

تحلیل سری‌های زمانی بارش‌های فصلی در ایران

جعفر معصومپور سماکوش* - استادیار گروه جغرافیا، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
عبدالله جلیلیان - استادیار گروه آمار، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
احترام یاری - کارشناس ارشد اقلیم‌شناسی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۱/۶

چکیده

امروزه مدیریت منابع آب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو، مطالعه بارش، بهمنزله مهم‌ترین منبع تأمین آب، در مقیاس زمانی و مکانی بسیار حائز اهمیت است. این پژوهش در پی تحلیل، ارزیابی، و شناسایی رفتار بارش فصلی است. بدین منظور، داده‌های بارش ۶۷ ایستگاه سینوپتیک کشور با دوره آماری سی ساله (۲۰۱۴-۱۹۸۵) استخراج شد. سری‌های زمانی بارش بررسی شد و بهترین مدل بر اساس ملاک اطلاع آکائیک به سری داده‌های هر ایستگاه برآش داده شد. صحت و کفایت مدل‌های برآش شده به کمک نمودار مانده‌های استانداردشده، نمودار تابع خودهمبستگی مانده‌های مدل، و آزمون لیونگ-باکس ارزیابی شد. مرتبه‌های اتورگرسیو، میانگین متحرک، و مرتبه‌های تفاضلی فصلی و بین‌فصلی حاصل از مدل‌های برآش شده برای بررسی وابستگی بارش‌های فصلی و بین‌فصلی و تحلیل روند سری‌های زمانی بارش فصلی بررسی شد. نتایج نشان داد برای همه ایستگاه‌های مورد مطالعه (جز بوشهر، شهرکرد، بیرجند، امیدیه آغاواری، و رشت) مدل ساریما کفایت مناسبی دارد. نتایج به دست آمده از بررسی مرتبه‌های فصلی نیز نشان داد که به جز ایستگاه‌های کاشان، آبعلی، دوشان‌تبه، سمنان، و شاهروд در دقیقه ایستگاه‌ها بارش‌ها از الگوهای فصلی تعیین می‌کنند. همچنین، در بیشتر ایستگاه‌های مورد مطالعه (٪۹۳) روند کاهشی یا افزایشی معناداری در سری زمانی بارش فصلی مشاهده نشده است.

کلیدواژه‌ها: ایران، بارش فصلی، روند، کفایت مدل، ملاک اطلاع آکائیک، مدل ساریما.

مقدمه

در سال‌های اخیر محدودیت منابع آبی برای تأمین آب مورد نیاز کشاورزی و غیرکشاورزی موجب بروز مشکلات زیادی شده است. بارش یکی از منابع مهم تأمین آب و مهم‌ترین مؤلفه ورودی به سیستم‌های هیدرولوژیکی بهشمار می‌رود، بنابراین، مطالعه و اندازه‌گیری آن در بیشتر موارد برای مطالعه رواناب، خشک‌سالی، آب‌های زیرزمینی، سیلاب، رسوب، و غیره لازم و ضروری است (عبدالله‌نژاد، ۱۳۹۴: ۱۵). امروزه کمبود یا توزیع نامناسب آب یکی از عمدت‌ترین دغدغه‌هایی است که در آینده نه‌چندان دور از مضرات جامعه بشری به شمار خواهد آمد. با توجه به اینکه هرساله با کم‌شدن کمیت و تخریب کیفی آب منابع آب محدودتر می‌شود و تقاضا برای استفاده از آب همواره رو به فزونی است، پیش‌بینی بارندگی برای برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب اهمیت بسزایی خواهد داشت. در این میان تحلیل و مدل‌سازی سری‌های زمانی

متغیرهای اقلیمی به منظور پیش‌بینی مقادیر آتی آن‌ها در دو دهه اخیر مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. یک سری زمانی دنباله‌ای از مشاهدات مربوط به یک متغیر، مانند بارش، است که در طی زمان گردآوری شده‌اند. هدف از تجزیه و تحلیل سری زمانی یافتن مدل تغییرات و پیش‌بینی آینده (فرج‌زاده، ۱۳۸۷: ۱۱۵) و همچنین شناسایی روند آن برای تحلیل است. بنابراین، بررسی و پیش‌بینی نزولات جوی در ابعاد زمانی متفاوت (روزانه، ماهانه، فصلی، و سالانه) برای هر منطقه و آبخیز یکی از مهم‌ترین پارامترهای اقلیمی در استفاده بهینه از منابع آبی به‌شمار می‌رود که می‌تواند در پراکندگی و توزیع زمانی و مکانی دیگر عناصر اقلیمی مؤثر باشد.

مدل‌سازی در خانواده آرما، آریما، و ساریما یکی از شیوه‌های مهم و معتبر در توصیف و شبیه‌سازی پارامترهای اقلیمی است (باکس و جنکینز، ۱۹۷۶). تحقیقات متعددی در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در بررسی پارامترهای اقلیم‌شناسی و هیدرولوژیکی، همچون بارش، دما، و جریان‌های رودخانه، انجام گرفته است؛ محققان به منظور تحلیل تغییرات عناصر اقلیمی تلاش کرده‌اند این پارامترها را مدل‌سازی و سپس شبیه‌سازی کنند و همچنین کفایت مدل‌ها را ارزیابی کنند. برخی از این مطالعات کارایی و صحت مدل‌های سری زمانی و مدل ساریما را برای تحلیل و پیش‌بینی بارش ماهانه (کاشیک و سینگ، ۲۰۰۸؛ ماهسین و همکاران، ۲۰۱۲؛ مجیدعلی، ۲۰۱۳؛ بری و همکاران، ۲۰۱۵؛ چودری و بیسواس، ۲۰۱۶؛ محمد و ابراهیم، ۲۰۱۶؛ آفریقا و همکاران، ۲۰۱۶؛ ابوزفور و همکاران، ۲۰۱۶؛ شریفان و همکاران، ۲۰۱۶؛ حسینعلی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۳؛ صلاحی و ملکی مرشت، ۱۳۹۴)، فصلی (گلایبی و همکاران، ۱۳۹۳)، هفتگی (زکریا و همکاران، ۲۰۱۲)، و دمای ماهانه (کاشیک و سینگ، ۲۰۰۸؛ شعبانی و همکاران، ۱۳۹۲) ارزیابی کرده‌اند. اتفاقاً در همه موارد مشخص شد که مدل ساریما در پیش‌بینی پارامترهای بارندگی و درجه حرارت در مقیاس زمانی متفاوت قابل اعتماد است و صحت و کفایت آن تأیید شده است.

در پیش‌بینی خشک‌سالی و ترسالی با استفاده از عنصر بارش (علیجانی و رمضانی، ۱۳۸۱؛ میشرا و دیسای، ۲۰۰۵؛ معروفی و همکاران، الف ۱۳۹۳) نیز مدل سری زمانی ساریما، به‌منزله مدلی مناسب، انتخاب و دقت و کارایی آن تأیید شد.

چیو و همکاران (۱۳۹۳) شش روش مدل‌سازی بارش - رواناب را برای شبیه‌سازی جریان‌های روزانه، ماهانه، و سالانه در هشت حوضه آبریز در استرالیا مقایسه کردند و نتیجه گرفتند که با استفاده از روش‌های سری‌های زمانی می‌توان تخمین مناسبی از بازده ماهانه و سالانه را در منابع آبی از حوضه‌های آبریز به‌دست آورد.

نیل و مومنی (۲۰۰۹) نیز سری زمانی بارش کشور اردن را در دوره آماری ۱۹۹۹-۱۹۲۲ بررسی کردند. آن‌ها بر اساس معیارهای اطلاع آکائیک و اطلاع بیزی شواز اظهار کردند که مدل ساریما بهترین مدل برای پیش‌بینی بارش در آینده است.

چانگ و همکاران (۲۰۱۲)، به منظور پیش‌بینی روند بارش سه‌ساله یانتای چین، از مدل ساریما برای تحلیل داده‌های بارش ماهانه (طی دوره آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱) استفاده کردند. نتایج نشان داد مدل ساریما برای مدل‌سازی و پیش‌بینی سری زمانی ماهانه بارش مناسب است و پیش‌بینی‌ها بر اساس این مدل نشان می‌دهد که بارش طی سه سال آینده کاهش خواهد یافت.

کییونجا و همکاران (۲۰۱۴)، به منظور تعیین مقادیر پیش‌بینی بارش در کنیا و همچنین برای تعیین دقت مدل ساریما در پیش‌بینی بارش، بیان کردند که در این مطالعه آزمون نرمال‌بودن مانده‌ها و ارزیابی پیش‌بینی‌ها با مقادیر واقعی نشان می‌دهد که مدل ساریما مدل خوبی برای پیش‌بینی بارش در منطقه کنیا است.

فلاح قالهری و همکاران (۲۰۱۵)، به منظور مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های سری زمانی در مدل‌سازی بارش فصلی در جنوب استان کرمان، داده‌های بارش فصول سرد سال سه ایستگاه جیرفت، کهنوج، و منوجان استان کرمان را

با استفاده از مدل‌های سری زمانی ساریما مطالعه کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که این مدل‌ها از دقت قابل قبولی برای پیش‌بینی بارش در دوره سرد سال برخوردارند.

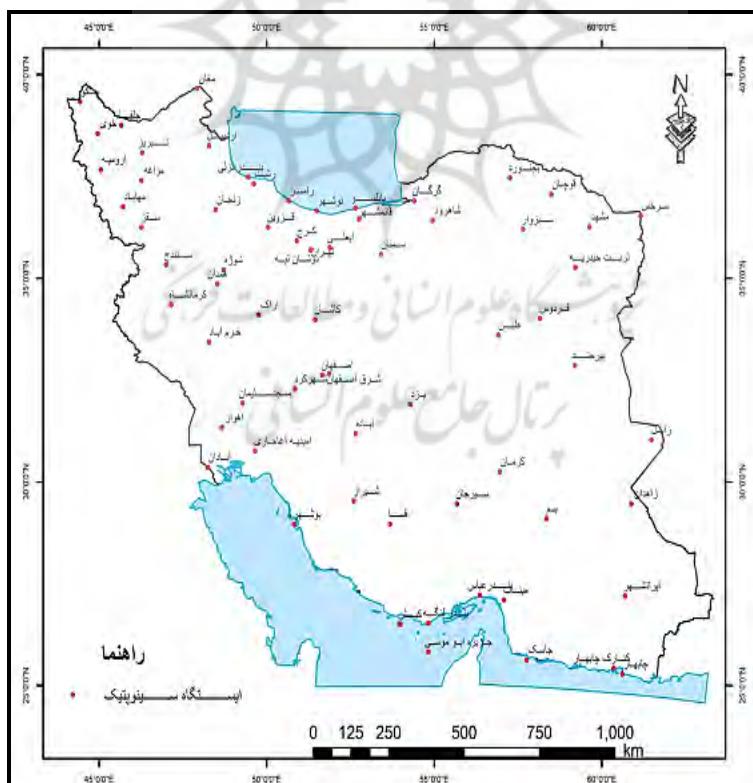
دودانگه و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی کاربرد مدل‌های سری زمانی برای تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب پرداختند و مدل‌های مختلف سری زمانی را بر روی پارامترهای رطوبت نسبی، تبخیر، دمای هوای و سرعت باد طی سال‌های ۱۹۵۰-۲۰۰۵ منطقه اصفهان برآورد دادند. نتایج این مطالعه بیانگر کارایی مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی و تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده است.

عبدالله‌نژاد (۱۳۹۴) به منظور بررسی مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی بارندگی (تخمین مجموع بارندگی) ماهانه ایستگاه هاشم‌آباد گرگان از مدل‌های تصادفی سری زمانی استفاده کرد. نتایج نشان داد که مدل ساریما از سایر مدل‌های سری زمانی عملکرد بهتری دارد و روند تغییرات سری زمانی را با خطای کمتری شیوه‌سازی می‌کند.

هدف اصلی ما در این پژوهش مطالعه بارش فصلی در ایران است؛ به طوری که شناخت و بررسی روابط فصلی بارش به تفکیک مناطق مختلف می‌تواند در برنامه‌ریزی‌ها و مدیریت محیطی کمک شایانی به مسئولان امر کند و حتی می‌توان با شناخت این روابط در پیش‌بینی‌ها نیز موفق‌تر عمل کرد.

داده‌ها و روش‌ها

در این پژوهش، به منظور تحلیل روابط بارش فصلی ایران، از داده‌های ماهانه بارش ۶۷ ایستگاه سینوپتیک با پراکنش مناسب در سطح کشور (شکل ۱) طی دوره زمانی سی‌ساله (۲۰۱۴-۱۹۸۵) استفاده شده است.



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های سینوپتیک مورد مطالعه

همچنین، کلیه آزمون‌های آماری و محاسبات سری‌های زمانی در محیط نرم‌افزار R^۱ انجام شد و پس از برآش مدل ساریمای مناسب، از این مدل برای توصیف رفتار تصادفی سری‌های زمانی بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه استفاده شد.

مدل ساریما

باکس و جنکیتز (۱۹۷۶)، با ترکیب مدل‌های فصلی و بین‌فصلی، مدل‌های موسوم به آریما فصلی را، که به ساریما معروف است، معرفی کردند. یک مدل ساریما از دو مؤلفه ضربی تشکیل شده است: یک مؤلفه آریما معمولی یا بین‌فصلی که همبستگی‌های عادی موجود در مشاهدات را توصیف می‌کند و یک مؤلفه فصلی با دوره تناوب مشخص که همبستگی‌های فصلی موجود در مشاهدات را تبیین می‌کند. درکل، این مدل به صورت ساریما_s(P, D, Q)_d(p, d, q) درجه‌های بخش فصلی-ضربی نامیده می‌شود که عبارت p, d, q درجه‌های بخش بین‌فصلی مدل و عبارت_s(P, D, Q)_d درجه‌های بخش فصلی مدل را مشخص می‌کنند. مقدار S نیز بیانگر دوره تناوب مؤلفه فصلی است. شکل کلی مدل به صورت رابطه ۱ است:

$$\phi_p(B) \cdot P(B^s) \nabla^d \nabla_s^D X_t = -q(B) \cdot Q(B^s) a_t \quad \text{رابطه ۱}$$

که در آن B عملگر انتقال پسرو است که روی زمان هر جمله عمل می‌کند و آن را به اندازه یک واحد زمانی به عقب می‌برد تا سری جدیدی را تشکیل دهد و به صورت $X_t = X_{t-d} + \dots + X_0$ تعریف می‌شود. p، q، و Q به ترتیب چند جمله‌ای‌هایی با مرتبه‌های p، q، و Q هستند. مقادیر p و q به ترتیب مرتبه‌های بین‌فصلی بخش‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک‌اند که بیانگر واپستگی مستقیم هر فصل با p قبل از خود و واپستگی غیرمستقیم هر فصل با q قبل از خود است و P و Q مرتبه‌های فصلی بخش‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک را نشان می‌دهد که به ترتیب بیانگر واپستگی مستقیم هر فصل با همان فصل در P سال قبل از خود و واپستگی غیرمستقیم هر فصل با همان فصل در Q سال قبل از خود است. در اینجا نیز واپستگی غیرمستقیم بدین معنی است که نوسان تصادفی هر فصل در Q سال گذشته بر مقدار سری در آن فصل اثرگذار است.

در این معادله D و d به ترتیب مرتبه تفاضل‌گیری فصلی و بین‌فصلی را نشان می‌دهد که اغلب این ضرایب از یک تجاوز نمی‌کند و به صورت $\nabla^d \nabla_s^D X_t = X_{t-d} - X_{t-d-1} - \dots - X_0$ تعریف می‌شود. در این مدل $\nabla^d \nabla_s^D$ عملگر فصلی و ∇^d بین‌فصلی است (چتفیلد، ۱۳۸۱: ۷۸-۷۹).

در این مدل مرتبه تفاضل‌گیری صفر بدین معنی است که سری ایستا است و به تفاضل‌گیری برای رفع نایستایی احتیاجی نیست. اما مرتبه تفاضل‌گیری غیرصفر در بخش فصلی بیانگر آن است که مؤلفه فصلی نایستا است که برای حذف آن کاربرد تفاضل‌گیری ضروری است و در بخش بین‌فصلی بیانگر آن است که مؤلفه بین‌فصلی نایستا است و این نایستایی ممکن است به سبب وجود روند (تصادفی یا غیرتصادفی) باشد. بنابراین، وجود روند در بخش بین‌فصلی منجر به D^0 و نایستایی در مؤلفه فصلی باعث D^0 می‌شود.

رسم نمودار سری زمانی داده‌ها و بررسی آن شامل مراحل زیر است:

- ۱. تشخیص مدل:** در این مرحله نمودارهای خودهمبستگی داده‌ها رسم و ارزیابی می‌شود. به کمک این نمودارها، مرتبه‌های p، d، q، و Q که به نظر مناسب می‌آیند انتخاب می‌شوند.

۱. R زبان برنامه‌نویسی است که از آن برای تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود و به صورت رایگان در این آدرس اینترنتی (<http://www.r-project.org>) در دسترس است.

۲. برآورده مدل: در این مرحله پارامترهای مدل‌های انتخاب شده با روش حداکثر درست‌نمایی برآورد می‌شوند و اگر بیش از یک مدل برای داده‌ها مناسب تشخیص داده شود، بر اساس ملاک اطلاع آکائیک^۱ بهترین مدل انتخاب می‌شود.

۳. بررسی کفایت برآورده مدل: برای بررسی عملکرد مدل در توصیف رفتار تصادفی داده‌ها، نمودار مانده‌های استاندارد شده^۲ مدل از نظر دارابودن میانگین صفر، ثبات واریانس، و قرارگرفتن مقادیر در محدوده انحراف معیار استاندارد (۳ع) برای تشخیص مشاهده پرت ارزیابی می‌شوند. نمودار تابع خودهمبستگی مانده‌های مدل از نظر فقدان خودهمبستگی معنی‌دار بین مانده‌های مدل بررسی می‌شوند و با استفاده از نمودار P-مقدار^۳ آزمون لیونگ-باکس^۴ مانده‌های مدل در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ ارزیابی می‌شوند. سرانجام، برای بررسی دقیق‌تر کفایت برآورده مدل، مقادیر مدل با مقادیر مشاهده شده (داده‌های واقعی) ارزیابی می‌شوند.

معیار آکائیک

معیار آکائیک یکی از روش‌های مقایسه مدل‌های مختلف است. این معیار، که آکائیک آن را در سال ۱۹۷۴ ارائه کرد، بر این اصل استوار است که از بین چند مدل انتخابی برای یک مجموعه داده مدلی که دارای کمترین مقدار معیار آکائیک باشد مدل نهایی انتخاب می‌شود. رابطه ریاضی معیار AIC به صورت رابطه ۲ است (شفیعی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵).

رابطه ۲

$$AIC = -2\ln(L(\theta)) + 2m$$

که در آن مقدار $L(\theta)$ بیانگر مقدار تابع درست‌نمایی به ازای پارامترهای برآورده شده مدل یعنی $m=(p+q+P+Q)$ است.

برآورده تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی

تابع خودهمبستگی یک مشخصه برای اندازه‌گیری وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی است. برای برآورده تابع خودهمبستگی (ACF) بر اساس n مشاهده از یک سری زمانی از رابطه^۳ می‌توان استفاده کرد (معروفی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۱۹).

رابطه ۳

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_t - \bar{X})^2}$$

که در آن $\hat{\rho}_k$ مقدار برآورده تابع خودهمبستگی سری زمانی با تأخیر K و X_t و X_{t+k} مقادیر مشاهدات یا داده‌های سری زمانی در زمان‌های t و $t+k$ و \bar{X} مقدار میانگین مشاهدات است.

روش دیگر برای بیان کردن وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی تعریف تابع خودهمبستگی جزئی است. اگر تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k باشد، رابطه تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) عبارت است از:

1. Akaike Information Criterion

2. Standardized Residuals

3. P-values

4. Ljung–Box test

رابطه ۴

$$\varnothing_k(K) = \frac{\rho_k - \sum_{i=1}^{k-1} \varnothing_i(k-1) \rho_{k-1}}{1 - \sum_{i=1}^{k-1} \varnothing_i(k-1) \rho_i}$$

که در آن \varnothing_k مقدار تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k است.

تحلیل سری‌های زمانی بارش با مدل ساریما در ایستگاه‌های مورد مطالعه

در پژوهش حاضر سری‌های زمانی بارش فصلی ایستگاه‌های سینوپتیک مورد مطالعه (طی دوره آماری ۱۹۸۵-۱۹۱۴) با استفاده از مدل ساریما مدل‌سازی شده‌اند. صحت مدل‌های برازش‌داده شده به سری داده‌ها برای هر ایستگاه بر اساس نمودار مانده‌های استاندارد شده، نمودار خودهمبستگی مانده‌های مدل، و مقادیر p - مقدار آزمون لیونگ- باکس (مانده‌های مدل در سطح معنی‌داری <0.05) بررسی می‌شود و مدل مناسب برای بارش‌های فصلی بر اساس ملاک اطلاع آکائیک در هر ایستگاه (جدول ۱) ارائه می‌شود. همچنین، برای بررسی ارتباط بارش‌های فصلی و بین‌فصلی در هر ایستگاه مرتبه‌های انورگرنسیو (P , p) و میانگین متحرک (Q , q) فصلی و بین‌فصلی حاصل از مدل‌های برازش‌داده شده بررسی می‌شوند. سرانجام، با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS ارتباط الگوهای بارش‌های فصلی در همه ایستگاه‌ها به صورت نقشه ترسیم می‌شود.

یافته‌های پژوهش

ارزیابی کفایت مدل‌های برازش‌داده شده در ایستگاه‌های مورد مطالعه

نتایج ارزیابی کفایت مدل (جدول ۱) نشان داد که در همه ایستگاه‌های مورد مطالعه ایستگاه‌هایی که طبق آزمون نیکوبی برازش لیونگ- باکس مدل ساریما در توصیف بارش آن‌ها کفایت لازم را ندارند عبارت‌اند از بوشهر، شهرکرد، بیرون‌جند، امیدیه‌آغاجاری، و رشت. زیرا مقادیر p - مقدار آزمون لیونگ- باکس برای این ایستگاه‌ها در همه تأخیرهای زمانی کمتر از سطح معنی‌داری (<0.05) می‌باشند. در بقیه ایستگاه‌ها، مدل ساریما ساختار همبستگی داده‌ها را به خوبی توصیف می‌کند و کفایت مناسبی در تحلیل بارش‌های فصلی در این ایستگاه‌ها می‌تواند داشته باشد؛ به طوری که p^* مقدارهای آزمون لیونگ- باکس (>0.05) (جدول ۱) برای این ایستگاه‌ها نیز نتایج فوق را تأیید می‌کند.

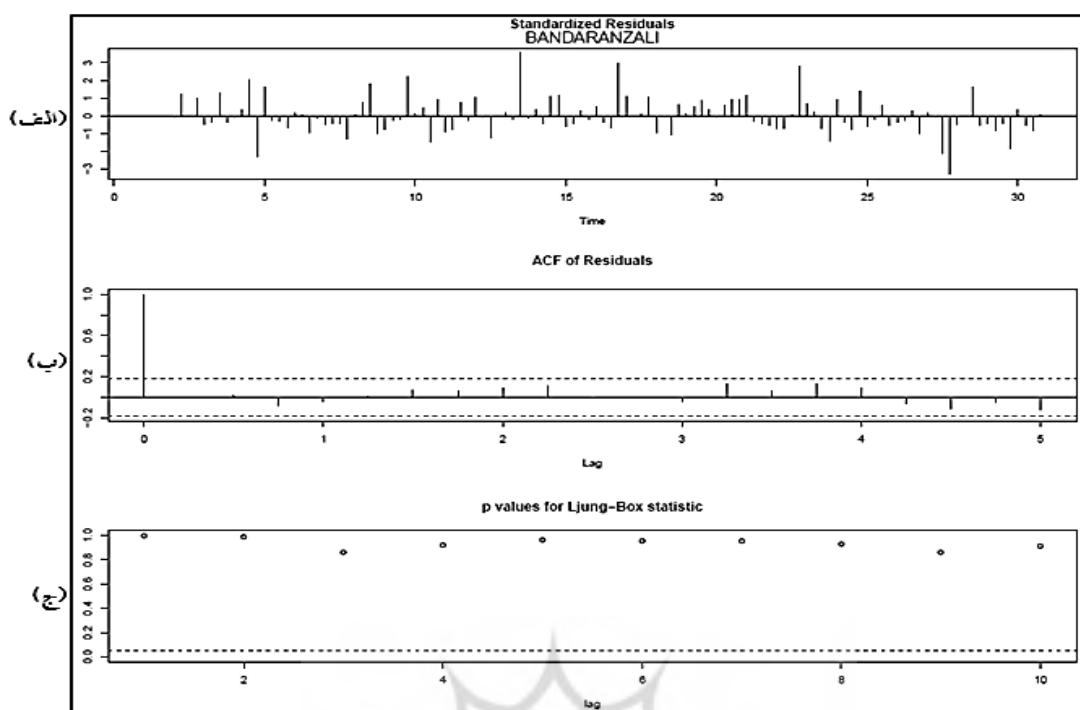
در اینجا برای نمونه ایستگاه بوشهر بهمنۀ ایستگاه‌هایی که مدل کفایت لازم را در تحلیل بارش‌های فصلی آن ندارد و بندرانزلی بهمنۀ ایستگاه‌هایی که مدل قادر است بارش‌های فصلی آن را به خوبی تحلیل کند آورده شده است. در ایستگاه بندرانزلی (شکل ۲ الف)، نمودار مانده‌های استاندارد شده نشان می‌دهد که سری مانده‌ها دارای میانگین صفر و واریانس ثابت‌اند و مقادیر در محدوده انحراف معیار استاندارد (3σ) پراکندگی دارند و مشاهده پرتی در این نمودار دیده نمی‌شود.

نمودار تابع خودهمبستگی مانده‌های مدل (شکل ۲ ب) نمایانگر این است که مقادیر خودهمبستگی مانده‌های مدل در محدوده اطمینان صفر واقع شده‌اند و خودهمبستگی بین مانده‌های مدل اختلاف معنی‌داری با صفر ندارد؛ این امر نشان‌دهنده عدم همبستگی بین مانده‌های مدل است.

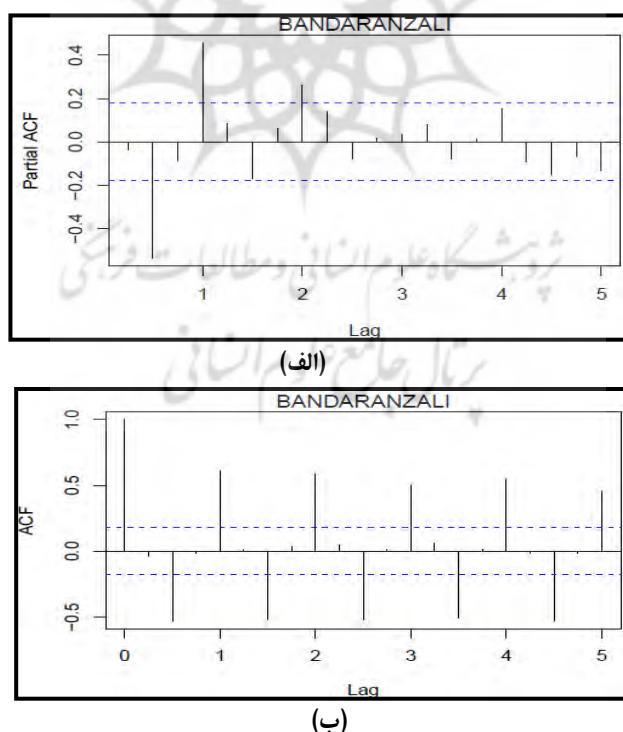
مقادیر p - مقدار برای آماره آزمون لیونگ- باکس در همه تأخیرهای زمانی بزرگ‌تر از سطح معنی‌داری <0.05 است (شکل ۲ ج)، که نشان می‌دهد فرض صفر (H_0) مبنی بر عدم خودهمبستگی بین مانده‌های مدل در سطح خطای <0.05 پذیرفته می‌شود. پس با بررسی این سه نمودار صحت فرض‌هایی که مدل ساریما بر آن‌ها مبتنی است تأیید می‌شود.

جدول ۱. نتایج برآذش مدل ساریما بر سری زمانی بارش فصلی ایستگاه‌های مورد مطالعه

AIC	-P مقدار	ایستگاه	AIC	-P مقدار	ایستگاه	AIC	-P مقدار	ایستگاه	AIC	-P مقدار	ایستگاه
۱۶۱۱,۴۵۷۵	۰,۹۱۲	بندرازنی	۱۱۳۵,۷۳۳۳	۰,۹۶۸	شهرود	۱۳۲۲,۱۷۷۰	۰,۰۲۶	شهرکرد	۱۲۶۸,۰۶۳۵	۰,۹۴۱	ارومیه
۱۳۸۴,۵۱۵۹	۰,۵۳۶	خرم آباد	۱۱۷۶,۹۸۳۰	۰,۳۸۵	ایرانشهر	۱۲۰۱,۹۶۵۳	۰,۹۲۵	بنجورد	۱۱۸۴,۶۶۸۵	۰,۹۸۷	خوی
۱۴۸۷,۳۳۰۳	۰,۶۵۱	بابلسر	۱۲۹۶,۹۸۸۸	۰,۹۳۱	چاهار	۱۱۶۶,۴۹۱۹	۰,۰۲۰	بیرون	۱۱۸۴,۵۳۴۴	۰,۰۹۵	ماکو
۱۵۸۱,۸۴۰۵	۰,۴۹۷	رامسر	۱۰۴۳,۴۷۷۶	۰,۹۴۰	زابل	۱۰۶۱,۰۰۳۵	۰,۲۰۳	طبس	۱۳۱۲,۲۹۳۳	۰,۸۴۵	مهاباد
۱۳۸۱,۷۰۷۳	۰,۷۸۰	قائم شهر	۱۱۰۲,۳۸۹۸	۰,۴۷۷	زاہدان	۱۱۲۶,۲۰۸۷	۰,۳۸۳	فردوس	۱۱۶۴,۳۲۲۰	۰,۴۴۵	تبریز
۱۵۳۱,۴۷۰۲	۰,۲۰۸	نوشهر	۱۲۴۴,۵۵۸۹	۰,۵۴۰	کنارک چاهار	۱۲۷۶,۶۷۸۳	۰,۵۶۴	ترتیت حیدریه	۱۱۶۸,۸۸۹۳	۰,۹۳۲	جلفا
۱۲۸۹,۹۴۹۶	۰,۷۰۸	اراک	۱۳۸۸,۶۸۹۵	۰,۵۷۵	شیراز	۱۲۰۴,۳۶۸۴	۰,۳۳۷	سبزوار	۱۲۴۵,۵۰۹۰	۰,۶۷۳	مراغه
۹۹۴,۷۶۷۹	۰,۶۹۷	یزد	۱۲۰۰,۳۹۱۸	۰,۶۵۰	آباده	۱۱۵۶,۵۱۲۵	۰,۳۹۲	سرخس	۱۲۱۰,۰۵۶۱۷	۰,۲۰۹	اردبلل
۱۲۸۴,۰۰۰۶	۰,۹۵۹	همدان	۱۳۷۳,۴۲۳۱	۰,۳۹۵	فسا	۱۲۳۹,۰۷۱۴	۰,۵۴۵	قوچان	۱۲۱۷,۸۷۲۲	۰,۸۵۲	منان
۱۲۶۴,۲۹۷۲	۰,۹۴۸	همدان - نوژه	۱۳۱۶,۲۴۲۲	۰,۸۶۴	سنندج	۱۲۱۸,۷۳۰۵	۰,۲۷۵	مشهد	۱۱۵۱,۹۱۳۶	۰,۵۱۴	اصفهان
۱۳۲۶,۶۰۶۹	۰,۷۹۴	بندر عباس	۱۳۵۲,۴۶۸۵	۰,۸۹۶	سقز	۱۱۹۷,۹۷۰۸	۰,۵۰۹	آبادان	۱۱۱۷,۹۶۴۸	۰,۶۱۱	شرق اصفهان
۱۲۳۵,۱۲۱۶	۰,۹۶۶	بندر لنگه	۱۳۴۸,۱۸۵۴	۰,۳۱۹	کرمانشاه	۱۳۲۵,۲۶۹۷	۰,۰۳۵	امیدیه آغازاری	۱۱۵۵,۰۸۵۳	۰,۸۱۳	کاشان
۱۲۸۶,۷۰۷۶	۰,۸۷۳	جادک	۱۲۸۰,۸۶۸۲	۰,۶۰۳	گرگان	۱۲۳۹,۸۲۲۳	۰,۱۴۸	اهواز	۱۲۴۱,۵۲۵۳	۰,۹۱۰	کرج
۱۲۷۰,۷۹۲۲	۰,۹۹۴	جزیره ابوموسی	۱۱۴۵,۶۵۹۳	۰,۷۱۹	کرمان	۱۴۲۲,۸۰۴۷	۰,۰۹۴	مسجد سلیمان	۱۳۵۹,۲۸۵۲	۰,۰۲۸	بوشهر
۱۲۶۰,۸۴۳۴	۰,۴۹۲	کیش	۱۱۹۸,۹۴۴۰	۰,۴۱۹	سیرجان	۱۲۳۱,۶۱۱۵	۰,۵۵۸	زنگان	۱۲۲۲,۳۲۵۳	۰,۹۶۶	تهران
۱۳۳۶,۹۳۲۶	۰,۷۸۵	میناب	۱۰۳۳,۶۳۰۱	۰,۷۱۴	به	۱۲۸۰,۸۴۶۴	۰,۸۶۶	قزوین	۱۳۹۹,۴۹۸۴	۰,۷۰۸	آبعلی
			۱۵۶۰,۰۰۲۳	۰,۰۲۴	رشت	۱۱۳۰,۶۳۲۳	۰,۸۷۹	سمنان	۱۲۴۲,۹۴۶۷	۰,۹۸۱	دوشان تپه

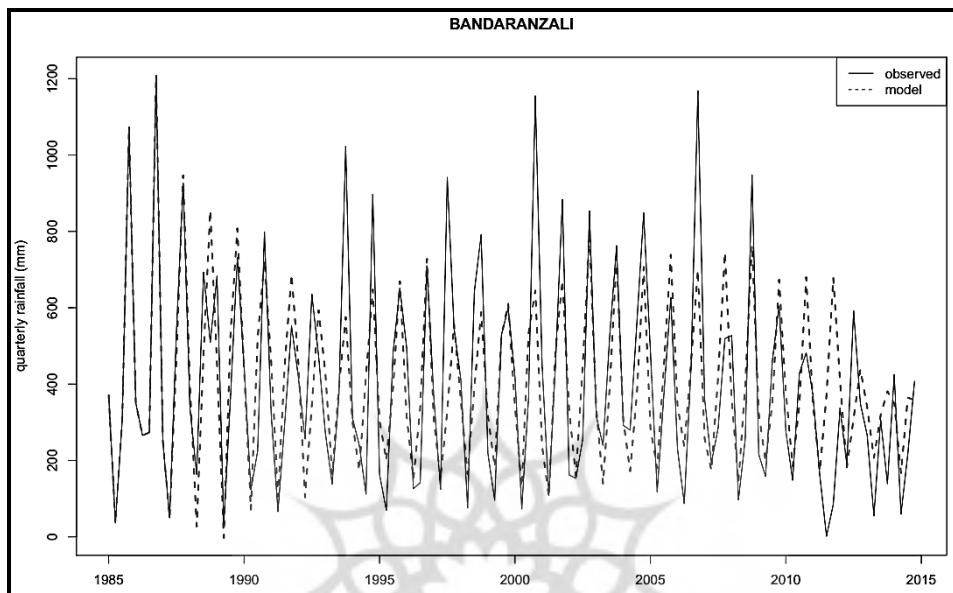


شکل ۲. (الف) نمودار استاندارد شده ماندهای مدل؛ (ب) نمودار خودهمبستگی ماندهای مدل؛ (ج) نمودار مقدار P برای ایستگاه بندرانزلی



شکل ۳. (الف) نمودار خودهمبستگی (ACF)؛ (ب) نمودار خودهمبستگی جزئی (PACF) ماندهای مدل در سری داده‌های ایستگاه بندرانزلی

برای بررسی دقیق‌تر مدل برآش‌داده شده، علاوه بر ارزیابی مدل از لحاظ مانده‌ها، کفايت مدل از لحاظ مقادیر مشاهده شده و مقادیر مدل بررسی شد (شکل ۴). همان‌طور که نمایان است، مقادیر مدل مطابقت مناسبی با مقادیر مشاهده شده دارند. ارزیابی مدل برآش‌داده شده در ایستگاه بندرانزلی نشان می‌دهد که مدل ساختار همبستگی داده‌ها را به خوبی توصیف می‌کند، بنابراین کفايت آن تأیید می‌شود.



شکل ۴. نمودار مقادیر مشاهده شده و مقادیر مدل برای ایستگاه بندرانزلی

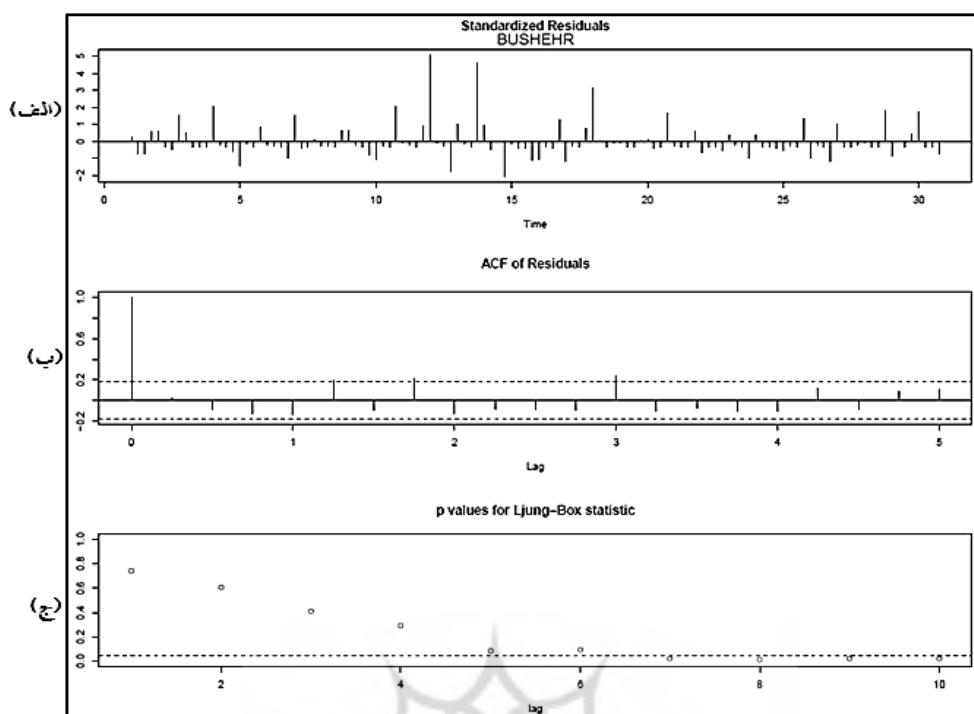
ارزیابی کفايت مدل در ایستگاه بوشهر

نمودار مانده‌های استاندارد شده ایستگاه بوشهر نشان می‌دهد (شکل ۵ الف) که سری مانده‌های استاندارد شده مدل در محدوده ۵ و -۲ پراکندگی دارند و سه داده پرت دیده می‌شود که خارج از محدوده انحراف معیار استاندارد (3σ) می‌باشند. نمودار مقادیر مشاهده شده و مقادیر مدل برای ایستگاه بوشهر (شکل ۷) نیز وجود سه داده پرت بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۱۹۹۵ را تأیید می‌کند.

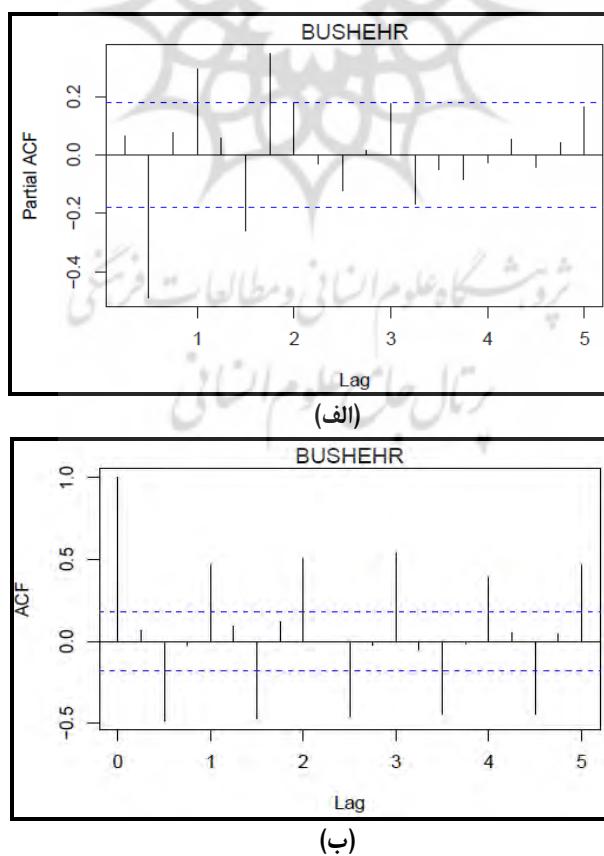
در نمودارتابع خودهمبستگی مانده‌های مدل (شکل ۵ ب) به نظر می‌رسد مقادیر خودهمبستگی مانده‌های مدل در تأخیرهای زمانی ۵، ۷، و ۱۲ معنی‌دارند و اختلاف معنی‌داری با صفر دارند؛ این امر نشان‌دهنده همبستگی معنی‌دار بین مانده‌های مدل و در نتیجه عدم کفايت مدل در تبیین ساختار همبستگی بین داده‌هاست.

علاوه بر این، مقدار H_p - مقدار هم برای آماره آزمون لیونگ- باکس در تأخیرهای زمانی مختلف کمتر از سطح معنی‌داری <0.05 است (شکل ۵ ج)؛ این موضوع بیانگر آن است که فرض صفر (H_0) مبنی بر عدم خودهمبستگی بین مانده‌های مدل در سطح خطای 0.05 رد می‌شود و نشان می‌دهد که بین مانده‌های مدل همبستگی وجود دارد.

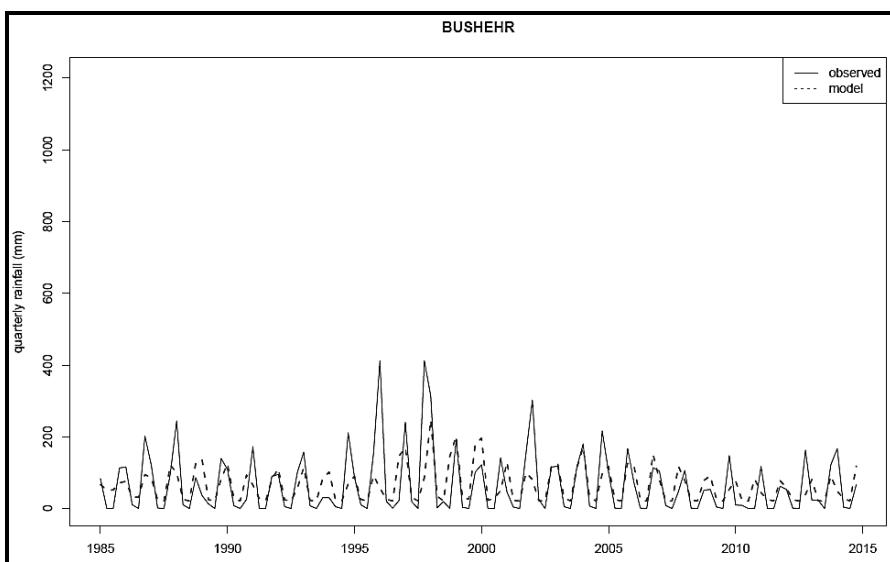
بنابراین، نتایج ارزیابی مدل برای ایستگاه بوشهر نشان می‌دهد که مدل ساریمای برآش‌داده شده قادر نیست ساختار همبستگی داده‌ها را به خوبی توصیف کند و برآش خوبی در تحلیل بارش‌های فصلی این ایستگاه نمی‌تواند داشته باشد، بنابراین کفايت آن تأیید نمی‌شود.



شکل ۵. (الف) نمودار استاندارد شده ماندهای مدل؛ (ب) نمودار خودهمبستگی ماندهای مدل؛ (ج) نمودار برای ایستگاه بوشهر



شکل ۶. (الف) نمودار خودهمبستگی (ACF)؛ (ب) نمودار خودهمبستگی جزئی (PACF) ماندهای مدل در سری داده‌های ایستگاه بوشهر

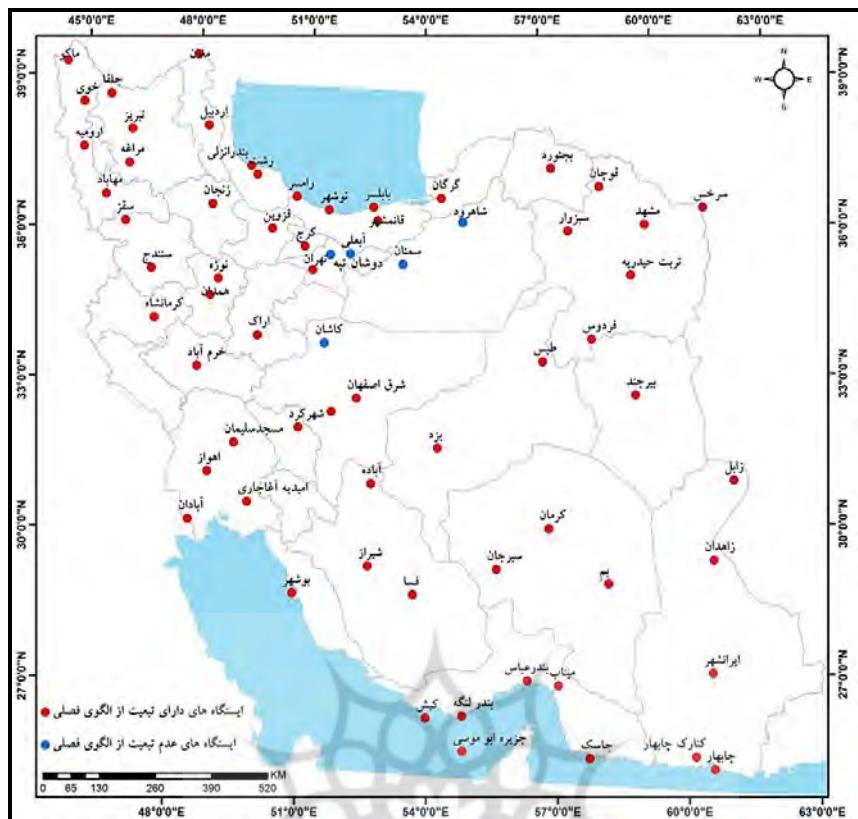


شکل ۷. نمودار مقادیر مشاهده شده و مقادیر مدل برای ایستگاه بوشهر

بررسی ارتباط بارش‌های فصلی و بین‌فصلی بر اساس مقادیر پارامترهای آماری مدل‌های برازش داده شده در ایستگاه‌های مورد مطالعه

بر اساس نتایج بررسی مرتبه‌های اتورگرسیو (P , p) و میانگین متحرک (Q , q) فصلی و بین‌فصلی حاصل از مدل‌های برازش داده شده، وابستگی بارش‌های فصلی و بین‌فصلی در هر ایستگاه بررسی شد. در مطالعه الگوهای فصلی مشخص شد که به غیر از ایستگاه‌های کاشان، آبعلی، دوشان‌تپه، سمنان، و شاهروド بقیه ایستگاه‌های مورد مطالعه (۹۳٪) از الگوهای فصلی تبعیت می‌کنند (شکل ۸)؛ طبق جدول ۲، مرتبه‌های اتورگرسیو فصلی (P) برای این ایستگاه‌ها بیانگر وابستگی مستقیم بارش‌های هر فصل با بارش‌های همان فصل در ۱ تا ۲ سال قبل از خود است. همچنین، مرتبه Q در این ایستگاه‌ها بیانگر آن است که در بعضی از ایستگاه‌ها نوسان تصادفی بارش‌های فصلی ۱ تا ۲ سال قبل نیز به طور غیرمستقیم اثرگذارند.

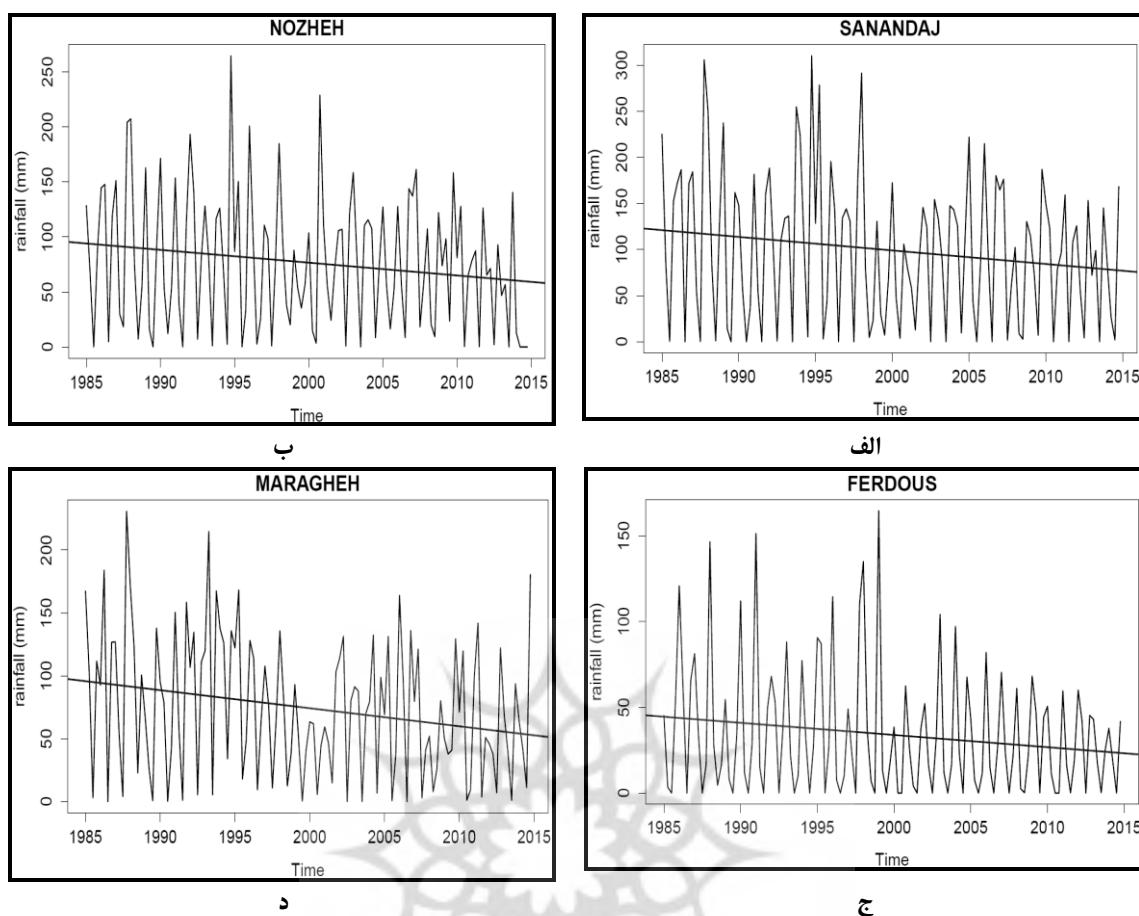
طبق جدول ۲، بررسی مرتبه‌های اتورگرسیو بین‌فصلی (p) نیز نشان داد که در ۱۹ ایستگاه (۲۸٪) بارش‌های هر فصل با بارش‌های یک فصل قبل از خود، ۱۰ ایستگاه (۱۵٪) با دو فصل قبل از خود، و ۶ ایستگاه (۹٪) با سه فصل قبل از خود ارتباط مستقیم دارند و در بقیه ایستگاه‌های مورد مطالعه (۴۸٪) نیز بارش‌های هر فصل با بارش‌های فصل قبل از خود ارتباط مستقیمی ندارند.



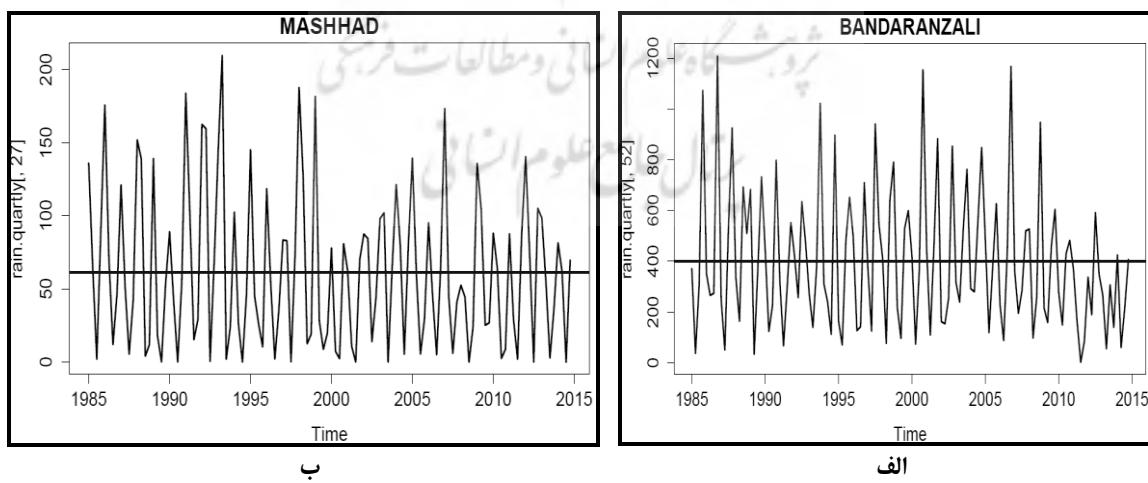
شکل ۸. مشاهده تعیت و عدم تعیت از الگوهای فصلی در ایستگاه‌های مورد مطالعه

تحلیل روند سری‌های زمانی بارش فصلی در ایران

برای تحلیل روند سری‌های زمانی بارش‌های فصلی، مرتبه‌های تفاضلی بین فصلی (d) برای همه ایستگاه‌ها بررسی شد. طبق جدول ۲، مشخص شد که به غیر از ایستگاه‌های مراغه، سندنج، همدان- نوژه، و فردوس در بقیه ایستگاه‌های مورد مطالعه سری زمانی بارش فصلی فاقد هرگونه روند (تصادفی یا غیرتصادفی) است و این روند در این چهار ایستگاه کاهشی و در بقیه ایستاست. همان طور که در شکل ۹ (الف، ب، ج، و د) مشخص است، شبیب خط روند در مراغه (-۱۴۳۴)، نوژه (-۱۱۶۳)، فردوس (-۰۷۱۰)، و سندنج (-۰۸۱۴) کاهشی است. به عبارت دیگر، در بیشتر ایستگاه‌های مطالعاتی و در پهنه وسیعی از کشور طی سی سال اخیر، شواهدی دال بر کاهش یا افزایش معنی‌دار در میزان بارش فصلی مشاهده نشد. البته، این امر به معنی تغییرناپذیری زمانی بارش و یکنواختی هرساله آن نیست. چنانکه در شکل ۱۰ مشاهده می‌شود، در دو ایستگاه مشهد و بندرانزلی (نمونه ایستگاه‌های فاقد روند) شدت افزایش بارش در سال‌ها و دوره‌های مرتبط به مراتب بیشتر از شدت کاهش بارش در دوره‌های خشک است. در واقع، از آنجا که چندین دوره خشک‌سالی می‌تواند توسط یک یا دو دوره مرتبط جبران شود، در طی زمانی بلندمدت روند بارش معنادار نیست. ممکن است در چند سال میزان بارش کمتر از میانگین بلندمدت باشد، اما در یک یا دو سال بارش به طور چشم‌گیری افزایش یابد و روندی در سری زمانی داده‌ها مشاهده نشود. در مطالعات انجام‌شده در کشور (نظیر داداشی روباری و کیخسروی کیانی، ۱۳۹۵؛ آذرخشی و همکاران، ۱۳۹۲) نیز عدم معناداری روند بارش فصلی در بیشتر مناطق کشور تأیید نشده است.



شکل ۹. بررسی روند در سری‌های زمانی بارش‌های فصلی (۱۹۸۵-۲۰۱۴) ایستگاه‌های (الف) سنندج؛ (ب) نوزه؛ (ج) فردوس؛ (د) مراغه



شکل ۱۰. بررسی روند در سری‌های زمانی بارش‌های فصلی (۱۹۸۵-۲۰۱۴) ایستگاه‌های (الف) بندرانزلی؛ (ب) مشهد

جدول ۲. نتایج کلی مقادیر پارامترهای آماری مدل‌های ساریما برآورده شده بر بارش فصلی ایستگاه‌های مورد مطالعه

پارامترهای مدل						ایستگاه	
مرتبه‌های بین‌فصلی			مرتبه‌های فصلی				
p	d	q	P	D	Q		
ساریما							
.	.	.	۲	.	.	ارومیه	
۲	.	.	۱	۱	۲	خوی	
۲	.	.	۱	۱	۲	ماکو	
.	.	.	۱	.	۱	مهاباد	
.	.	.	۱	۱	۲	تبریز	
.	.	.	۱	.	۱	جلفا	
۳	۱	.	۲	.	.	مراغه	
.	.	۲	۱	.	۱	اردبیل	
۱	.	۱	۱	.	.	مغان	
.	.	.	۲	.	.	اصفهان	
۱	.	۱	۲	.	.	شرق اصفهان	
۳	.	۲	۰	.	.	کاشان	
.	.	.	۲	.	.	کرج	
.	.	.	۲	.	.	بوشهر	
۱	.	۲	۲	.	.	تهران	
۲	.	۲	۰	.	.	آبعلی	
۲	.	۲	۰	.	.	دوشان تپه	
.	.	.	۲	.	.	شهرکرد	
۱	.	۲	۲	.	.	بنجورد	
.	.	۲	۲	.	.	بیرون چند	
۱	.	.	۱	.	۱	طبس	
۳	۱	.	۲	.	.	فردوس	
.	.	.	۲	.	.	تریت حیدریه	
.	.	.	۲	.	.	سیزووار	
۱	.	.	۲	.	.	سرخس	
۱	.	۱	۲	.	.	قوجان	
۲	.	۱	۲	.	.	مشهد	
۱	.	۱	۲	.	۱	آبادان	
۲	.	۱	۲	.	.	امیدیه آغاجاری	
۲	.	۲	۱	.	.	اهواز	
.	.	.	۲	.	۱	مسجدسلیمان	
.	.	.	۲	.	.	زنجان	
.	.	.	۲	.	.	قره‌ون	

ادامه جدول ۲

پارامترهای مدل						مدل	ایستگاه
مرتبه‌های بین‌فصلی			مرتبه‌های فصلی				
p	d	q	P	D	Q	ساریما	
۲	.	۳	.	.	.	اساریما(۲,۰,۳)(۰,۰,۰)	سمنان
۳	.	۲	.	.	.	اساریما(۳,۰,۲)(۰,۰,۰)	شاہرود
.	.	.	۱	.	۱	اساریما(۰,۰,۰)(۱,۰,۱)	ایرانشهر
۱	.	.	۱	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۱,۰,۱)	چابهار
۱	.	.	۲	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۱)	زابل
.	.	.	۱	.	۱	اساریما(۰,۰,۰)(۱,۰,۱)	Zahedan
۱	.	.	۲	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۱)	کنارک چابهار
۱	.	.	۲	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۱)	شیروز
.	.	.	۲	.	۲	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۲)	آباده
.	.	.	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۰)	فسا
۳	۱	.	۲	.	.	اساریما(۳,۱,۰)(۲,۰,۰)	سنندج
.	.	.	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۰)	سقز
۱	.	۲	۲	.	.	اساریما(۱,۰,۲)(۲,۰,۰)	کرمانشاه
۱	.	.	۲	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۱)	گرگان
.	.	.	۲	.	۱	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۱)	کرمان
.	.	.	۱	.	۲	اساریما(۰,۰,۰)(۱,۰,۲)	سیرجان
.	.	۱	۲	.	۲	اساریما(۰,۰,۱)(۲,۰,۲)	بهم
.	.	۱	۱	.	۱	اساریما(۰,۰,۱)(۱,۰,۱)	رشت
.	.	۱	۱	.	۱	اساریما(۰,۰,۱)(۱,۰,۱)	بندرانزلی
۱	.	۲	۲	.	.	اساریما(۱,۰,۲)(۲,۰,۰)	خرم‌آباد
.	.	.	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۰)	بابلسر
.	.	.	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۰)	رامسر
.	.	.	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۰)	قائم‌شهر
.	.	۳	۲	.	.	اساریما(۰,۰,۳)(۲,۰,۰)	نوشهر
۲	.	.	۱	.	۱	اساریما(۲,۰,۰)(۱,۰,۱)	اراک
.	.	.	۲	.	۱	اساریما(۰,۰,۰)(۲,۰,۱)	بیزد
۲	.	.	۱	.	۱	اساریما(۲,۰,۰)(۱,۰,۱)	همدان
۳	۱	.	۲	.	.	اساریما(۳,۱,۰)(۲,۰,۰)	همدان - نوژه
۱	.	.	۲	.	.	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۰)	بندرعباس
۱	.	.	۱	.	۲	اساریما(۱,۰,۰)(۱,۰,۲)	بندرلنگه
۱	.	.	۱	.	۱	اساریما(۱,۰,۰)(۱,۰,۱)	جاسک
.	.	۱	۱	.	۱	اساریما(۰,۰,۱)(۱,۰,۱)	جزیره ایموسوی
۱	.	.	۲	.	۲	اساریما(۱,۰,۰)(۲,۰,۲)	کیش
.	.	.	۱	.	۲	اساریما(۰,۰,۰)(۱,۰,۲)	میناب

بحث و نتیجه‌گیری

مدل‌ها و روش‌های آماری ابزارهایی کارا و مفید برای شناسایی و ارزیابی رفتارهای اقلیمی به‌شمار می‌آیند. در این میان، مدل‌های سری‌های زمانی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند و در علوم مختلف محیطی از جمله هیدرولوژی، هواشناسی، و اقلیم‌شناسی کاربرد فراوانی دارند و به محققان کمک می‌کنند تا تغییرات بارندگی بهتر بررسی شود. در این مطالعه به شناخت ارتباط بارش‌های فصلی و بین‌فصلی در ایران با مدل ساریما پرداخته شد. در این زمینه، نخست کفایت مدل ساریما برای همه ایستگاه‌ها ارزیابی شد. نتایج نشان داد در همه ایستگاه‌های مورد مطالعه (جز بوشهر، شهرکرد، بیرجند، امیدیه‌آغازاری، و رشت) مدل، ساختار همبستگی داده‌ها را به‌خوبی توصیف و بارش‌های فصلی را در این ایستگاه‌ها به‌خوبی تبیین می‌کند؛ بنابراین، از کفایت لازم برخوردار است. این موضوع با نتایج کار علیجانی و رمضانی (۱۳۸۱)، گلابی و همکاران (۱۳۹۲)، چانگ و همکاران (۲۰۱۲)، و بروی و همکاران (۲۰۱۵)– که از این مدل برای پیش‌بینی خشک‌سالی و پیش‌بینی سری زمانی بارش استفاده کرده و پس از ارزیابی، کفایت آن را نیز تأیید کرده‌اند– مطابقت دارد. بررسی وابستگی بارش‌های فصلی و بین‌فصلی در هر ایستگاه (جدول ۲) نشان داد که در بیشتر ایستگاه‌های مورد مطالعه (٪۹۳) بارش‌ها از الگوهای فصلی تبعیت می‌کنند و رفتار فصلی از خود نشان می‌دهند. در واقع، از آنجا که ملزمات رخداد بارش یعنی وجود رطوبت و صعود هوا در سرزمین ایران عمدتاً تابع عوامل منطقه‌ای است و پهنه‌های آبی اطراف نظیر دریای مدیترانه و عرب منبع اصلی تأمین رطوبت و مکانیزم اصلی صعود برای رخداد بارش معمولاً دینامیکی است، الگوهای گردشی جو و زمان و مسیر ورود سامانه‌های بارشی در نواحی مختلف موجب پیدایش الگوهای منظم فصلی در بارش می‌شود. به عبارت دیگر، بارش ایران توسط پسروی و پیشروی کمرنگ بازهای غربی و ورود سامانه‌های کم‌فشار و پُرفشار مهاجر کنترل می‌شود و این ورود و عقب‌نشینی کمرنگ‌های آب‌هایی در کشور معمولاً تداومی چندماهه دارند.

برای تحلیل روند، سری‌های زمانی بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه و مرتبه‌های تفاضلی بین‌فصلی (d) در همه ایستگاه‌ها بررسی و مشخص شد که در بیشتر ایستگاه‌های مورد مطالعه (جز مراغه، سنندج، نوژه، و فردوس که روند بارش فصلی در آن‌ها کاهشی است) مقدار بارش فصلی از روند کاهشی یا افزایشی معنی‌داری تبعیت نمی‌کند. یافته‌های این بخش از تحقیق با بیشتر نتایج حاصل از مطالعات دیگر پژوهشگران (داداشی روباری و کیخسروی کیانی، ۱۳۹۵؛ موحدی و همکاران، ۱۳۹۲؛ رضیئی و همکاران، ۱۳۸۴) همخوانی دارد. زیرا روند بارش در بیشتر ایستگاه‌های کشور معنادار نیست؛ هرچند شبیه‌های ضعیف کاهشی و افزایشی قابل انتظار است. البته، تفاوت‌های جزئی که در نتایج برخی محققان (ناظر تهرودی و همکاران، ۱۳۹۵) در برآورد روند بارش ایران مشاهده می‌شود بیشتر ناشی از انتخاب بازه زمانی متفاوت است تا اختلاف روش‌های مورد استفاده.

منابع

آذرخشی، م؛ فرادمهر، ج؛ اصلاح، م. و صحابی، ح. (۱۳۹۲). بررسی روند تغییرات سالانه و فصلی بارش و پارامترهای دما در مناطق مختلف آب و هوایی ایران، نشریه مرجع و آبخیزداری، ۱(۶۴)؛ ۱-۱۶.

چتفیلد، ک. (۱۳۸۱). مقدمه‌ای بر تحلیل سری‌های زمانی، ترجمه حسینعلی نیرومند و ابوالقاسم بزرگ‌نیا، چ ۲، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

حسینعلی‌زاده، م؛ حسنعلی‌زاده، ن؛ بابانژاد، م. و رضانژاد، م. (۱۳۹۳). پیش‌بینی بارش ماهانه با استفاده از بسته‌های تخصصی سری‌های زمانی در محیط، نرم‌افزار R (مطالعه موردی: ایستگاه اراز کوسة استان گلستان)، نشریه حفاظت و بهره‌برداری از منابع طبیعی، ۲(۲)؛ ۱-۱۲.

داداشی روباری، ع. و کیخسروی کیانی، م. (۱۳۹۵). واکاوی مکانی و زمانی روند بارش سالانه ایران طی سال‌های ۱۳۲۹ تا ۱۳۸۶، مجله محیط زیست و منابع آب، ۲(۲)؛ ۱۱۱-۱۲۱.

- دودانگه، ا؛ عابدی کوپایی، ج. و گوهري، س.ع. (۱۳۹۱). کاربرد مدل‌های سری زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب، علوم آب و خاک (علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی)، ۱۶(۵۹): ۵۹-۷۴.
- رضیئی، ط؛ دانش کارآراسته، پ. و تقیان، ب. (۱۳۸۴). بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه‌خشک مرکزی و شرقی ایران، دوماهنامه آب و فاضلاب، ۲(۱۶): ۷۳-۸۱.
- شريفان، ح. و قهرمان، ب. (۱۳۸۶). ارزیابی پیش‌بینی باران با به کارگیری تکنیک ساریما در استان گلستان، علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۳(۱۴): ۱-۱۴.
- شعبانی، ب؛ موسوی بایگی، م؛ جباری نوقابی، م. و قهرمان، ب. (۱۳۹۲). مدل‌سازی و پیش‌بینی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد با استفاده از مدل‌های سری زمانی، نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۷(۵): ۸۹-۹۰.
- شفیعی، م؛ قهرمان، ب؛ انصاری، ح. و شریفی، م.ب. (۱۳۹۰). شبیه‌سازی تصادفی شدت خشک‌سالی بر اساس شاخص پالمر، مدیریت آب و آبیاری، ۱(۱۱): ۱-۱۲.
- صلاحی، ب. و ملکی مرشد، ر. (۱۳۹۴). پیش‌بینی و تحلیل تغییرات بارش‌های ماهانه شهرستان اردبیل با استفاده از مدل‌های آریما، اتورگرسیو و ویتنر، نشریه آب و خاک، ۲۹(۵): ۹۱-۱۴۰.
- عبدالله‌نژاد، ک. (۱۳۹۴). مدل‌های تصادفی سری زمانی در پیش‌بینی بارندگی ماهانه (مطالعه موردی: ایستگاه هاشم‌آباد گرگان)، مجله آمایش جغرافیایی فضایی، ۱۷(۵): ۱۵-۲۵.
- علیجانی، ب. و رمضانی، ن. (۱۳۸۱). پیش‌بینی خشک‌سالی‌ها و ترسالی‌های استان مازندران با استفاده از مدل باکس-جنکینز، پژوهش‌های جغرافیایی، ۱۶۹-۱۵۵. یادنامه دکتر احمد مستوفی، ص.
- فرج‌زاده، م. (۱۳۸۶). تکنیک‌های اقلیم‌شناسی، تهران: سمت.
- گلابی، م.ر؛ آخوندی، ع.م؛ رادمنش، ف. و کاشفی‌پور، م. (۱۳۹۳). مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های باکس-جنکینز در مدل‌سازی بارندگی فصلی (مطالعه موردی: ایستگاه‌های منتخب استان خوزستان)، تحقیقات جغرافیایی، ۲۹(۳): ۶۱-۷۲.
- معروفی، ص؛ ختار، ب؛ صادقی، فر. و پارسافر، ن. و ایلدورمی، ع.ر. (۱۳۹۳). (الف) پیش‌بینی خشک‌سالی با استفاده از سری زمانی ساریما و شاخص SPI در ناحیه مرکزی استان همدان، نشریه پژوهش‌آب در کشاورزی، ۲۸(۱): ۱۳۱-۲۲۵.
- معروفی، ص؛ سقائی، ص؛ ارشاد فتح، ف. و ختار، ب. (۱۳۹۳). ارزیابی مدل‌های سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک ایران طی دوره آماری ۱۹۷۷-۲۰۰۵، نشریه دانش آب و خاک، ۲۴(۴): ۲۱۵-۲۲۶.
- موحدی، س؛ عساکره، ح؛ سبزی‌پور، ع.ا؛ مسعودیان، ا. و مریانچی، ز. (۱۳۹۲). بررسی تغییرات الگوی فصلی بارندگی در استان همدان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۲۸(۲): ۳۳-۴۸.
- ناظری تهروdi، م؛ خلیلی، ک. و احمدی، ف. (۱۳۹۵). تحلیل روند تغییرات ایستگاهی و منطقه‌ای بارش نیم قرن اخیر کشور ایران، نشریه آب و خاک، ۳۰(۲): ۴۳-۴۵.

Abdolahnezhad, K. (2015). Forecasting of Monthly Sum-raining by Stochastic Models in Time Series, *Geographical Planning of Space Quarterly Journal*, 5(17): 15-25.

Abu Zafor, M.D.; Chakraborty, A.; Muniruzzaman, SH.M.D. and Mojumdar, S.R. (2016). Rainfall Forecasting in Northeastern part of Bangladesh Using Time Series ARIMA Model, *Research Journal of Engineering Sciences*, 5(3): 17-31.

Afrifa-Yamoah E.; Bashiru I.I.S. and Azumah, K. (2016). SARIMA Modelling and Forecasting of Monthly Rainfall in the Brong Ahafo Region of Ghana, *World Environment*, 6(1):1-9.

Alijani, B. and Ramezani, N. (2002). The Predicted droughts and Wet Periods of Mazandaran province using the Box-Jenkins, Geography Research (Reminder doctor Ahmed Mostofi), 155-169.

Azarakhshi, M.; Farzadmehr, J.; Eslah, M. and Sahabi, H. (2103). An Investigation on Trends of Annual and Seasonal Rainfall and Temperature in Different Climatologically Regions of Iran, *Journal of Range and Watershed Management*, 66(1): 1-16.

Bari, S.H.; Rahman, M.T.; Hussain, M.M. and Ray, S. (2015). Forecasting Monthly Precipitation in Sylhet City Using ARIMA Model, *Civil and Environmental Research*, 7(1): 69-77.

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Third Edition, holden-day.

Bozorgnia, A. and Niromand, H.A. (1993). *Time Series Analysis*, Ferdowsi University Press.

- Chang, X.; Gao, M.; Wang, Y. and Hou, X. (2012). Seasonal Autoregressive Integratedmoving average model for Precipitation time series, *Journal of Mathematics and Statistics*, 8(4): 500-505.
- Chetfield, K. (2002). *Introduction to Time Series Analysis*, Translated by Niromand, H.A and Bozorgnia, A., Ferdowsi University Press.
- Chiew, F.H.S.; Stewardson, M.J. and McMahon, T.A. (1993). Comparison of six rainfall-runoff modeling approaches, *Journal of Hydrology*, 147: 1-36.
- Chowdhury, S. and Biswas, A. (2016). Development of a Monthly Rainfall Prediction Model Using Arima Techniques in Krishnanagar Sub-Division, Nadia District, West Bengal, *International journal of Engineering Studies and Technical Approach*, 2(2):18-26.
- Dadashi Roudbari, A.A. and Keykhosravi Kiani, M. (2016). Analysis of the Spatial and Temporal Trend of Annual Rainfall in Iran during 1950-2007, *Journal of Environment and Water Engineering*, 2(2): 111-207.
- Dodangeh, S.; Abedi Koupari, J. and Gohari, S.A. (2012). Application of Time Series Modeling to Investigate Future Climatic Parameters Trend for Water Resources Management Purposes, *Journal of Water and Soil Sciences (Science and Technology of Agriculture and Natural Resources)*, 16(59): 59-74.
- Fallah Ghalhari, GH.A.; Bayatani, F. and Fahiminezhad, E. (2015). Comparing the Forecasting Accuracy of theBox° Jenkins Models in ModelingSeasonal Precipitation(Case Study: The South of Kerman Province, Iran), *Journal of Applied Environmentaland Biological Sciences*, 5(12): 64-78.
- Fallah Ghalhari, GH.A.; Bayatani, F. and Fahiminezhad, E. (2015). Comparing the Forecasting Accuracy of theBox° Jenkins Models in ModelingSeasonal Precipitation(Case Study: The South of Kerman Province, Iran), *Journal of Applied Environmentaland Biological Sciences*, 5(12): 64-78.
- Galabi, M.R.; Akhondali, A.M.; Radmanesh, F. and Kashefipoor, M. (2014). The Forecasting Accuracy Comparison of Box-Jenkins Models in Modeling the Seasonal Rainfall (Case study: Selected Stations in Khozestan Province), *Geographical Research*, 29(3): 61-72.
- Hosseinalizadeh, M.; Hassanalizadeh, N.; Babanezhad, M. and Rezanezhad, M. (2014). Monthly Precipitation Forecast by Time Series Packages in R Environment (Case study: Arazkooseh station of Golestan province), *Journal of Conservation and Utilization of Natural Resources*, 3(2): 1-12.
- Kaushik, I. and Singh, S.M. (2008). Seasonal ARIMA model for forecasting of monthly rainfall and temperature, *Journal of Environmental Research and Development*, 3(2): 2: 506 -514.
- Kibunja, H.W.; Kihoro, J.M.; Orwa, G.O. and Yodah, W.O. (2014). Forecasting Precipitation Using SARIMA Model: A Case Study of Mt. Kenya Region, *Mathematical Theory and Modeling*, 4(11): 50-58.
- Mahsin, M.d.; Akhter, Y. and Begum, M. (2012). Modeling rainfall in Dhaka division of bangladesh using time series analysis, *Journal of Mathematical Modelling and Application*, 1(5): 67-73.
- Majid-Ali, S. (2013). Time Series Analysis of Baghdad Rainfall Using ARIMA Method, *Iraqi Journal of Science*, 54(4): 1136-1142.
- Marofi, S.; Khatar, B.; Sadeghifar, M.; Parsafar, N. and Ildoromi, A.R. (2015). The Prediction of Drought Using the SARIMA time series and index SPI, In the Central Region of the Hamedan Province, *Journal of Water Research in Agriculture*, 28(1): 213-225.
- Marofi, S.; Saghaei, S.; Ershadfarth, F. and Khatar, B. (2014). Evaluating Time Series Models to Estimate Monthly Temperature of Iran’s OISynoptic Stations During 1977-2005, *Water and Soil Science*, 24(4): 215-226.
- Mishra, A.K. and Desai, V.R. (2005). Drought forecasting using stochastic models, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 19(5): 326-339.
- Mohamed, T.M. and Ibrahim, A.A. (2016). Time Series Analysis of Nyala Rainfall Using ARIMA Method, *Journal of Science and Technology*, 17(1): 5-11.
- Movahedi, S.; Asakereh, H.; Sabziparvar, A.A.; Masodian, A. and Maryanaji, Z. (2013). Investigating the Changes of Seasonal Rainfall Pattern in Hamedan Province, *Geographical Researches Quarterly Journal*, 28(109): 33-48.
- Naill, P.E. and Momani, M. (2009). Time series model for Rainfall data in Jordan: a case study for using time series, *American Journal of Environmental Sciences*, 5(5): 599-604.
- Nazeri Tahrudi, M.; Khalili, K. and Ahmadi, F. (2016). Spatial and Regional Analysis of Precipitation Trend over Iran in the Last Half of Century, *Journal of Water and Soil*, 30(2): 643-654.
- Raziee, T.; Daneshkar Arasteh, P. abd Saghafian, B. (2005). Annual Rainfall Trend Analysis in Arid and Semi-arid Regions of Central and Eastern Iran, *Journal of Water and Wastewater*, 16(2)(Serial number: 54): 73-81.

- Shabani, B.; Mousavi Baygi, M.; Jabari Noghabi, M. and Ghareman, B. (2013). Modeling and Prediction of Monthly Max & MinTemperatures of Mashhad Plain Using Time Series Models, *Journal of Water and Soil*, 27(5): 896-906.
- Shafiei, M.; Ghahraman, B.; Ansari, H. and Sharifi, M.B. (2011). Stochastic Simulation of Drought Severity Based on Palmer Index, *Journal of Water and Irrigation Management*, 1(1): 1-13.
- 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.
- Zakaria, S.; Al-Ansari, N.; Knutsson, S. and Al-Badrany, T. (2012). ARIMA Models for weekly rainfall in the semi-arid Sinjar District at Iraq. *Journal of Earth Sciences and Geotechnical Engineering*, 1(3): 25-55.

