با رسم نمودارهای خودهمبستگی^۱ و خودهمبستگی جزئی^۲ ایستایی در میانگین و واریانس داده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در شرایط نایستایی نخست سری مورد نظر را با استفاده از سری تفاضلی مناسب و با بکارگیری از تبدیل داده‌ها با روش کاکس-باکس در میانگین، واریانس پایدار و سری ایستا می‌گردد. لذا در این گام با تجزیه واریانس داده‌های تفاضلی شده، مرتبه پارامترهای d و D برای الگو به گونای تعیین می‌شود که دارای حداقل واریانس باشد. از طرف دیگر با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی جزئی و خودهمبستگی مرتبه‌های p, q, P و Q تعیین می‌گردد (Haltiner and D.Salas, 1988).

۲- برازش الگو (برآورد پارامترها)

^۴ - Mean of Squares Error

^۵ - Box and Jenkins

^۱ - SAC Chart

^۲ - SPAC Chart

^۳ - Sum of Squares Error

$$X_t = z_t + y_1 z_{t-s} + y_2 z_{t-2s} + \dots + y_Q z_{t-Qs}$$

or

$$X_t = \Theta(B^S) z_t$$

$$\Theta(B^S) = 1 + y_1 B^S - y_2 B^{2S} - \dots - y_p B^{Qs} \quad (2)$$

مدل فصلی $MA(Q)$ را می‌توان بعنوان حالت خاص یک مدل غیرفصلی معمولی MA از مرتبه $q = QS$ تلقی کرد تمام مقادیر y به جز در تأخیرهای فصلی $S, 2S, \dots, QS$ صفر هستند. این سری همواره ایستا است و تابع خودهمبستگی آن تنها در تأخیرهای فصلی مخالف صفر است. فرآیند اتورگرسیون- میانگین متحرک فصلی از درجه P و Q که در رابطه (۳) آورده شده است:

$$x_t = \lambda_1 X_{t-s} + \lambda_2 X_{t-2s} + \dots + \lambda_p X_{t-ps} + z_t + y_1 z_{t-s} + y_2 z_{t-2s} + \dots + y_Q z_{t-Qs} \quad (3)$$

تبدیل توانی باکس- کاکس در رابطه (۵) و نایستایی در میانگین را با استفاده از تفاضلی کردن رفع کرد:

$$T(x_t) = x_t^\lambda = \frac{x_t^\lambda - 1}{\lambda} \quad (5)$$

که x_t مقدار اولیه در زمان t ، λ پارامتر تبدیل و x_t^λ مقدار تبدیل یافته می‌باشد. تبدیل باکس- کاکس جهت برطرف نمودن ایستایی در واریانس احتیاج به وجود اطلاعات غیر صفر و مثبت دارد.

یک فن مناسب برای انتخاب مقادیر D و d که به ترتیب مرتبه تفاضل‌گیری فصلی و غیرفصلی می‌باشد. کمینه کردن واریانس سری تفاضلی بدست می‌آید؛ لذا، با اختیار کردن مقادیر D و d و مقایسه واریانس سری تفاضلی شده به ازای مقادیر مذکور، می‌توان درجه تفاضلی را برای مرتبه‌های فصلی و غیرفصلی مشخص کرد (Kheradmandnia and Asakereh, 2001). بعد از برطرف نمودن نایستایی در میانگین و واریانس، مراتب مدل (P, D, Q) از روی نمودار توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی $(PACF)$ سری تفاضلی شده قابل شناسایی است. در گام

الف) فرآیند اتورگرسیون فصلی درجه P

مدل عمومی از مرتبه غیرفصلی (p, d, q) و فصلی (P, D, Q) در رابطه (۱) نشان داده شده است (Box and Jenkins, 1976).

$$X_t = \lambda_1 X_{t-s} + \lambda_2 X_{t-2s} + \dots + \lambda_p X_{t-ps} + Z_t$$

or

$$\phi(B^S) X_t = Z_t$$

$$\phi(B^S) = 1 - \lambda_1 B^S - \lambda_2 B^{2S} - \dots - \lambda_p B^{Ps} \quad (1)$$

الگو اتورگرسیون فصلی را می‌توان بعنوان حالت خاصی از مدل اتورگرسیون غیرفصلی معمولی از درجه $p = Ps$ تلقی کرد که در آن ضرائب λ فقط در تأخیرهای فصلی $S, 2S, \dots, Ps$ مخالف صفر هستند.

ب) فرآیند میانگین متحرک فصلی از درجه Q این فرآیند در رابطه (۲) بیان شده است:

خیلی کم الگوهایی که تنها در تأخیرهای فصلی دارای خودهمبستگی مخالف صفر هستند احتیاج هستند. $ARIMA$ فصلی ضربی باکس- جنکینز جهت ارزیابی فصلی بودن، مدل $ARIMA$ را تعمیم می‌دهند و الگو فصلی ضربی کلی را به صورت رابطه (۴) بیان می‌کنند (Box and Jenkins, 1976).

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^S) w_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^S) a_t \quad (4)$$

رابطه فوق یک الگو فصلی ضرب‌پذیر از درجه (p, d, q) می‌باشد. ϕ_p ، Φ_P ، θ_q و Θ_Q به ترتیب چند جمله‌ای‌هایی از مرتبه p, P, D, Q هستند و $\{a_t\}$ که در عوض $\{z_t\}$ استفاده شده است، باکس و جنکینز این نماد را به منظور فرآیند تصادفی محض با میانگین صفر و واریانس σ_a^2 استفاده می‌شود. اصولاً مقادیر d و D از عدد یک بیشتر نمی‌شوند (Khorrami and Bozorgnia, 2007).

همچنین مدل‌های پیش‌بینی باکس- جنکینز با سری زمانی ایستا سروکار دارند، نایستایی در واریانس را با استفاده از

غیرفصلی (P, p) با توجه به شاخک‌های بیرون زده از مرز معناداری می‌توان بکار برد. سرانجام الگوی نهایی مشخص می‌گردد، که در رابطه (۹) و (۱۰) نشان داده شده است:

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta^{12})a_t \quad (9)$$

$$Q(LBQ) = n(n+2) \sum_{h=1}^k (n-h)^{-1} p_h^2 \quad (10)$$

n تعداد مشاهدات، Q آماره آزمون اصلاح شده آن LBQ لجانگ باکس است (خانی تملیه و همکاران، ۱۳۹۸).

نتایج و بحث

در این مطالعه به منظور پیش‌بینی میزان بارندگی ماهانه و میزان دمای ماهانه حوضه آبریز هیرمند از داده‌های سازمان آب منطقه‌ای و ایستگاه‌های باران‌سنجی و دماسنجی زهک و زابل در طول دوره آماری ۹۷-۱۳۷۹ استفاده شد. شکل روند آماری و مشخصات آماری داده‌های، دما و بارش در حوضه آبریز هیرمند در شکل‌های (۲) و (۳) و جدول (۱) ارائه شده است.

برازش الگو، پارامترهای نامعلوم الگو مبتنی بر روش کمترین مربعات غیرشرطی ارزیابی می‌شود، در گام ارزیابی مناسب الگو، از دو روش مکمل یکدیگر بکار می‌رود: ۱- تحلیل باقیمانده‌های الگو برآورد شده که شامل بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها، استقلال باقیمانده‌ها و ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها می‌باشد. ۲- تخمین جامع‌تر، و در آخر به گونه‌ای که برای یک مجموعه داده چندین مدل مناسب وجود داشته باشد. جهت انتخاب مدل بهتر از معیارهای گوناگونی بکار می‌رود. این معیارها عبارتند از معیار آکائیک (AIC)، بیزی شواترز (SBC) براساس باقیمانده‌های مدل‌های تخمین شده و معیار میانگین مربعات خطا (MSE) که از پیش‌بینی خارج از نمونه برازش می‌گردد. این معیارها در رابطه (۶) تا (۸) تعریف می‌گردد:

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \quad (6)$$

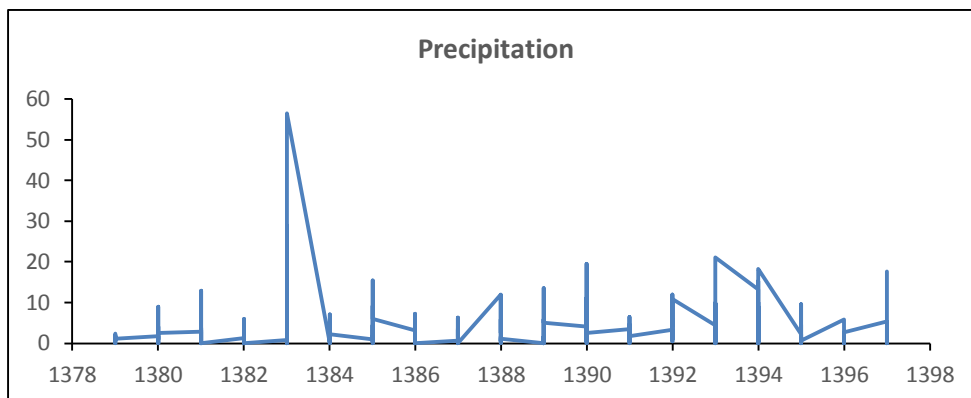
$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \ln n \quad (7)$$

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \hat{x}_{t-1})^2}{n} \quad (8)$$

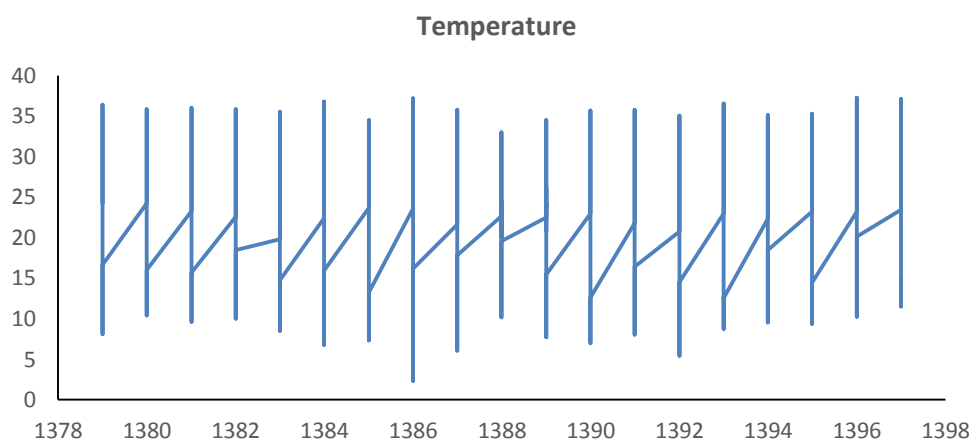
در معیار AIC ، M تعداد پارامترهای الگو، $\hat{\sigma}_z^2$ ارزیابی درست‌نمایی بیشینه، $\hat{\sigma}_z^2$ واریانس باقیمانده‌های الگو و n تعداد مشاهدات سری و در معیار SBC ، n مشاهدات مؤثر (تعداد باقیمانده‌هایی که از سری می‌توان برآورد کرد) می‌باشد؛ و در معیار MSE ، x_t مقدار واقعی سری و \hat{x}_t مقدار پیش‌بینی شده متناظر با آن و n تعداد پیش‌بینی‌ها است (Shabani et al. 2014).

تعیین مرتبه‌های P, Q و p, q

به این جهت از نمودار ACF و $PACF$ که حاصل سری داده‌های تفاضلی شده است، بکار گرفته است. به طوریکه از نمودار خودهمبستگی (ACF) برای انتخاب مرتبه میانگین متحرک فصلی و غیرفصلی (q, Q) و از نمودار خودهمبستگی جزئی $PACF$ جهت انتخاب درجه اتورگرسیون فصلی و



شکل (۲). روند آماری بارش (میلیمتر) در دوره آماری ۱۳۷۹-۹۷



شکل (۳). روند آماری دما (سانتیگراد) در دوره آماری ۱۳۷۹-۹۷

جدول (۱). مشخصات آماری داده‌های جریان، بارش و دما در حوضه آبریز هیرمند (۱۳۷۹-۱۳۹۷)

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بارش (میلیمتر)	۳/۳۷۰	۱/۳۱۶	۵۶/۵۳۳	۰	۵/۸۰۲	۴/۴۹۶	۳۴/۷۴۲
دما (سانتیگراد)	۲۲/۷۳۲	۲۳/۴۰۰	۳۷/۳۰۰	۲/۳۶۶	۹/۵۹۵	-۰/۱۴۶	۱/۶۸۵

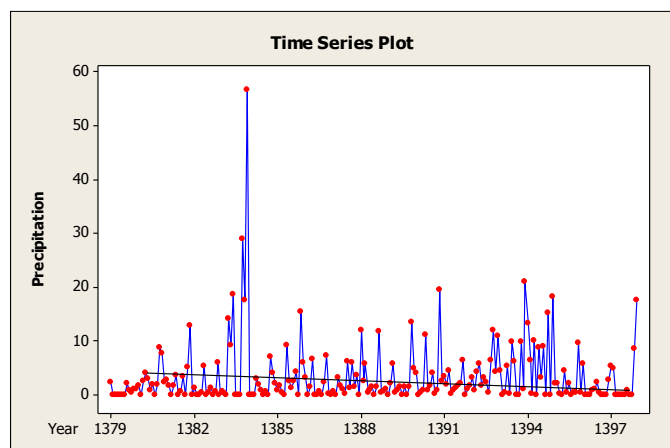
شد. سپس مدل‌های مختلفی بر سری زمانی داده‌ها برازش داده شد. برای انتخاب مدل برتر از معیار آکائیک و شوارتز استفاده شد که براساس آن در نهایت مدلی بعنوان مدل برتر انتخاب خواهد شد که دارای کمترین مقدار آماره آکائیک و شوارتز باشند. لازم به ذکر است که ابتدا چهار مدل پذیرفته شده از مقدار کمتر به بیشتر مرتب شده و هر کدام از آنها مورد صحت‌سنجی قرار گرفت. با انتخاب مدل اول، سری باقیمانده‌های آن بررسی شد. اما به دلیل اینکه پس از رسم

پس از اطمینان از صحت داده‌های بارندگی و دما ماهانه و انجام آزمون‌های آماری لازم، به پیش‌بینی آنها پرداخته شد. برای این منظور از ۲۸۲ داده موجود برای پیدا کردن مدل مناسب استفاده شد و ۱۵۶ داده بعدی برای آزمون مدل به دست آمده به کار گرفته شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار *Minitab* استفاده شد.

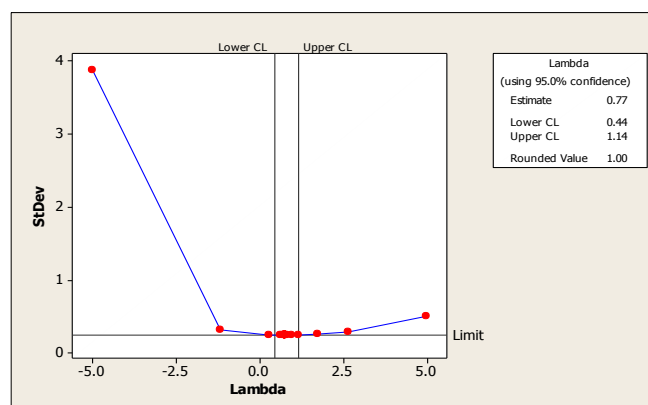
پس از نرمال کردن سری زمانی، توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی مربوط به داده‌های ایستا شده ترسیم

پیش‌بینی بارش حوضه آبریز هیرمند تا سال ۱۴۱۰ در این مطالعه از داده‌های سری زمانی ۱۸ ساله دو ایستگاه زابل و زهک برای متغیرهای بارش و دما حوضه آبریز هیرمند اخذ شده از هواشناسی سیستان و بلوچستان استفاده شده است. بر این اساس هیدروگراف بارش حوضه آبریز مطابق شکل (۴) با استفاده از آمار و اطلاعات اصلی در طول سال‌های (۷۹- تا ۱۳۷۸ تا ۹۷- تا ۱۳۹۶) ترسیم شد. در نهایت تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی بر روی داده‌های حاصل از هیدروگراف صورت گرفت که روند نزولی و ایستا نمی‌باشد. سری زمانی این داده‌ها در شکل (۵) نشان داده شده است. مقدار بهترین شاخص برابر یک می‌باشد که نشان‌دهنده ایستا بودن داده‌های اصلی در واریانس می‌باشد.

نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌ها در تمام گام‌های تأخیر در محدوده اطمینان قرار نگرفت در صحت‌سنجی رد شد. سپس مدل دوم مورد صحت‌سنجی قرار گرفت. نتیجه نشان داد که سری باقیمانده‌های این مدل ایستا نیستند. به همین صورت مدل سوم هم رد شد و در نهایت مدل چهارم تمام شرایط صحت‌سنجی را دارا بود. برای صحت‌سنجی مدل انتخابی، دو معیار مورد بررسی قرار گرفت. یکی اینکه باقیمانده‌های مدل مورد بررسی قرار گرفت و پس از رسم نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌ها اگر تمام گام‌های تأخیر در محدوده اطمینان قرار گیرد به معنای مناسب بودن مدل است. از طرف دیگر اگر سری باقیمانده‌ها نرمال باشند به این معنی است که مدل انتخابی مناسب است.



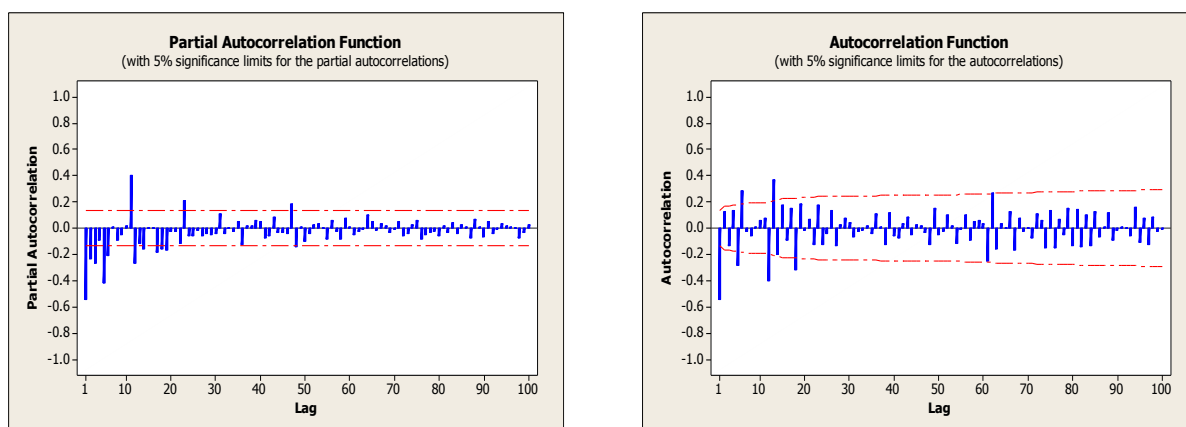
شکل (۴). نمودار سری زمانی بارش ماهانه حوضه آبریز هیرمند



شکل (۵). نمودار نتایج تبدیل باکس-کاکس بر روی سری زمانی بارش ماهانه حوضه آبریز هیرمند

نموار همبستگی و همبستگی جزئی پس از تفاضل‌گیری درجه اول (شکل ۶) عامل روند را از خود نشان نداده و نمودار فقط میل به صفر دارد و مقدار همبستگی در برخی تأخیرها خط اطمینان را قطع کرده که مبین نوسانات فصلی است. برای حذف این عامل از روش تفاضل‌گیری فصلی درجه یک استفاده شد.

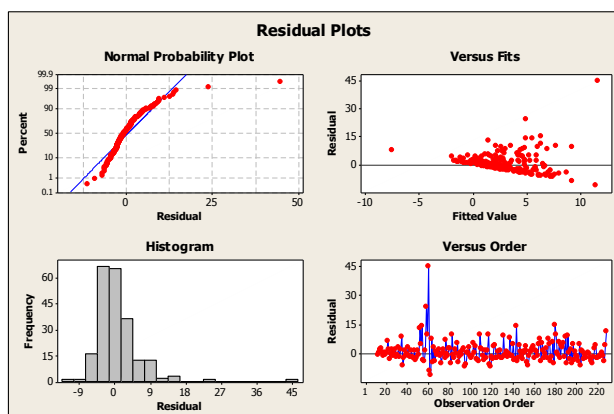
شکل (۶) نمودار خودهمبستگی ACF و $PACF$ بعد از حذف روند را برای بارش حوضه آبریز هیرمند نشان می‌دهد. برای تشخیص مدل مناسب، تفاضل‌گیری فصلی مرتبه یک ($D=1$) برای حذف حالت فصلی و ایستا کردن میانگین سری زمانی اعمال شد. سپس توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای سری تبدیل یافته ترسیم گردید. (شکل ۶).



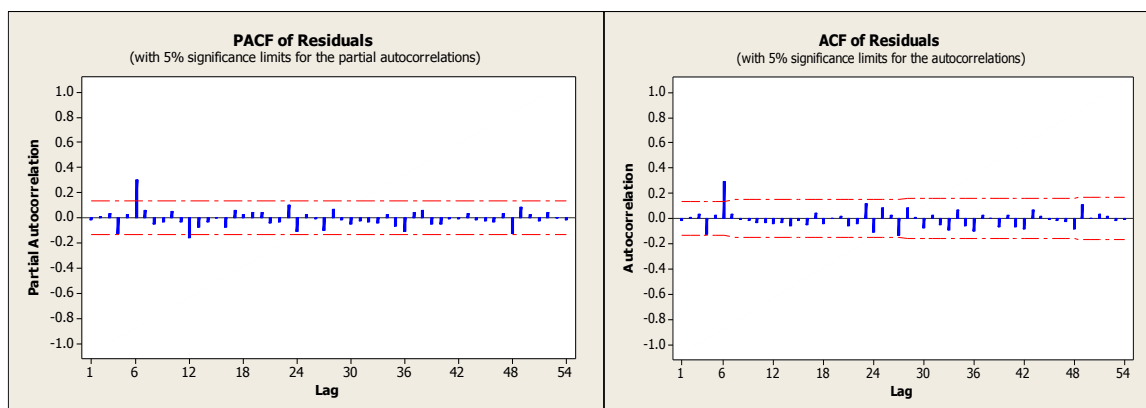
شکل (۶). نمودار خودهمبستگی (CAF) و خودهمبستگی جزئی (PCAF) بعد از تفاضل‌گیری بارش حوضه آبریز هیرمند

بنابراین فرضیه ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها را می‌توان پذیرفت. شکل آخر نیز طرح خاصی را نشان نمی‌دهد و دارای پراکندگی افقی حول صفر با واریانس ثابت می‌باشد. بنابراین به نظر می‌رسد باقیمانده‌های حاصل از برازش مدل مشابه یک فرایند اغتشاش خالص رفتار می‌کنند که نشان‌دهنده مناسب مدل برازش شده است.

در شکل (۷) نمودارهای باقیمانده‌های مدل برازش داده شده نشان داده شده است. در نمودار احتمال نرمال نقاط تقریباً در امتداد یک خط راست قرار دارند. در نمودار هیستوگرام نیز باقیمانده‌ها بصورت نرمال توزیع شده‌اند. بنابراین فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها را پذیرفت. با توجه به اینکه شکل سوم طرح خاصی را نشان نمی‌دهد (به شکل کیفی) آورده شده است.



شکل (۷). بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها مدل انتخابی $SAMIRA(3,0,1)(0,1,1)^{12}$



شکل (۸). نمودار تابع خودهمبستگی جزئی باقیمانده‌های مدل انتخابی $SAMIRA(3,0,1)(0,1,1)^{12}$

و AIC می‌باشند. نتایج مدل‌های مختلف سری‌های زمانی $SARIMA$ و معیارهای $P-Value$ ، SBC ، AIC و T در جدول (۲) برای بارش حوضه آبریز آمده است. برای بارش حوضه آبریز تنها در مدل $SAMIRA(3,0,1)(0,1,1)^{12}$ مقدار قدر مطلق T در تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و $P-Value$ آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای SBC و AIC را دارد، بنابراین بهترین الگو شناخته شده است.

مرحله بعد انتخاب مدل برتر می‌باشد. بدین منظور از معیارهای گوناگونی استفاده می‌شود. در پژوهش حاضر با استفاده از معیار آکائیک AIC که بر مبنای باقیمانده‌های مدل برازش شده می‌باشد و معیار SBC بهترین مدل برازش داده شده از بین تمامی مدل‌ها برای بارش حوضه آبریز هیرمند انتخاب شد. با توجه به معیارهای مورد نظر بهترین مدل، مدلی است که دارای کمترین مقدار $P-Value$ ، SBC و AIC و بیشترین T باشد. با بررسی نتایج این معیارها مشخص شد. مدل $SARIMA$ دارای کمترین مقدار SBC

جدول ۲: پارامترهای آماری برای هر یک از مدل‌های تحقیقی

Modelling	Parameter	Coefficient	SE Coefficient	T	P	AIC	BIC
$SAMIRA(2,0,2)(1,1,1)^{12}$	AR1	-۰/۳۸۸	۰/۲۲۴	-۱/۷۳	۰/۰۸	۸۳۰/۰۸۶	۱۴۲۳/۱۱۸
	AR2	۰/۴۰۸	۰/۲۲۱	۱/۸۴	۰/۰۶		
	SAR12	-۰/۰۴۷	۰/۰۸۰	-۰/۵۹	۰/۵۵		
	MA1	-۰/۴۹۹	۰/۲۴۱	-۲/۰۶	۰/۰۴		
	MA2	۰/۱۲۶	۰/۲۳۶	۰/۵۳	۰/۵۹		
	SMA12	۰/۹۲۶	۰/۰۵۳	۱۷/۳۷	۰/۰۰		
$SAMIRA(3,0,1)(0,1,1)^{12}$	Constant	۰/۰۱۴	۰/۰۶۸	۰/۲۱	۰/۸۳	۸۲۰/۱۷۵	۱۴۲۰/۷۹۲
	AR1	-۰/۵۵۸	۰/۲۳۶	-۲/۳۶	۰/۰۱		
	AR2	۰/۳۰۸	۰/۰۷۸	۳/۹۱	۰/۰۰		
	AR3	۰/۰۳۹	۰/۱۱۱	۰/۳۶	۰/۷۲		
	MA1	-۰/۶۹۰	۰/۲۲۵	-۳/۰۶	۰/۰۰		
	SMA12	۰/۹۴۰	۰/۰۴۸	۱۹/۵۸	۰/۰۰		
	Constant	۰/۰۰۷	۰/۰۷۴	۰/۱۰	۰/۹۱		

SAMIRA(2,0,1)(0,1,1) ¹²	AR1	-۰/۵۳۸	۰/۱۳۵	-۳/۹۹	۰/۰۰	۸۲۰/۷۲۶	۱۴۲۰/۹۵
	AR2	۰/۲۹۱	۰/۰۶۹	۴/۲۰	۰/۰۰		
	MA1	-۰/۶۸۰	۰/۱۳۱	-۵/۱۶	۰/۰۰		
	SMA12	۰/۹۴۱	۰/۰۴۷	۱۹/۷۵	۰/۰۰		
	Constant	۰/۰۰۴	۰/۰۷۲	۰/۰۶	۰/۹۵		

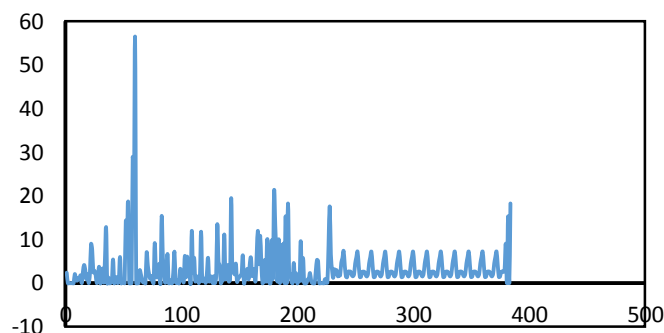
بودن باقیمانده‌ها را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین با درجه آزادی‌های مختلف مقدار آماره آزمون در سطح پنج درصد از کیدو جدولی کوچکتر است پس فرض صفر پذیرفته مدل پذیرفته می‌شود.

نتایج مربوط به آزمون لجانگ-باکس در جدول (۳) که برای مدل انتخابی بارش ماهیانه حوضه آبریز هیرمند انجام گرفت و نتایج مربوط به الگو شناسایی شده برای کلیه تأخیرها مقدار $P-Value$ بزرگتر از پنج درصد بوده که فرضیه ناهمبسته

جدول (۳). تأیید آزمون لجانگ-باکس بر روی باقیمانده‌های مدل انتخابی

۴۸	۳۶	۲۴	۱۲	Lag
۵۸/۴	۵۱/۰	۳۳/۸	۲۳/۹	Chi - Square
۴۳	۳۱	۱۹	۷	Df
۰/۰۹۹	۰/۱۳۴	۰/۱۹۱	۰/۱۳۴	P - Value

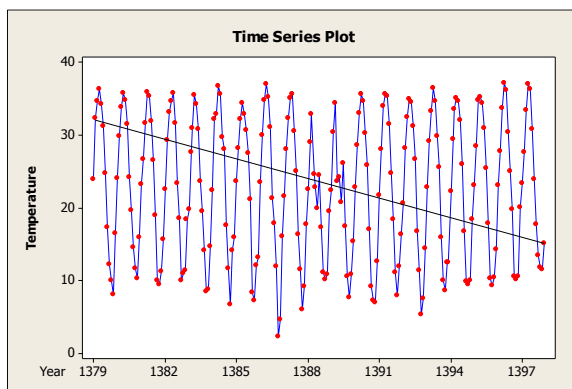
Precipitation



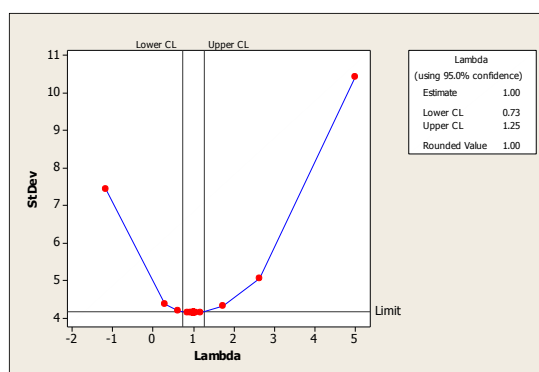
شکل (۹). مقادیر مشاهداتی و پیش‌بینی شده بارش حوضه آبریز هیرمند

تحلیل سری‌های زمانی بر روی داده‌های حاصل از هیدروگراف که همانطور که در شکل (۱۰) مشاهده می‌گردد روند نزولی و نالیستا می‌باشد. مقدار بهترین شاخص برابر یک می‌باشد که نشان‌دهنده ایستا بودن داده‌های اصلی در واریانس می‌باشد. (شکل ۱۱)

پیش‌بینی دما حوضه آبریز هیرمند تا سال ۱۴۱۰ نمودار هیدروگراف دما حوضه آبریز مطابق شکل (۱۰) با استفاده از آمار و اطلاعات اصلی در طول سال‌های (۷۹-۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶) ترسیم شده است. سرانجام تجزیه و



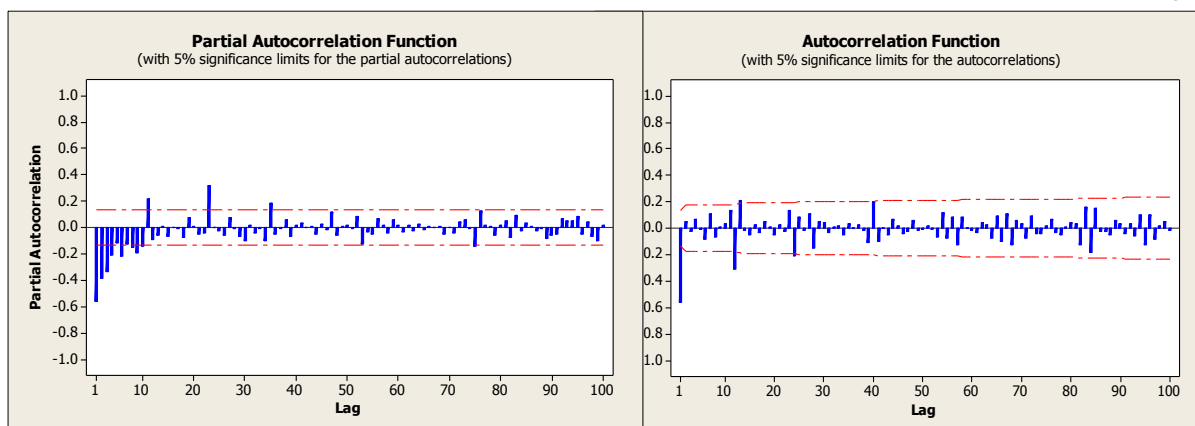
شکل (۱۰). نمودار سری زمانی بارش ماهانه حوضه آبریز هیرمند



شکل (۱۱). نمودار نتایج تبدیل باکس-کاکس بر روی سری زمانی دما ماهانه حوضه آبریز هیرمند

نمودار همبستگی و همبستگی جزئی پس از تفاضل‌گیری درجه اول (شکل ۱۲) عامل روند را از خود نشان نداده و نمودار فقط فقط میل به صفر دارد و مقدار همبستگی در برخی تأخیرها خط اطمینان را قطع کرده که مبین نوسانات فصلی است. برای حذف این عامل از روش تفاضل‌گیری فصلی درجه یک استفاده شد.

شکل (۱۲) نمودار خودهمبستگی ACF و $PACF$ بعد از حذف روند را برای دما حوضه آبریز هیرمند نشان می‌دهد. برای تشخیص مدل مناسب، تفاضل‌گیری فصلی مرتبه یک ($D = 1$) برای حذف حالت فصلی و ایستا کردن میانگین سری زمانی اعمال شد. سپس توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای سری تبدیل یافته ترسیم گردید. (شکل‌های ۱۲).



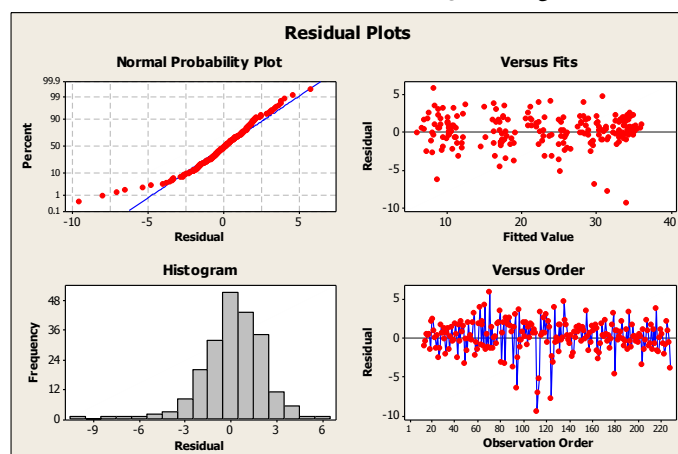
شکل (۱۲). نمودار خودهمبستگی (CAF) و خودهمبستگی جزئی (PCAF) بعد از تفاضل‌گیری دما حوضه آبریز هیرمند

مشابه یک فرایند اغتشاش خالص رفتار می کنند که نشان-دهنده مناسب مدل برازش شده است.

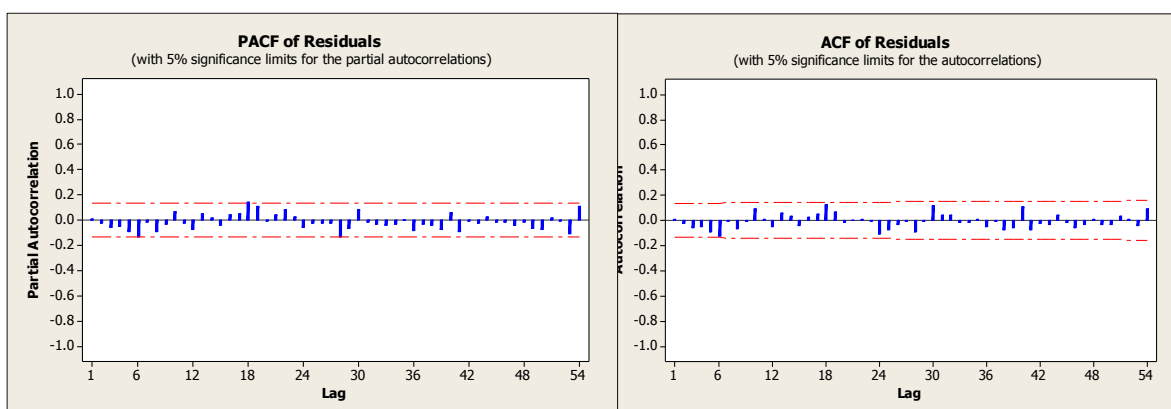
بنابراین با توجه به نمودارهای نرمال سازی، خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقیمانده مدل انتخابی متغیر بارش در حوضه آبریز هیرمند در شکل های (۱۳)، تمامی گام های تأخیر در محدوده اطمینان قرار گرفته و این بدان معناست که مدل به درستی انتخاب گردیده است. از طرف دیگر سری باقیمانده ها نرمال باشند به این معنی است که مدل انتخابی مناسب است.

در شکل (۱۳) نمودارهای باقیمانده های مدل برازش داده شده نشان داده شده است. در نمودار احتمال نرمال نقاط تقریباً در امتداد یک خط راست قرار دارند. در نمودار هیستوگرام نیز باقیمانده ها بصورت نرمال توزیع شده اند. بنابراین فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده ها را پذیرفت. با توجه به اینکه شکل سوم طرح خاصی را نشان نمی دهد (به شکل کیفی) آورده شده است.

بنابراین فرضیه ثابت بودن واریانس باقیمانده ها را می توان پذیرفت. شکل آخر نیز طرح خاصی را نشان نمی دهد و دارای پراکندگی افقی حول صفر با واریانس ثابت می باشد. بنابراین به نظر می رسد باقیمانده های حاصل از برازش مدل



شکل (۱۳). بررسی نرمال بودن باقیمانده ها مدل انتخابی $SARIMA (1,1,3)(0,1,2)^{12}$



شکل (۱۴). نمودار توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقیمانده های مدل انتخابی $SARIMA (1,1,3)(0,1,2)^{12}$

استفاده از معیار آکائیک AIC که بر مبنای باقیمانده های مدل برازش شده می باشد و معیار SBC بهترین مدل برازش داده

مرحله بعد انتخاب مدل برتر می باشد. بدین منظور از معیارهای گوناگونی استفاده می شود. در پژوهش حاضر با

نتایج مدل‌های مختلف سری‌های زمانی *SARIMA* و معیارهای *P-Value*، *SBC*، *AIC* و *T* در جدول (۴) برای دما حوضه آبریز آمده است. برای دما حوضه آبریز تنها در مدل $SARIMA(1,1,3)(0,1,2)^{12}$ مقدار قدر مطلق *T* در تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و *P-Value* آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای *SBC* و *AIC* را دارد، بنابراین بهترین الگو شناخته شده است.

شده از بین تمامی مدل‌ها برای بارش حوضه آبریز هیرمند انتخاب شد. جدول (۴) مقایسه مدل‌های مختلف سری زمانی برای داده‌های ایستا شده دما حوضه آبریز هیرمند در طول دوره ۱۸ ساله (۹۷-۱۳۷۹) را نشان می‌دهد. با توجه به معیارهای مورد نظر بهترین مدل، مدلی است که دارای کمترین مقدار *P-Value*، *SBC*، *AIC* و بیشترین *T* باشد. با بررسی نتایج این معیارها مشخص شد. مدل *SARIMA* دارای کمترین مقدار *SBC* و *AIC* می‌باشند.

جدول ۴: پارامترهای آماری برای هر یک از مدل‌های تحقیقی

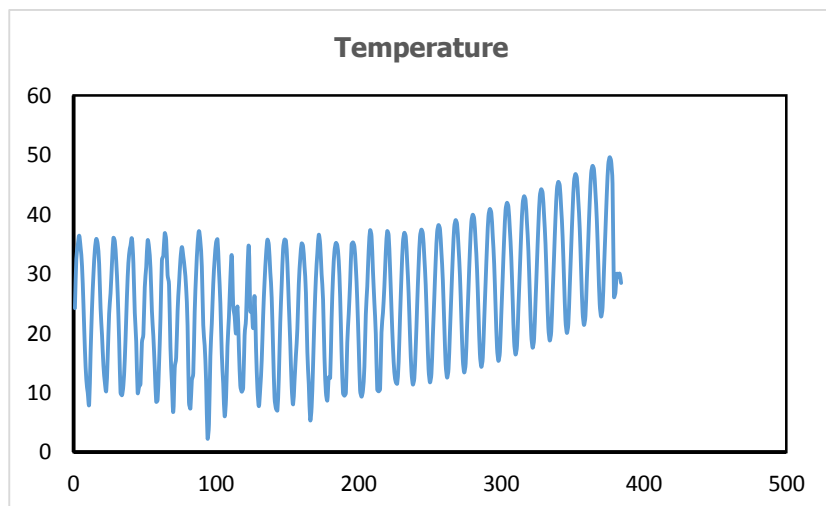
Modelling	Parameter	Coefficient	SE Coefficient	T	P	AIC	BIC
$SAMIRA(2,0,1)(0,1,1)^{12}$	AR1	-۰/۴۴۸	۰/۰۸۹	-۵/۳	۰/۰۰	۳۶۱/۲۸۹	۹۷۸/۵۰۷
	MA1	۰/۱۸۵	۰/۰۷۸	۲/۳۷	۰/۰۱		
	MA2	۰/۵۲۶	۰/۰۳۹	۱۳/۴۱	۰/۰۰		
	MA3	۰/۲۹۸	۰/۰۷۳	۴/۰۵	۰/۰۰		
	SMA12	۰/۷۱۵	۰/۰۷۱	۱۰/۰۶	۰/۰۰		
	SMA24	۰/۳۱۴	۰/۰۸۶	۳/۵۶	۰/۰۰		
	SMA36	-۰/۱۱۷	۰/۰۷۰	-۱/۵۸	۰/۱۱		
	Constant	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۹	۳/۴۲	۰/۰۰		
	AR1	۰/۳۷۶	۰/۰۷۰	۵/۳۳	۰/۰۰		
	AR2	-۰/۰۶۰	۰/۰۷۰	-۰/۸۶	۰/۳۹		
$SAMIRA(2,1,1)(1,1,2)^{12}$	SAR12	-۰/۵۷۴	۰/۲۵۲	-۲/۲۷	۰/۰۲	۳۹۱/۸۸۹	۹۹۸/۴۷۷
	MA1	۰/۹۶۹	۰/۰۰۵	۱۷۲/۰۷	۰/۰۰		
	SMA12	۰/۲۱۳	۰/۲۲۱	۰/۹۶	۰/۳۳		
	SMA24	۰/۷۰۵	۰/۱۹۹	۳/۵۴	۰/۰۰		
	Constant	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۴/۱۳	۰/۰۰		
$SAMIRA(1,1,3)(0,1,2)^{12}$	AR1	۰/۰۳۶	۰/۰۷۱	۰/۵۲	۰/۶۰	۳۵۸/۴۴۲	۹۷۶/۹۳۴
	MA1	۰/۶۵۶	۰/۰۰۱	۴۱۱۴/۰۴	۰/۰۰		

بودن باقیمانده‌ها را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین با درجه آزادی‌های مختلف مقدار آماره آزمون در سطح پنج درصد از کیدو جدولی کوچکتر است پس فرض صفر پذیرفته و مدل پذیرفته می‌شود.

نتایج جدول (۵) مربوط به آزمون لجانگ-باکس برای مدل انتخابی دما ماهانه حوضه آبریز هیرمند انجام شد و نتایج مربوط به الگو شناسایی شده برای کلیه تأخیرها مقدار *P-Value* بزرگتر از پنج درصد بوده که فرضیه ناهمبسته

جدول (۵). تأیید آزمون لجانگ-باکس بر روی باقیمانده‌های مدل انتخابی

۴۸	۳۶	۲۴	۱۲	Lag
۳۸۷	۲۹/۴	۲۰/۴	۱۰/۴	Chi - Square
۴۱	۲۹	۱۷	۵	Df
۰/۵۷۳	۰/۴۴۳	۰/۲۵۴	۰/۰۶۶	P - Value



شکل (۱۵). مقادیر مشاهداتی و پیش‌بینی شده دما حوضه آبریز هیرمند

تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و همچنین کمترین مقادیر P -Value آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای SBC و AIC را دارد، بهترین دقت‌ها را از میان دیگر مدل‌ها، در مدلسازی سری‌های زمانی و نیز پیش‌بینی دوره را دارا می‌باشند.

همچنین در این پژوهش نتایج آزمون لجانگ-باکس برای مدل انتخابی دما و بارش ماهانه حوضه آبریز هیرمند برای کلیه تأخیرها مقدار P -Value بزرگتر از پنج درصد بوده که فرضیه ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین با درجه آزادی‌های مختلف مقدار آماره آزمون در سطح پنج درصد از کیدو جدولی کوچکتر است و فرض صفر پذیرفته شده است. دما ماهانه حوضه هیرمند دارای روند افزایشی و بارندگی ماهانه دارای روند کاهشی می‌باشد، بنابراین برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بایستی در جهت استفاده بهینه از منابع آبی سیاست‌هایی را در منطقه اعمال نمایند.

۱- در شرایط افزایش دما و کاهش باندگی در منطقه،

استفاده بهینه از منابع آب پیشنهاد می‌گردد.

۲- مدیریت آب ایاری در هنگام خشکسالی و

تخصیص آب به محصولات ضروری‌تر و

محصولاتی که مزیت نسبی دارند.

بکارگیری از دانش متخصصین در زمینه کشاورزی، اصلاح

نباتات و اقلیم‌شناسی در جهت تطبیق نوع و میزان کشت

محصولات با شرایط اقلیمی

نتیجه‌گیری

مسئله تغییر اقلیم در طول سال‌های اخیر، توجه اکثر پژوهشگران و محققین را جلب کرده است. در این راستا برای بررسی و پیش‌بینی رفتار پارامترهای اقلیمی از روش‌های آماری استفاده شده است. با انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری روند افت و خیز و نوسان‌های موجود در سری‌زمانی که با چشم قابل مشاهده نمی‌باشند را بدست آورد. در این مطالعه با استفاده از روش میانگین متحرک فصلی ($SARIMA$) به تحلیل رفتار دما و بارش منطقه سیستان در حوضه آبریز هیرمند در طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۹ پرداخته شده است.

در مطالعه حاضر جهت مدلسازی و پیش‌بینی سری زمانی دما و بارش ماهانه از مدل استوکستیک فصلی $SARIMA$ که دارای دقت خوب و قابل قبولی می‌باشد استفاده شده است. پس از بررسی روند فصلی بوسیله تابع ACF و تعیین درجه تفاضل‌گیری فصلی بهینه و دوره تناوب مناسب برای مدل‌ها، از میان مدل‌های اجرا شده برای دما منطقه سیستان در

حوضه آبریز هیرمند مدل $SARIMA(1,1,3)(0,1,2)^{12}$

مقدار قدر مطلق T در تمامی پارامترها به غیر از ثابت بیش از ۲ بوده و P -Value آن کمتر از ۰/۰۵ و همچنین کمترین مقادیر معیارهای SBC و AIC را دارد، و برای بارش حوضه آبریز تنها در مدل

$SAMIRA(3,0,1)(0,1,1)^{12}$ مقدار قدر مطلق T در

منابع

11. Folland, C. K. (1990). Observed climatic variation and change, climate change. The IPCC Scientific Assessment, Cambridge University Press, 25:195-238.
12. Folland, C.K. (1990). Observed Climatic Variation and Change, Climate Change, Cambridge University Press, 195-238.
13. Golabi, M. Akhund Ali, A. M. Radmanesh, F. and Kashefipour, M. (2015). Comparison of the Forecasting Accuracy of Box-Jenkins Models in Seasonal Rainfall Modeling in Khuzestan Province, Geographical Research Quarterly, Volume 29, Number 3, 114, No. 72, 61-72. [In Persian]
14. Haltiner, J. P. D. and Salas, J. (1988). Development and testing of a multivariate, seasonal ARIMA(1,1) model, Journal of Hydrology, 104: 247-272.
15. Hansen, J. and Lebedeff, S. (1988). Global surface air temperatures: Update through 1987. Geophysical Research Letters, 15(4): 323-326.
16. Hossein Ali Zadeh, M. Hassan Ali Zadeh, N. Babanjad, M. and Rezanjad, M. (2015). Prediction of Monthly Precipitation Using Special Time Series Packages in R Software (Case Study: Araz Shark Station in Golestan Province), Journal of Conservation and Exploitation of Natural Resources, Volume 2, Number 2, pp. 12-1. [In Persian]
17. Jones, P.D. Raper, S.C.B. Bradley, R.S. Diaz, H.F. Kellyo, P.M. and Wigley, T.M.L. (1986), Northern hemisphere surface air temperature variations: 1851–1984. Journal of Climate and Applied Meteorology, 25(2): 161-179.
18. Khani Tamliye, S. Khani Tamliye, Z. A. Hosseini Sadiqh, S. M. Kamangar, M. and Shamsi, Z. (2020). Modeling and Forecasting Isfahan Monthly Average Temperature Using SARIMA Model, Journal of Environmental Science and Water Engineering, Volume 5, Number 2, pp. 124- 114. [In Persian]
19. Khatar, B. and Bahmani, A. (2016). Temperature Forecasting of Soil Layers Using Time Series Models, Journal of Soil Research (Soil and Water Sciences), A, Volume 29, Number 2, pp. 211-199. [In Persian]
20. Kheradmandnia M. and Asakereh H. (2001). Pattering of ARIMA for Annual
1. Abdollahnejad, K. (2016). Time series models in forecasting monthly rainfall (A case study of Hashemabad station Gorgan), Journal of Geographical Space Preparation, Golestan University Scientific Journal, No. 5, No. 17, pp. 25-25. [In Persian]
2. Aghelpour, P. and Nadi, M. (2019). Assessing the Accuracy of the SARIMA Model in Modeling and Predicting the Long-Term Mean Monthly Mean Temperature in Different Climates of Iran, Journal of Climatological Research, Ninth Year, No. 35, pp. 113–126. [In Persian]
3. Azar, A. and Momeni, M. (1998). Statistics and its application in management, side publications. [In Persian]
4. Bloomfield, P. Nychka, D. (1992). Climate spectra and detecting climate change. Climatic Change, 21(3):275-287.
5. Box, G.P.E. Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1004). Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden-Day, 3th Edition. 575 p.
6. Brooks, C.E.P. and Carrthers, N. (1953). Handbook of Statistical Methods in Meteorology. London, H.M.S.O., pp 412.
7. Chetfield, K. (2010). Introduction to Time Series Analysis (Strong Translation, H), Ferdowsi University of Mashhad Publications, First Edition, Third Edition, 290 p. [In Persian]
8. Curceac, S. Ternynck, C. Ouarda, T. Chebana, F. and Dabo Niang, S. (2019). Short-term air temperature forecasting using Nonparametric Functional Data Analysis and SARMA models, Environmental Modelling & Software, Volume 111, Pages 394-408.
9. Dabral, P.P. and Murry, M.Z. (2017). Modelling and Forecasting of Rainfall Time Series Using SARIMA. Environ. Process. 4, 399–419, doi:10.1007/s40710-017-0226-y.
10. Feizi, V. FarAJzadeh, M. and Nozari, R. (2011). Study of Climate Change in Sistan and Baluchestan Province by Man-Kendall Method, Proceedings of the Fourth International Congress of Islamic World Geographers, Iran-Zahedan. [In Persian]

- plain using time series models. *J. Water Soil*, 27(5), 896-906 [in Persian].
32. Soltani Gurdafamarzi, S. Saberi, A. and Ghaysouri, M. (2018). Determining the Best Time Series Model in Predicting the Annual Precipitation of Selected Stations in West Azarbaijan Province, *Journal of Applied Geographical Sciences*, 17th Year, No. 44, pp. 105-87. [In Persian]
 33. Tavakoli, M. Shiravani, A. and Nazem al-Sadat, M. J. (2017). Statistical Forecasting of Monthly Average Surface Temperature of Northwest Indian Ocean Region, *Iranian Journal of Geophysics*, Volume 10, Number 3, pp. 76-66. [In Persian]
 34. Wisipour, H. Masoumipour Samakush, J. Sahnneh, B. and Yousefi, Y. (2011). Predictive Analysis of Rainfall and Temperature Trends Using Time Series Models (ARMA), *Journal of Geography*, pp. 65-80. [In Persian]
 35. Yamoah, A. Saeed, B. I. I. and Karim, A. (2016). Sarima Modelling and Forecasting of Monthly Rainfall in the Brong Ahafo Region of Ghana, *World Environment*, 6(1): 1-9. DOI: 10.5923/j.env.20160601.01.
 36. Zarei, A. and Moghimi, M. M. (2017). Forecasting and Investigation of Average Monthly Temperature Using Time Series Models, *Journal of Irrigation and Water Engineering*, Seventh Year, No. 25, pp. 142-152. [In Persian]
 37. Zarei, A. Moghimi, M. M. and Mahmoudi, M. R. (2017). Modeling and Prediction of Seasonal Drought Using RDI Index and Time Series Models (Case Study: Tehran Synoptic Station), *Journal of Desert Ecosystem Engineering*, Volume 5, Number 11, pp. 116-105. [In Persian]
 38. Zarei, A.R. and Moghimi, M.M. (2019). Environmental assessment of semi-humid and humid regions based on modeling and forecasting of changes in monthly temperature. *Int. J. Environ. Sci. Technol.* **16**, 1457-1470, doi:10.1007/s13762-017-1600-z.
 21. Khorrami M. and Bozorgnia A. (2007). Time series analysis with software MINITAB 14, Mashhad Publication, Sokhan Gostar [in Persian].
 22. Maniraguha, J.D. and Umunoza Gasana, E. (2018). Box-Jenkins analysis of mean monthly temperature in Rwanda, *Afrika Statistika*, Vol 13, No 1.
 23. Maroufi, S. Norouz Walashi, R. and Golkar, F. (2018). Modeling Monthly Precipitation Forecasting in South Baluchestan Basin, *Geographical Research Quarterly*, Thirty-Second Year, Issue 1, Serial No. 124, pp. 162-149. [In Persian]
 24. Masoudian, A. (2004). Investigation of Geographical Distribution of Precipitation in Iran by Periodic Factor Analysis Method, *Geography and Development Quarterly*, No. 1, pp. 79-88. [In Persian]
 25. Mazidi, A. Shafi'i, Sh. and Taqizadeh, Z. (2015). Analysis and Modeling of Yazd Annual Temperature Using ARIMA Model, *Geographical Explorations of Desert Areas*, Second Year, No. 3, pp. 140- 115. [In Persian]
 26. Meteorological Organization of Sistan and Baluchestan, (2019).
 27. Narasimha Murthy, K.V. Saravana, R. and Vijaya Kumar, K. (2018). Modeling and forecasting rainfall patterns of southwest monsoons in North-East India as a SARIMA process. *Meteorol Atmos Phys* 130, 99-106. doi:10.1007/s00703-017-0504-2.
 28. Salahi, B. (2017). Modeling Some Effective Climate Indicators of Ardebil Sepnoptic Station for Natural Crisis Management, *Journal of Geographical Space*, 16th Year, No. 54, pp. 194-177. [In Persian]
 29. Saplioglu, K. Cimen, M. and Akman, B. (2010). Daily precipitation prediction in Isparta station by artificial neural network: Ohrid, Republic of Macedonia.
 30. Sedaghat Kerdar, A. and Fatahi, A. (2006). Drought Awareness Indicators in Iran, *Journal of Geography and Development*, No. 11, pp. 59-76. [In Persian]
 31. Shabani, B. Mousavi Baygi, M. Jabbari Noghahi M. and Ghareman B. (2014). Modeling and predication of monthly max and min temperatures of Mashhad Average Temperature in Jask (Iran). 3rd Conference of Stochastic Process, Isfahan University. 41-51 [in Persian].