

Precipitation variability and Annual Rainfall Prediction for Central and Southeast (SE) Iran using Stochastic Time Series Modeling

Faezeh Nazeri¹, Peyman Mahmoudi^{2*}, Seyed Mahdi Amir Jahanshani³

¹ Department of Physical Geography, Faculty of Geography and Environmental Planning, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

² Department of Physical Geography, Faculty of Geography and Environmental Planning, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran, Email: p_mahmoudi@gep.usb.ac.ir

³ Department of Statistics, Faculty of Mathematics, Statistics and Computer Science, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

Article Info

Article type:
Research Full Paper

Article history:
Received: 2024-05-21
Accepted: 2024-09-21

Keywords:

coefficient of variation
coefficient of skewness
stationarity of variance
stationarity of mean
autocorrelation function
partial autocorrelation
function

ABSTRACT

The present study sought to investigate precipitation variability and prediction the annual rainfall in central and southeast (SE) Iran using stochastic modeling (time series analysis). For this, the annual rainfall data gathered from 15 synoptic stations in the center and SE of Iran were obtained from Iran Meteorological Organization (IMO). Then, different autoregressive integrated moving average (ARIMA) models were used to fit the time series of annual rainfall in the studied stations. Based on the results, ARMA (2, 1) was found to be the best model fitted to the annual rainfall time series of the stations under study. Excluding the Ferdows and Iranshahr stations with an uptick in the rate of precipitation, the trend of predicted annual precipitation until 2027 was slipping for all the studied stations. The validation indices including MAD (mean absolute deviation), MSE (mean square error), RMSE (root mean square error), and MAE (mean absolute error) were employed to measure the accuracy of annual rainfall forecasts until 2027. According to these indices, the forecasts had substantial errors and were of low accuracy. Such a high rate of errors may be due to the short-term statistics obtained from synoptic stations in these regions. Hence, for modeling in central and SE Iran, future studies are recommended to use different networks of rainfall databases with long-term statistics.

Cite this article: Nazeri, F., Mahmoudi, P., Amir Jahanshani, S.M. (2024). Precipitation variability and Annual Rainfall Prediction for Central and Southeast (SE) Iran using Stochastic Time Series Modeling. Journal of the Climate Change research, 6 (21), 1-22.



©The author(s)

Publisher: Golestan University

Doi: 10.30488/CCR.2024.458098.1215



تغییرپذیری بارش و پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از مدل سری‌های زمانی تصادفی

فائزه ناظری^۱، پیمان محمودی^{۲*}، سیدمهدی امیر جهانشاهی^۳

^۱ گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

^۲ گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران،

رایانامه: p_mahmoudi@gep.usb.ac.ir

^۳ گروه آمار، دانشکده ریاضی، آمار و علوم کامپیوتر، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله کامل علمی تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۳۱ واژه‌های کلیدی: ضریب تغییرات ضریب چولگی ایستایی واریانس ایستایی میانگین تابع خودهمبستگی تابع خودهمبستگی جزئی	هدف اصلی این پژوهش بررسی تغییرپذیری بارش و پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از مدل سری‌های زمانی تصادفی است. لذا جهت رسیدن به این هدف اصلی از داده‌های بارش سالانه ۱۵ ایستگاه همدید مرکز و جنوب شرق ایران که از سازمان هواشناسی کشور دریافت شد، استفاده گردید. سپس مدل‌های مختلفی از خانواده میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) بر سری‌های زمانی بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه برازش داده شدند. نتایج نشان دادند که بهترین مدل برازش داده شده بر سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه ARMA (2, 1) می‌باشد. بر اساس این مدل مشاهده شد که روند مقادیر پیش‌بینی شده بارش‌های سالانه تا افق ۲۰۲۷ میلادی به استثنای دو ایستگاه فردوس و ایرانشهر که روند بارشی آنها افزایشی بوده است، بقیه ایستگاه دارای روند کاهشی بوده اند. برای اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی بارش‌های سالانه تا افق ۲۰۲۷ نیز از چهار معیار اعتبارسنجی MAD، MSE، RMSE و MAE استفاده شد. نتایج این چهار معیار نشان دادند که پیش‌بینی‌های انجام شده دارای خطاهای بسیار زیاد و در نتیجه از دقت پایینی برخوردار هستند. مهمترین دلیلی که در ایجاد خطاهای بسیار زیاد در پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران می‌توان مطرح نمود طول دوره آماری کوتاه بسیاری از ایستگاه‌های مرکز و جنوب شرق ایران است. لذا برای این نوع از مدلسازی‌ها در مرکز و جنوب شرق ایران پیشنهاد می‌گردد از پایگاه داده‌های مختلف بارشی شبکه بندی شده که دارای طول دوره‌های آماری طولانی تری دارند استفاده شود.

استناد: ناظری، فائزه؛ محمودی، پیمان؛ امیر جهانشاهی، سیدمهدی. (۱۴۰۴). تغییرپذیری بارش و پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از مدل سری‌های زمانی تصادفی. نشریه پژوهش‌های تغییرات آب و هوایی، ۶ (۲۱)، ۲۲-۱.



مقدمه

پیش بینی بارش و تعیین ویژگی های آن در مناطق خشک و نیمه خشک همواره یکی از دغدغه های بزرگ هواشناسان و اقلیم شناسان بوده است، زیرا در بسیاری از برنامه ریزی های مرتبط با منابع آب لازم است که چشم اندازی از وضعیت آینده بارش ترسیم گردد تا بتوان بر اساس آن برنامه ریزی های اجتماعی، اقتصادی و کشاورزی را به درستی طراحی نمود. در چند دهه اخیر برای پیش بینی بارش ها از روش های آماری و غیر آماری مختلفی استفاده شده است که می توان به ماشین های بردار پشتیبان (ین^۱ و همکاران، ۲۰۲۲؛ حسین^۲ و همکاران، ۲۰۲۰؛ مهر^۳ و همکاران، ۲۰۱۹؛ بنادکوک^۴ و همکاران، ۲۰۱۹؛ دو^۵ و همکاران، ۲۰۱۷؛ کیسی و سیمن^۶، ۲۰۱۲)، شبکه های عصبی مصنوعی (آگواسکا-کولومو^۷ و همکاران، ۲۰۱۹؛ پان^۸ و همکاران، ۲۰۱۹؛ نورانی^۹، ۲۰۱۹؛ ویساکول^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۸؛ ژانگ^{۱۱} و همکاران، ۲۰۱۸؛ آبوت و ماروشاسی^{۱۲}، ۲۰۱۷؛ ناصری^{۱۳} و همکاران، ۲۰۰۸) و مدل سازی های تصادفی سری های زمانی (وانگ^{۱۴} و همکاران، ۲۰۲۱؛ جاوری^{۱۵}، ۲۰۲۱؛ بوجار^{۱۶} و همکاران، ۲۰۱۸) اشاره نمود. همچنین قابلیت پیش بینی بارش با استفاده از الگوهای پیوند از دور (ژاو^{۱۷} و همکاران، ۲۰۲۲؛ وانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ غلامی رستم^{۱۸} و همکاران، ۲۰۲۰؛ تیپت^{۱۹} و همکاران،

۲۰۱۹؛ اینفانتی و کیرتمن^{۲۰}، ۲۰۱۶) نیز مورد توجه بوده است.

تحلیل سری های زمانی نیز در دهه های اخیر توجه بسیاری از محققین را به سوی خود جذب کرده است. هدف اصلی در تحلیل سری زمانی در مورد یک پدیده، ایجاد یک مدل آماری برای داده های وابسته به زمان براساس اطلاعات گذشته آن پدیده است. با این کار امکان پیش بینی در مورد آینده پدیده مورد بحث میسر می شود. به بیان دیگر تحلیل سری زمانی، ایجاد مدلی گذشته نگر است تا امکان تصمیمات آینده نگر را فراهم سازد. بنابراین، بررسی و پیش بینی نزولات جوی در ابعاد زمانی متفاوت (روزانه، ماهانه، فصلی و سالانه) برای هر منطقه و حوضه آبخیز یکی از مهمترین پارامترهای اقلیمی در استفاده بهینه از منابع آبی به شمار می رود. مدل های خطی حالت خاصی از مدل های غیر خطی هستند که برای اولین بار توسط توماس و فیرینگ^{۲۱} (۱۹۶۲) در مطالعات هیدرولوژی مورد استفاده قرار گرفتند (طاهری تیزرو^{۲۲} و همکاران، ۲۰۱۴). آنها از مدل خود همبسته^{۲۳} (AR)، با تاخیر یک، جهت مدل سازی سری های زمانی جریان رودخانه استفاده کردند. با انتشار کتاب تحلیل سری های زمانی (پیش بینی و کنترل) توسط باکس و جنکینز^{۲۴} (۱۹۷۶) مدل های مختلف سری های زمانی جهت مدل سازی و پیش بینی معرفی گردیدند. این مدل ها شامل مدل های میانگین متحرک خود همبسته^{۲۵} (ARMA) و میانگین متحرک خود همبسته تجمعی^{۲۶} (ARIMA) بودند. سالاس^{۲۷} و همکاران (۱۹۸۰) مدل های خود همبسته (AR)، میانگین متحرک^{۲۸} (MA)، میانگین متحرک خود همبسته (ARMA) و میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) را شرح و نحوه استفاده از آنها را در علم هیدرولوژی با

1. Yin
2. Hussein
3. Mehr
4. Banadkooki
5. Du
6. Kisi and Cimen
7. Aguasca-Colomo
8. Pan
9. Nourani
10. Weesakul
11. Zhang
12. Abbot and Marohasy
13. Nasser
14. Wang
15. Javari
16. Bojar
17. Zhao
18. Gholami Rostam
19. Tippet

20. Ifanti and Kirtman
21. Thomas and Fiering
22. Taheri Tizro
23. Autoregressive (AR)
24. Box and Jenkins
25. Autoregressive Moving-Average (ARMA)
26. Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)
27. Salas
28. Moving Average (MA)

ارائه مثال‌های کاربردی از داده‌های جریان رودخانه تشریح نمودند. بورلاند و مونتانا^۱ (۱۹۹۶) از مدل‌های میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) جهت پیش‌بینی بارش‌های ساعتی استفاده و مقادیر به‌دست آمده را با داده‌های بارانسنجی مقایسه کردند. آنها در این تحقیق به این نتیجه رسیدند که با افزایش مدت دوام بارش‌ها، پیش‌بینی‌ها روندهای دقیق‌تری داشته و با کوتاه‌تر شدن دوام بارش از دقت پیش‌بینی‌ها کاسته می‌شود. ویساکول و لووانیچای^۲ (۲۰۰۵) با استفاده از دو مدل میانگین متحرک خود همبسته (ARMA) و میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) به پیش‌بینی بارش برای تخصیص آب به بخش کشاورزی تایلند پرداختند. آنها برای این منظور از داده‌های بارش ۳۱ ایستگاه بارانسنجی برای بازه زمانی ۱۹۵۱-۲۰۰۳ بهره بردند. نتایج آنها نشان داد که در ۲۳ ایستگاه مدل میانگین متحرک خود همبسته (ARMA) و در ۸ ایستگاه باقیمانده نیز مدل میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) مناسب‌تر بوده‌اند.

در ایران نیز تلاش‌های فراوانی جهت پیش‌بینی بارش با استفاده از روش‌های مختلف آماری و ریاضی انجام شده است که بر اساس مقیاس زمانی می‌توان آنها را به پنج دسته پیش‌بینی‌های ساعتی (یخشکی و همکاران، ۱۳۸۷)، روزانه (رخ‌شاد و همکاران، ۱۳۹۳؛ رخ‌شاد و همکاران، ۱۳۹۵؛ امیدوار و نبوی زاده، ۱۳۹۳)، ماهانه (مدرس، ۱۴۰۰؛ شرفی و همکاران، ۱۳۹۹)، فصلی (فلاح‌قاله‌ری و شاکری، ۱۳۹۴؛ فلاح‌قاله‌ری و همکاران، ۱۳۸۸) و سالانه (مجرد و همکاران، ۱۳۹۳) تقسیم نمود. در بسیاری از این پیش‌بینی‌های همواره مدل‌سازی‌های آماری نقش برجسته‌ای داشته‌اند. جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳) در راستای بررسی تغییرات دما و بارش در ایران، ابتدا داده‌های میانگین حداقل و حداکثر دما، متوسط رطوبت در ساعت‌های ۳، ۹ و ۱۵، مجموع بارش ماهانه، بیشترین بارندگی روزانه و تعداد روزهای همراه

با بارش مساوی یا بیشتر از ۱۰ میلی‌متر ۴۱ ایستگاه همدید را برای یک بازه زمانی ۳۰ ساله (۱۹۹۵-۱۹۶۶) از سازمان هواشناسی کشور دریافت و سپس با استفاده از تحلیل خوشه‌ای، ایران را به ۵ ناحیه اقلیمی همگن تقسیم‌بندی نمودند. در ادامه برای هر کدام از این پنج ناحیه اقلیمی، یک ایستگاه معرف (بابلسر، قزوین، اصفهان، زابل و بندر لنگه) را انتخاب نمودند. آنها تغییرات سری‌های زمانی حداقل و حداکثر دمای ماهانه و مجموع بارش ماهانه ایستگاه‌های منتخب را با استفاده از مدل‌های فصلی میانگین متحرک تجمعی ضربی^۳ (SARIMA) مدل‌سازی و اقدام به پیش‌بینی آنها برای آینده نمودند. نتایج این قسمت از کار این محققین نشان داد که این مدل‌ها جهت برآورد متغیرهای مورد نظر به خوبی عمل ننموده و قابلیت برآورد مقادیر بیش از سه تا چهار سال را ندارند. علاوه بر این نتایج، آنها گزارش داده‌اند که میانگین ماهانه دماهای حداکثر و حداقل ایستگاه‌های واقع در عرض‌های جغرافیایی بالاتر دارای تغییرات معنادارتر بیشتری نسبت به عرض‌های جغرافیایی پایین‌تر بوده‌اند. همچنین مجموع بارندگی ماهانه نیز به جز در مناطق حاشیه‌ای کویرهای مرکزی تغییرات معناداری در دیگر نواحی اقلیمی ایران نشان نداده‌اند.

سلطانی‌گرد فرامرزی و همکاران (۱۳۹۶) به منظور پیش‌بینی بارش‌های سالانه سه ایستگاه مهاباد، ارومیه و ماکو در استان آذربایجان غربی از مدل‌سازی سری‌های زمانی مربوط به خانواده میانگین متحرک خود همبسته (ARIMA) استفاده کردند. آنها برای پیش‌بینی بارش‌های سالانه این سه ایستگاه به ترتیب مدل‌های $ARIMA(1, 0, 0)$ را برای ایستگاه ارومیه، $ARIMA(0, 1, 1)$ را برای ایستگاه ماکو و $ARIMA(0, 1, 1)$ را برای ایستگاه مهاباد بهتر از دیگر مدل‌ها تشخیص دادند. در نهایت بر اساس این مدل‌ها، بارش‌های سالانه ۳ سال آینده این ایستگاه‌ها را پیش‌بینی و نتیجه گرفتند که این مدل‌ها توانایی بسیار

3. Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average (SARIMA)

1. Borland and Montana
2. Weesakul and Lowanichchai

با نوسانات شدید بارش از سالی به سال دیگر روبرو هستند در قالب یک مطالعه موردی مورد بررسی قرار دهد. لذا برای رسیدن به این هدف اصلی، اهداف فرعی زیر تعریف شده اند:

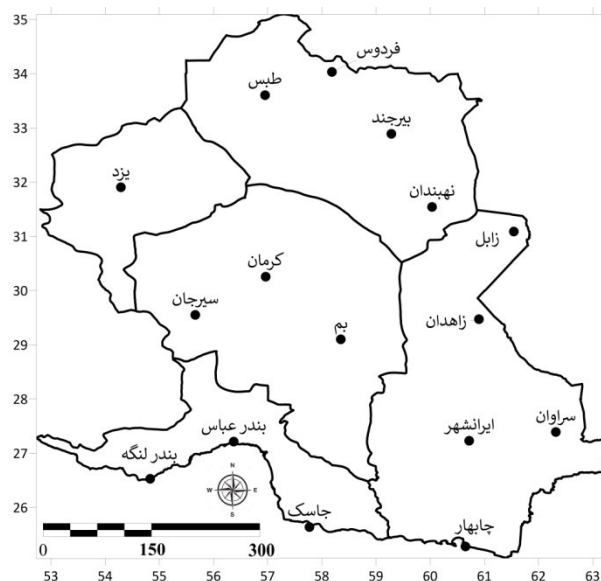
- بررسی آماره های توصیفی تغییرپذیری بارش های سالانه ایستگاه های واقع در مرکز و جنوب شرق ایران
- انتخاب بهترین مدل از خانواده سری های زمانی تصادفی جهت برازش بر سری های زمانی بارش ایستگاه های واقع در مرکز و جنوب شرق ایران
- پیش بینی سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های واقع در مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از مدل های سری های زمانی تصادفی

داده ها و روش ها

الف: داده ها: در این پژوهش جهت بررسی تغییرپذیری بارش و پیش بینی سالانه آن در مرکز و جنوب شرق ایران از داده های بارش سالانه ۱۵ ایستگاه همدید که از سازمان هواشناسی کشور دریافت شد، استفاده گردید. طول دوره آماری ایستگاه های مورد استفاده در این مطالعه با یکدیگر بسیار متفاوت هستند (جدول ۱). دلیل استفاده از طول دوره های آماری مختلف در این مطالعه، بهره گیری از حداکثر طول دوره آماری ایستگاه ها برای مدلسازی های آماری و استفاده از آن در پیش بینی های آینده بارش های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران بوده است. طولانی ترین طول دوره آماری در بین ایستگاه های مورد مطالعه متعلق به ایستگاه زاهدان با ۷۰ سال داده (۱۹۵۱-۲۰۲۰) و کوتاه ترین آن نیز متعلق به ایستگاه های بیرجند، چابهار، فردوس، ایرانشهر، جاسک، کرمان، نهبندان، سراوان، سیرجان، طبس، یزد و زابل با ۳۵ سال داده (۱۹۸۶-۲۰۲۰) بوده است (جدول ۱). در شکل ۱ نام و موقعیت ایستگاه های مورد مطالعه و در جدول ۱ مشخصات جغرافیایی آنها آورده شده است.

مناسبی در پیش بینی بارش های سالانه این ایستگاه داشته اند. سید نژاد گل خطمی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از داده های بارش سالانه ۱۲۵ سال ایستگاه مشهد (۱۸۹۴-۲۰۱۸) اقدام به مدلسازی رفتار سری زمانی بارش سالانه این ایستگاه نمودند. آنها با برازش چند جمله ای ها تغییرات دوره ای و با استفاده از دو روش ناپارامتریک من-کندال و برآورد کننده شیب سن وجود روند را مورد بررسی قرار دادند. در نهایت بهترین مدل از خانواده میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) را انتخاب و اقدام به پیش بینی بارش سالانه برای این ایستگاه نمودند. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان از عدم وجود روند و همچنین عدم وجود تغییرات دوره ای در سری زمانی مورد مطالعه دارد. از بین مدل های مختلف خانواده میانگین متحرک خود همبسته تجمعی (ARIMA) نیز مدل $IMA(1, 1)$ بهترین عملکرد را داشته است. لذا بر اساس این مدل بهترین پیش بینی برای مقدار بارش سالانه ایستگاه مشهد مقدار متوسط آن است.

همانگونه که پیشتر در پیشینه تحقیق نیز بدان اشاره شده است، پیش بینی بارش ها در مقیاس های زمانی مختلف همواره یکی از دغدغه های اساسی اقلیم شناسان و هواشناسان بوده است. در این راستا محققان اقلیم شناس و هواشناس از روش های مختلف عددی و غیر عددی برای این کار بهره جسته اند. یکی از این روش ها استفاده از مدل های مختلف سری های زمانی تصادفی در پیش بینی بارش ها در مقیاس های زمانی مختلف بوده است. در استفاده از این روش ها نیز همواره یک ایستگاه را به عنوان نمونه انتخاب و قابلیت سنجی مدل های مختلف سری های زمانی تصادفی را مورد کنکاش قرار می دادند. در این مطالعه قابلیت سنجی این مدل ها برای اولین بار (به عنوان نوآوری مقاله) در یک مقیاس منطقه ای و برای یک اقلیم مشخص (اقلیم خشک) مورد توجه قرار داده است. لذا به طور مشخص این مطالعه قصد دارد که کارائی مدل های سری های زمانی بارش های سالانه در اقلیم های خشک مرکز و جنوب شرق ایران که همواره



شکل ۱: نام و موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران

جدول ۱: ویژگی‌های جغرافیایی ایستگاه‌های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران

نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	دوره آماری	طول دوره آماری	اقلیم
ایرانشهر	۶۰	۲۷	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
بم	۵۸	۲۹	۱۹۵۷-۲۰۲۰	۶۴ سال	خشک
بندرعباس	۵۶	۲۷	۱۹۵۷-۲۰۲۰	۶۴ سال	خشک
بندر لنگه	۵۴	۲۶	۱۹۶۶-۲۰۲۰	۵۵ سال	خشک
پیرچند	۵۹	۳۲	۱۹۵۱-۲۰۲۰	۷۰ سال	خشک
جاسک	۵۷	۲۵	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
چابهار	۶۰	۲۵	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
زابل	۶۱	۳۱	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
زاهدان	۶۰	۲۹	۱۹۵۱-۲۰۲۰	۷۰ سال	خشک
سراوان	۶۲	۲۷	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
سیرجان	۵۵	۲۹	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
فردوس	۵۸	۳۴	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
طیس	۵۶	۳۳	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
کرمان	۵۷	۳۰	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
نهبندان	۶۰	۳۱	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک
یزد	۵۴	۳۱	۱۹۸۶-۲۰۲۰	۳۵ سال	خشک

تقسیم‌بندی شدند. بخش اول که ۸۵ درصد داده‌ها را شامل می‌شد برای مدلسازی و ۱۵ درصد داده‌های باقیمانده نیز برای اعتبارسنجی و آزمون دقت مدل‌ها به کار گرفته شدند.

روش مدلسازی تصادفی سری‌های زمانی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته‌اند شامل قسمت‌های مختلفی است. قسمت اول، برخی تحلیل‌های اولیه و معیارهای انتخاب مرتبه مدل مناسب جهت

ب- روش شناسی: بعد از جمع‌آوری داده‌های بارش در یک مقیاس سالانه، در همان ابتدای کار، برخی از آماره‌های توصیفی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران همچون میانگین، ضریب تغییرات و ضریب چولگی (علیزاده، ۱۳۹۰) آنها برآورد گردید. سپس برای مدلسازی تصادفی سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه، داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌ها به دو بخش مختلف

خودهمبستگی مورد استفاده قرار گرفت (اندرسون^۳، ۱۹۴۲).

تابع خودهمبستگی جزئی: خود همبستگی جزئی با تعیین هم نوع و هم مرتبه مدل محاسبه می شود (دوربین^۴، ۱۹۶۰).

$$PC_{k,k} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} PC_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} PC_{k-1,j} r_{k-j}} \quad (2)$$

که $PC_{k,k}$ تابع خودهمبستگی جزئی در تاخیر زمانی k و r_k تابع خودهمبستگی در تاخیر زمانی k است. حدود احتمالاتی ۹۵٪ نیز برای تابع خودهمبستگی جزئی نیز برآورد گردید (اندرسون، ۱۹۴۲).

برآورد پارامتر مدل انتخاب شده: برای برآورد پارامترهای مدل از روش حداکثر درست نمایی استفاده شد (باکس و جنکینز، ۱۹۷۰). مجموع ضرب برداری را در نظر بگیرید:

$$Z_i Z_j + Z_{i+1} + Z_{j+1} + \dots + Z_{N+1+j} Z_{N+1-i} \quad (3)$$

و تعریف کنید،

$$D_{i,j} = \frac{N}{N+2-i-j} \sum_{L=0}^{N+i-(i+j)} Z_{i+L} + Z_{j+L} \quad (4)$$

که D ، عامل تفاضل، N ، اندازه نمونه، j ، i ، حداکثر مرتبه ممکن و L ، تابع خودهمبستگی است. برآورد پارامترهای اوتورگرسیو (ϕ) برای $AR(1)$

$$\phi_1 = \frac{D_{1,2}}{D_{2,2}} \quad (5)$$

برای $AR(2)$

$$\phi_1 = \frac{D_{1,2} D_{3,3} - D_{1,3} D_{2,3}}{D_{2,2} D_{3,3} - D_{2,3}^2} \quad (6)$$

$$\phi_2 = \frac{D_{1,3} D_{2,2} - D_{1,2} D_{2,3}}{D_{2,2} D_{3,3} - D_{2,3}^2} \quad (7)$$

واریانس نویز سفید " σ_ϵ^2 " برآورد می شود با

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{1}{(N-P)} \left(D_{11} - \sum_{j=1}^P \phi_j D_{1,j+1} \right) \quad (8)$$

برای $AR(0)$

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{1}{N} (D_{11}) \quad (9)$$

برای $AR(1)$

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{1}{(N-1)} (D_{11} - \phi_1 D_{12}) \quad (10)$$

برآزش بر سری های زمانی تاریخی را توضیح می دهد. قسمت دوم، پارامترهای مدل انتخاب شده را برآورد می کند. قسمت سوم، برخی آزمون های نکوئی برآزش را که اساساً مبتنی بر آزمون استقلال و نرمال بودن باقیمانده ها، مقایسه گرافیکی همبستگی نگارهای بین داده های مدل و داده های تاریخی و آزمون امساک مدل هستند را تشریح می کند. بخش چهارم "آزمون های انتخاب مدل" را که از طریق مقایسه ویژگی های آماری سری های زمانی تاریخی با ویژگی متناظر سری های زمانی مصنوعی تولید شده با مدل می پردازد، اختصاص می یابد. آخرین بخش، "قابلیت اطمینان پارامترهای برآورده شده" می باشد که مربوط به تعیین حدود اطمینان پارامترهای برآورده شده مدل می باشد.

تحلیل های اولیه و مرتبه مدل: هدف اصلی این بخش بررسی نرمال بودن سری های اصلی با استفاده از آزمون نکوئی برآزش خی دو و یا آزمون ضریب چولگی است که توسط کوکران و کاکس^۱ (۱۹۵۷) توضیح داده شده اند. اگر داده ها نرمال نباشند، آنگاه سری های زمانی غیر نرمال به نرمال تبدیل می شوند. بعد از فرض نرمال بودن داده ها، توابع جزئی و خودهمبستگی که در زیر توضیح داده شده اند تعیین و مرتبه مناسب مدل به دست می آید.

تابع خودهمبستگی: تابع خودهمبستگی (r_k) با تاخیر زمانی k همانگونه که کوتگودا و هورد^۲ (۱۹۸۰) پیشنهاد داده اند به صورت زیر برآورد می شود:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-K} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+K} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{\infty} (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (1)$$

که به ترتیب r_k تابع خودهمبستگی سری های زمانی Y_t در تاخیر زمانی k ، Y_t سری های زمانی داده های مشاهداتی، $\bar{Y}$ میانگین سری های زمانی Y_t و N مجموع تعداد مقادیر گسسته سری های زمانی Y_t است. برای تعیین مرتبه مدل برای سری های زمانی مورد نظر و همچنین برای مقایسه همبستگی نگار نمونه با همبستگی نگار مدل از نمودار خودهمبستگی استفاده شد. سطح احتمالاتی ۹۵ درصد برای برآورد تابع

برای AR(2)

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{(N-2)} (D_{11} - \phi_1 D_{12} - \phi_2 D_{13}) \quad (11)$$

شرایط ایستایی پارامترهای برآورد شده: شرایط ایستایی پارامترهای اتورگرسیو برآورد شده، $\phi_1, \dots, \phi_p$ با به دست آوردن ریشه‌های p معادلات (۱۲ تا ۱۵) آزمون و قرار گیری آنها در دایره واحد نیز مورد توجه قرار گرفت. به طور خاص، برای عبارت (۱۲)، $p = 1$ و برای عبارات (۱۳ و ۱۴)، $p = 2$ بایستی برقرار باشد.

$$-1 < \phi_1 < 1 \quad (12)$$

$$\phi_1 + \phi_2 < 1 \quad (13)$$

$$\phi_1 - \phi_2 < 1 \quad (14)$$

$$-1 < \phi_2 < 1 \quad (15)$$

آزمون‌های نکویی برازش مدل انتخاب شده:

آزمون عدم برازش کلی نگر که در آن خودهمبستگی‌های ε_t به طور کلی در نظر گرفته می شوند. در این مورد از معادله (۱۶) جهت محاسبه آماره Q استفاده گردید:

$$Q = N \sum_{k=1}^L r_k^2(\varepsilon) \quad (16)$$

L ممکن است مرتبه ۳۰٪ از حجم نمونه N باشد. آماره Q تقریباً $X^2(L-p)$ است. اگر $Q < X^2(L-p)$ آنگاه عبارت (۱۲) مستقل است که به نوبه خود نشان می دهد که مدل انتخاب شده مناسب برای تحلیل است و بایستی مورد استفاده قرار گیرد.

آزمون امساک پارامترها: معیار اطلاعات آکائیکه (AIC) برای بررسی اینکه آیا مرتبه مدل برازش داده شده در مقایسه با دیگر مرتبه‌های مدل مربوطه مناسب است یا خیر استفاده می شود. معادله AIC برای یک مدل AR(P):

$$AIC(p) = N \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2p \quad (17)$$

که $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ حداکثر درست نمایی از واریانس را برآورد می کند. بنابراین می توان مقایسه ای بین $AIC(p)$ ، $AIC(p-1)$ و $AIC(p+1)$ انجام داد. اگر مقدار $AIC(p)$ از مقدار هر دوی $AIC(p-1)$ و $AIC(p+1)$ کمتر باشد آنگاه مدل AR(P) بهترین مدل خواهد بود. در غیر اینصورت مدلی با AIC کمتر

مدل جدید منتخب خواهد بود. به عبارت دیگر، AIC معیاری برای انتخاب مرتبه مدل است، بنابراین نمودار $AIC(p)$ در برابر p و همچنین نمودار همبستگی نگار جزئی نمونه و جمعیت می توانند برای انتخاب مدل نهایی استفاده شوند.

آزمون انتخابی مدل: مدلساز معمولاً علاقه‌مند به یافتن مدلی است که بتواند جایگزین ویژگی‌های آماری تاریخی شود که می توانند میانگین تاریخی، انحراف از معیار، ضریب چولگی، همبستگی نگار و دامنه تغییرات میانگین باشد. بنابراین هدف اصلی این بخش مقایسه ویژگی‌های آماری داده‌های تولید شده با داده‌های تاریخی می باشد. برخی از آماره‌ها همچون میانگین خطای پیش بینی (MFE)، میانگین مطلق خطا (MAE) و میانگین مجذور مربعات خطا (RMSE) ارائه شده در زیر جهت آزمون شایستگی مدل محاسبه شدند:

$$MAD = \frac{\sum_{t=1}^n X_c(t) - \sum_{t=1}^n X_o(t)}{\eta} \quad (20)$$

که $X_c(t)$ بارش پیش بینی شده، $X_o(t)$ بارش مشاهده شده و η ، تعداد مشاهدات است.

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^n |X_c(t) - X_o(t)|}{\eta} \quad (21)$$

$$MSE = \left[\frac{\sum_{t=1}^n [X_c(t) - X_o(t)]^2}{\eta} \right]^{1/2} \quad (22)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_c(t) - X_o(t))^2} \quad (23)$$

در نهایت برای درون یابی نقشه‌های توزیع فضایی ویژگی‌های مختلف بارش‌های سالانه جنوب شرق ایران از روش درون یابی کریجینگ استفاده شد.

نتایج و بحث

الف: آمار توصیفی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های

مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران: در ابتدا برای داشتن یک نمای کلی از ویژگی‌های آماری بارش‌های مرکز و جنوب شرق ایران در یک مقیاس سالانه، آماره‌های توصیفی مربوط به بارش تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه شامل میانگین، ضریب تغییرات و ضریب چولگی محاسبه و در شکل ۲ آورده

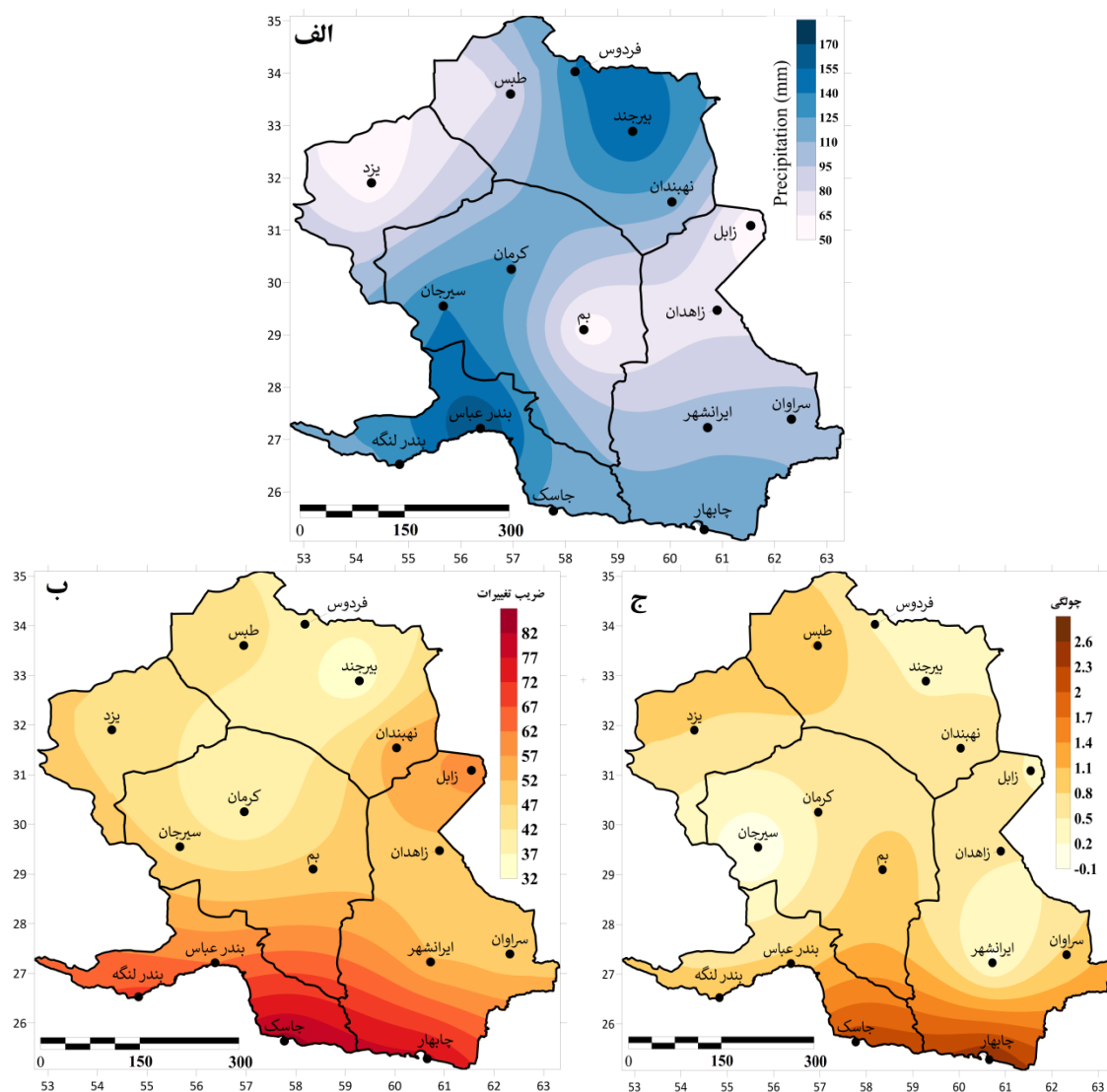
شده اند. همانگونه که در شکل ۲ قابل مشاهده است بالاترین میانگین بارش سالانه متعلق به ایستگاه بندرعباس با $177/3$ میلی متر و پایین ترین آن متعلق به ایستگاه زابل با $52/6$ میلی متر بوده است. توزیع فضایی میانگین بارش های سالانه نیز نشان می دهد که مرکز و غرب استان هرمزگان و شمال خراسان جنوبی بیشترین و استان یزد، غرب استان خراسان جنوبی و مرکز استان سیستان و بلوچستان کمترین میزان بارش را دریافت می کنند (شکل ۲ الف).

ضریب تغییرپذیری بارش های سالانه ایستگاه های مورد مطالعه نیز دامنه تغییرات بسیار گسترده ای را از خود نشان می دهند. به طوریکه ایستگاه های واقع در نوار ساحلی دریای عمان و خلیج فارس همچون ایستگاه های جاسک ($84/2$)، چابهار ($78/6$)، بندرلنگه ($68/5$) و بندرعباس ($61/9$) به ترتیب بالاترین ضرایب تغییرپذیری و ایستگاه های بیرجند ($33/2$)، کرمان ($37/5$) و فردوس ($40/1$) نیز پایین ترین مقادیر ضریب تغییرپذیری را به خود اختصاص داده اند (شکل ۲ ب). ضریب تغییرپذیری در واقع نمایه ای است که تغییرات متغیر مورد مطالعه را که در اینجا مقادیر بارش سالانه ایستگاه ها می باشند نسبت به میانگین بلندمدت آنها بر حسب درصد مورد توجه قرار می دهد. در شکل ۲ (ب) توزیع فضایی مقادیر ضریب تغییرات برای مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از روش درون یابی کریجینگ ترسیم شده است.

مقادیر ضریب چولگی به دست آمده برای ایستگاه های مورد مطالعه نیز نشان می دهند که به استثنای ایستگاه سیرجان که چولگی آن منفی ($-0/07$) بوده است، بقیه ایستگاه ها دارای چولگی مثبت بوده اند (شکل ۲ ج). هرگاه تعداد داده های بالاتر از میانگین بیشتر از تعداد داده های پایین تر از میانگین باشند و یا بر عکس تعداد داده های پایین تر از میانگین بیشتر از تعداد داده های بالاتر از میانگین باشند داده ها را چوله و اگر برابر باشند داده ها را متقارن می گویند (بلوچی، ۱۴۰۰). در واقع چولگی، میزان انحراف داده ها را به یکی از حاشیه های توزیع

مقارن نشان می دهد. همانگونه که پیشتر بدان اشاره شده است ایستگاه سیرجان ($-0/07$) تنها ایستگاهی بود که منحنی داده های بارش سالانه آن متقارن بودند. هر زمان ضریب چولگی یک ایستگاه بین دو مقدار $0/1$ و $-0/1$ باشد نشان از تقارن منحنی داده های آن ایستگاه دارد. اما زمانی که ضریب چولگی برای میانگین بارش های سالانه یک ایستگاه بیشتر از $0/5$ و یا کمتر از $-0/5$ باشند منحنی داده های آنها دارای چولگی زیادی خواهند بود. در بین ایستگاه های مورد مطالعه مشاهده شد که تمامی آنها دارای چولگی زیاد مثبت بوده اند. در کل می توان نتیجه گرفت که ضریب چولگی مقادیر میانگین بارش های سالانه ایران در مرکز و جنوب شرق ایران دارای یک چولگی مثبت هستند که این نشان از پتانسیل بالای ایستگاه های مورد مطالعه برای وقوع خشکسالی دارند. توزیع زمانی و مکانی به شدت نامنظم بارش در سال های مختلف، دور بودن از منابع رطوبتی، استقرار پرفشار جنب حاره بر جو ایران در نیمه گرم سال، رژیم بارشی به شدت فصلی آن می تواند مهمترین دلایل این چولگی در مرکز و جنوب شرق ایران باشد. توزیع فضایی مقادیر چولگی در شکل ۲ (ج) در قالب یک نقشه با استفاده از روش درون یابی کریجینگ تهیه شده است.

ب- مدل سازی تصادفی سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های مرکز و جنوب شرق ایران: با توجه به آنکه، مدل های احتمال سری های زمانی، برای سری های ایستا در میانگین و واریانس تعریف شده اند، پس لازم است که ابتدا ایستایی سری های زمانی مورد بررسی قرار گیرند و در صورت نایستایی بودن آنها، با انجام تبدیلات لازم آن را به یک سری زمانی ایستا تبدیل نمود. لازم به اشاره است یک سری زمانی هنگامی ایستا نامیده می شود که مشخصه های آماری آنها مانند میانگین و واریانس شان در طول زمان ثابت بماند. در ادامه نتایج آزمون ایستایی در واریانس و میانگین سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های مورد مطالعه آورده می شود.



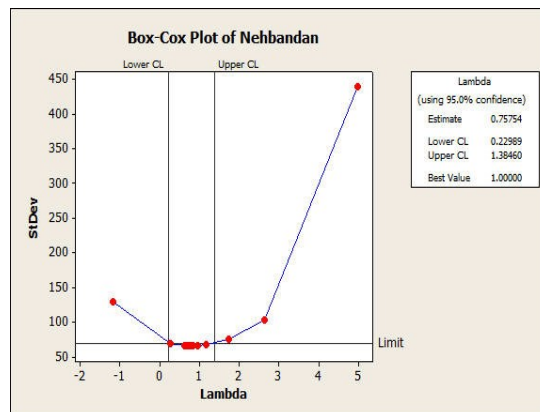
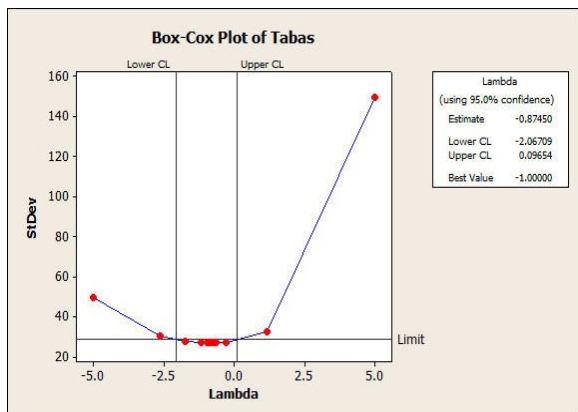
شکل ۲- نقشه‌های توزیع فضایی (الف) میانگین بارش سالانه، (ب) ضریب تغییرات بارش سالانه و (ج) ضریب چولگی بارش سالانه مرکز و جنوب شرق ایران

نمودارهای رسم شده، برآورد λ و حدود اطمینان ± 0.95 و بهترین مقدار پیشنهادی برای λ آورده شده است. بهترین مقدار پیشنهادی برای λ همواره عدد یک می باشد که حاکی از ایستا بودن واریانس سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان است. از بین ایستگاه‌های مورد مطالعه تنها دو ایستگاه نهبندان در خراسان جنوبی و سیرجان در استان کرمان مقدار عددی λ آنها یک بوده است. ایستگاه‌های بیرجند، فردوس، ایرانشهر، کرمان، سراوان، یزد و زابل نیز با توجه به اینکه عدد یک در داخل حدود اطمینان ± 0.95 آنها قرار داشته است می‌توان مقدار پیشنهادی برای λ

بررسی ایستایی واریانس سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌های مرکز و جنوب شرق ایران: اگر تغییرپذیری یک سری زمانی در طول زمان افزایش یابد بدان معنا است که سری زمانی مزبور نسبت به واریانسش ناپایستا است. برای آزمون ایستایی و ناپایستایی واریانس یک سری زمانی از نمودار باکس-کاکس استفاده می شود. لذا برای تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه نمودار باکس-کاکس رسم شدند. در شکل ۳ برای نمونه نمودارهای باکس-کاکس دو ایستگاه طبس و نهبندان آورده شده است. همانگونه که شکل ۳ مشاهده می شود در کادر سمت راست

ایستگاه طبس ۱- بوده است که حاکی از عدم ایستایی واریانس سری های زمانی بارش این ایستگاه ها بوده است. لذا برای این ایستگاه ها که مقادیر پیشنهادی λ برای آنها ۰/۵، صفر و ۱- بوده است به ترتیب از تبدیلات توانی باکس-کاکس $\sqrt{x_t}$ ، $1/x_t$ و $\ln(x_t)$ استفاده شده است و واریانس آنها ایستا گردیدند.

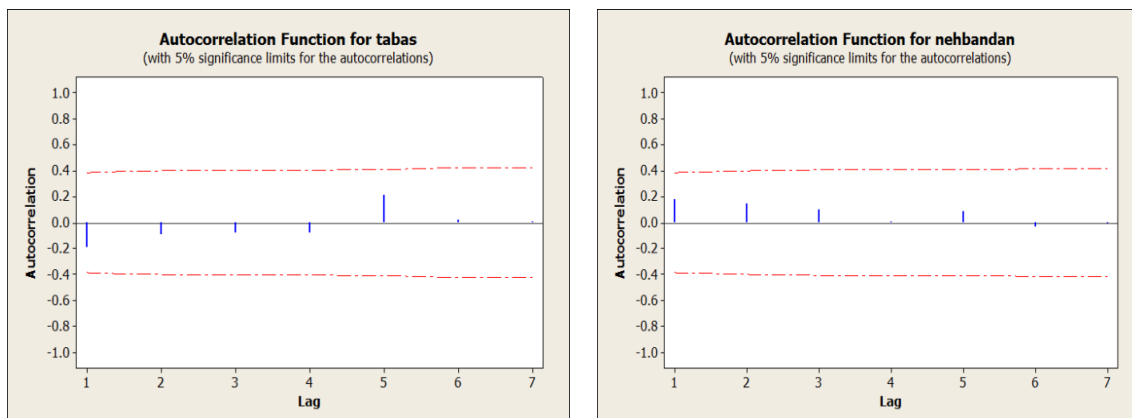
آنها را به عنوان یک مقدار قابل قبول پذیرفت. بنابراین می توان از تبدیل داده های این ایستگاه ها نیز صرف نظر نمود. لازم به اشاره است که عدد یک برای پارامتر تبدیل λ به معنی عدم نیاز به تبدیل داده ها است. مقدار پیشنهادی λ برای دیگر ایستگاه ها همچون بندر لنگه، بندر عباس، زاهدان و چابهار عدد ۰/۵، برای ایستگاه های بم و جاسک عدد صفر و برای



شکل ۳: نمودار باکس-کاکس سری های زمانی بارش سالانه دو ایستگاه طبس و نهبندان در مرکز و جنوب شرق ایران

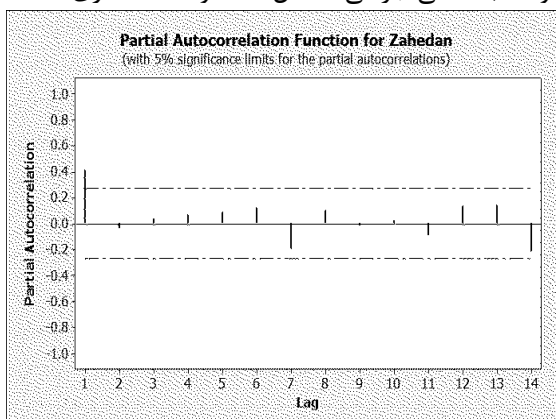
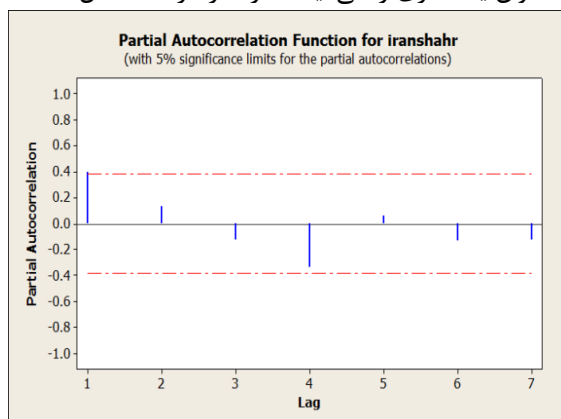
داخل محدوده معناداری ۵ درصد (در نمودارها به رنگ قرمز منقطع نشان داده شده اند) تنزل پیدا کند دلیلی بر ایستایی سری زمانی مورد مطالعه خواهد بود (شکل ۴). لذا با توجه به توضیحات ارائه شده و با دقت در نمودارهای خودهمبستگی (acf) رسم شده برای ایستگاه های مورد مطالعه به روشنی مشاهده می شود که مقادیر تابع خودهمبستگی (acf) برای تمامی ایستگاه مورد مطالعه در محدوده معناداری ۵ درصد قرار دارند و به صورت نمایی نیز تنزل پیدا کرده اند که این حاکی از ایستایی میانگین و واریانس سری های زمانی این ایستگاه ها می باشد (شکل ۴).

بررسی ایستایی میانگین سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های مرکز و جنوب شرق ایران: برای بررسی ایستایی میانگین یک سری زمانی از دو تابع خودهمبستگی (acf) و خودهمبستگی جزئی (pacf) استفاده می شود. لذا برای تمامی ۱۶ ایستگاه مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران نمودارهای خودهمبستگی (acf) و خودهمبستگی جزئی (pacf) رسم شدند. در شکل ۴ و ۵ برای نمونه تابع خودهمبستگی (acf) و خودهمبستگی جزئی (pacf) دو ایستگاه طبس و نهبندان آورده شده اند. بر اساس نمودارهای خودهمبستگی (acf)، هر زمان تابع خودهمبستگی (acf) به صورت نمایی و به سرعت



شکل ۴: نمودارهای مربوط به تابع خود همبستگی (acf) سری‌های زمانی بارش سالانه دو ایستگاه طبس و نه‌بندان در مرکز و جنوب شرق ایران

درصد قرار دارند که حاکی از ایستایی سری‌های زمانی بارش سالانه این ایستگاه‌ها می‌باشد (شکل ۵). اما در دو ایستگاه زاهدان و ایرانشهر شرایط به گونه‌ای متفاوت تر از دیگر ایستگاه‌ها می‌باشد. همانگونه که در شکل ۴-۴ قابل مشاهده است اولین مقدار تابع خودهمبستگی جزئی (pacf) که نشان دهنده وجود همبستگی جزئی با یک تاخیر زمانی است از محدوده معناداری ۵ درصد خارج شده است. اما چونکه بعد از این تاخیر، تاخیرهای دیگر به صورت نمایی تنزل یافته و به داخل محدود معناداری ۵ درصد نزول پیدا کرده اند، داده‌های بارش سالانه این دو ایستگاه را نیز می‌توان یک سری زمانی ایستا در نظر گرفت (شکل ۵).



شکل ۵: نمودارهای مربوط به تابع خودهمبستگی جزئی (pacf) سری‌های زمانی بارش سالانه دو ایستگاه ایرانشهر و زاهدان در مرکز و جنوب شرق ایران

ایران: با توجه به نمودارهای acf و pacf رسم شده برای ایستگاه‌های مورد مطالعه، مدل‌های مختلفی از

اما علاوه بر نمودارهای مربوط به تابع خودهمبستگی (acf)، نمودارهای مربوط به تابع خودهمبستگی جزئی (pacf) نیز برای تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران رسم شدند. تابع خود همبستگی جزئی در واقع همبستگی بین X_t و X_{t+1} بعد از حذف اثر متغیرهای $X_{t+2}, \dots, X_{t+k-1}$ را نشان می‌دهد. با توجه به نمودارهای رسم شده برای تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه (در شکل ۵ برای نمونه نمودارهای مربوط به دو ایستگاه زاهدان و ایرانشهر آورده شده اند) مشاهده شد که به استثنای دو ایستگاه زاهدان و ایرانشهر، مقادیر تابع خودهمبستگی جزئی داخل محدوده معناداری ۵

برازش بهترین مدل سری زمانی بر داده‌های بارش سالانه ایستگاه‌های مرکز و جنوب شرق

خانواده میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) انتخاب و بر سری های زمانی بارش ایستگاه های مورد مطالعه برازش داده شدند. از معیار

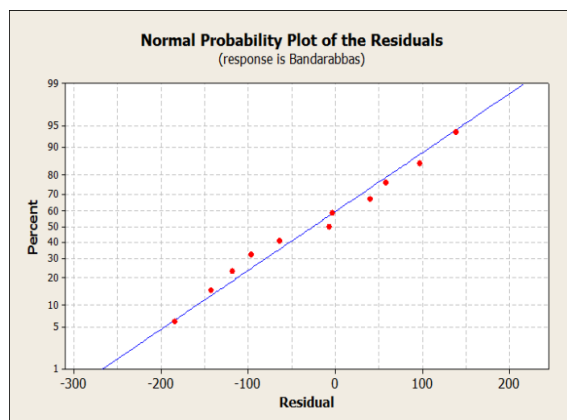
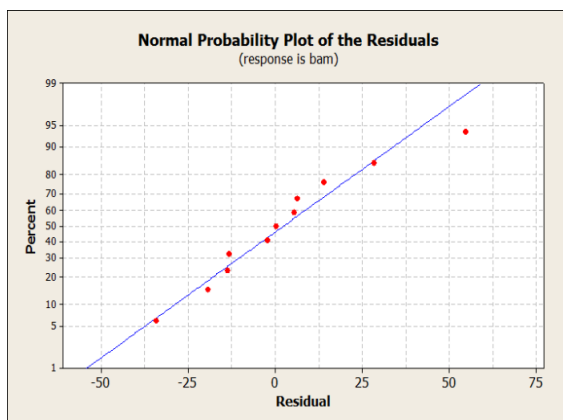
آکائیک (AIC) نیز جهت انتخاب بهترین مدل برای هر ایستگاه استفاده شد. در جدول ۱ بهترین مدل های منتخب هر ایستگاه آورده شده اند.

جدول ۱: بهترین مدل های منتخب از خانواده ARIMA برای ایستگاه های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران

نام ایستگاه	ایرانشهر	بم	بندرعباس	بندر لنگه	بندر جند	اسک	چابهار	زابل	زاهدان	سراوان	سبزجان	قزوین	طبرستان	کرمان	تهران	یزد
بهترین مدل	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARIMA(1,1,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,1)

چسپ از تشخیص مدل مناسب برای هر ایستگاه و برآورد پارامترهای آنها، سوالی که باقی می ماند و بایستی در اینجا بدان جواب داده شود این است که آیا مدل منتخب برای هر ایستگاه رسا است یا خیر؟ لذا جهت جواب به این سوال، باقیمانده مدل های منتخب برای هر ایستگاه بایستی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده ها اولین معیار در تشخیص مناسب بودن مدل های منتخب برای هر ایستگاه می باشد. در این فرض اگر مدل منتخب درست تشخیص داده شده باشد بایستی خطاها دارای توزیع نرمال، مستقل و هم توزیع باشند. بنابراین نمودار احتمال نرمال باقیمانده های مدل های برازش داده شده بر سری های زمانی بارش سالانه

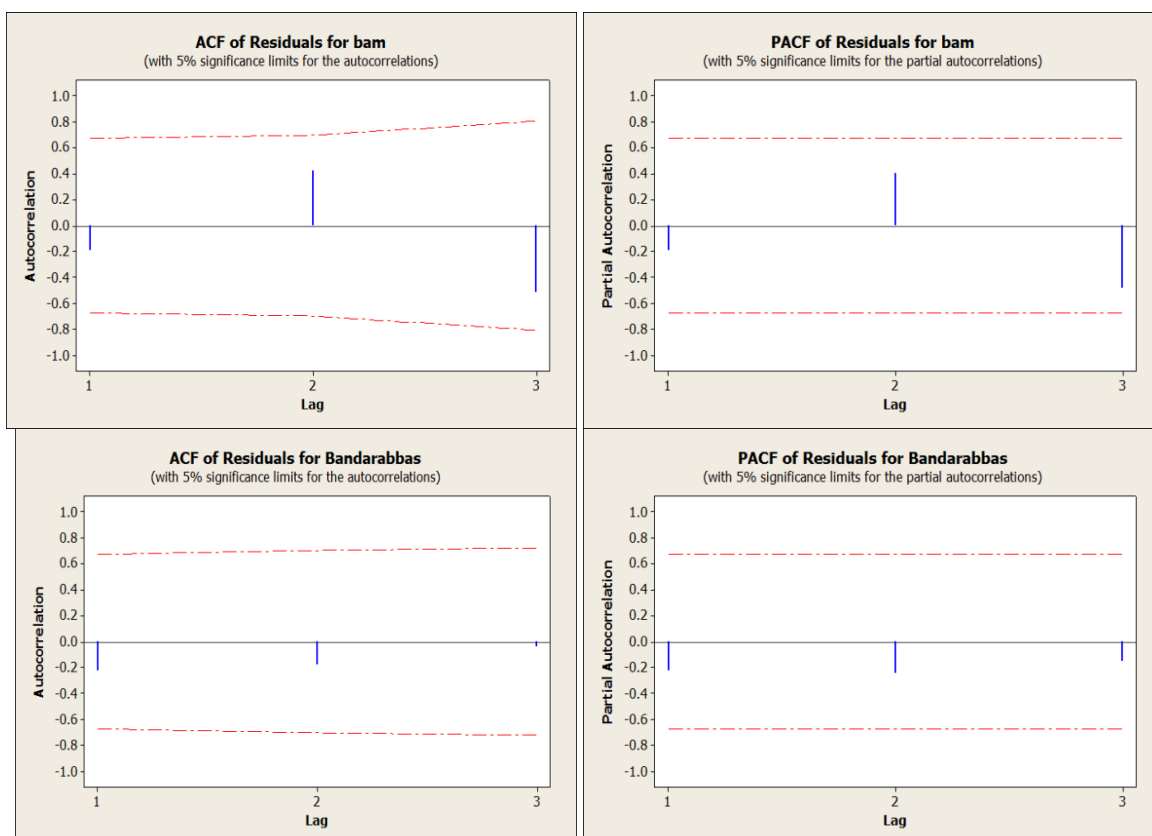
ایستگاه هابه تفکیک رسم شدند. با توجه به تعداد زیاد نمودارها و تقریباً شباهت زیاد آنها به یکدیگر، نمودارهای مربوط به دو ایستگاه بم و بندرعباس به عنوان نماینده دیگر ایستگاه ها در شکل ۶ آورده شده اند. همانگونه که در شکل ۶ قابل مشاهده است باقیمانده های حاصل از برازش مدل های منتخب بر سری های زمانی بارش سالانه چهار ایستگاه مورد مطالعه تقریباً در امتداد یک خط راست قرار دارند که نشان دهنده توزیع نرمال آنها می باشد. بنابراین با توجه به این شرایط فرض نرمال بودن باقیمانده ها برای تمامی ایستگاه های مورد نظر می تواند مورد پذیرش قرار گیرد.



شکل ۶: نمودارهای احتمال نرمال باقیمانده های مدل های برازش داده شده بر سری های زمانی بارش سالانه دو ایستگاه بم و بندرعباس در مرکز و جنوب شرق ایران

از خود همبستگی‌های این ایستگاه‌ها از حدود استانداردشان تجاوز نکرده‌اند که دال بر معنادار نبودن خودهمبستگی‌های آنهاست. همین شرایط برای دیگر ایستگاه‌ها نیز حاکم بوده است. لذا می‌توان استقلال باقیمانده‌ها را برای این سه ایستگاه و بقیه ایستگاه‌هایی که نمودارهای آنها در اینجا آورده نشده اند پذیرفت.

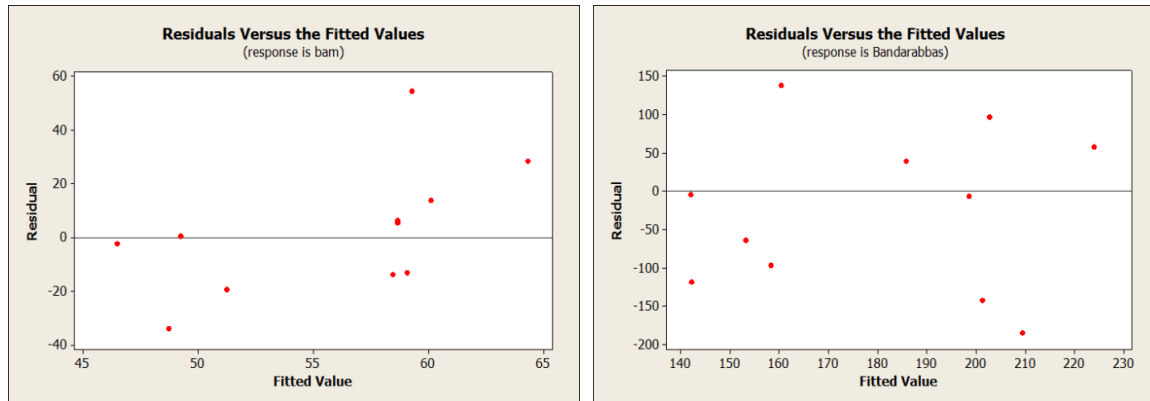
دومین فرض تشخیص مناسب بودن مدل‌های منتخب برای ایستگاه‌های مورد مطالعه نیز فرض استقلال باقیمانده‌ها است. برای آزمون این فرض می‌توان از acf و $pacf$ باقیمانده‌ها کمک گرفت. لذا acf و $pacf$ باقیمانده‌ها برای تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه رسم و برای نمونه acf و $pacf$ ‌های مربوط به دو ایستگاه بم و بندر عباس در شکل ۷ آورده شده اند. همانگونه که در شکل ۷ قابل مشاهده است هیچ یک



شکل ۷: نمودارهای مربوط به acf و $pacf$ های باقیمانده سری‌های زمانی بارش سالانه دو ایستگاه بم و بندرعباس در مرکز و جنوب شرق ایران

نمودارهای مربوط به دو ایستگاه بم و بندرعباس در شکل ۸ آورده شده اند. با توجه به نمودارهای این دو ایستگاه در شکل ۸ مشاهده می‌شود که نمودارها فاقد ساختار مشخصی هستند. لذا به روشنی می‌توان فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها را برای تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه پذیرفت.

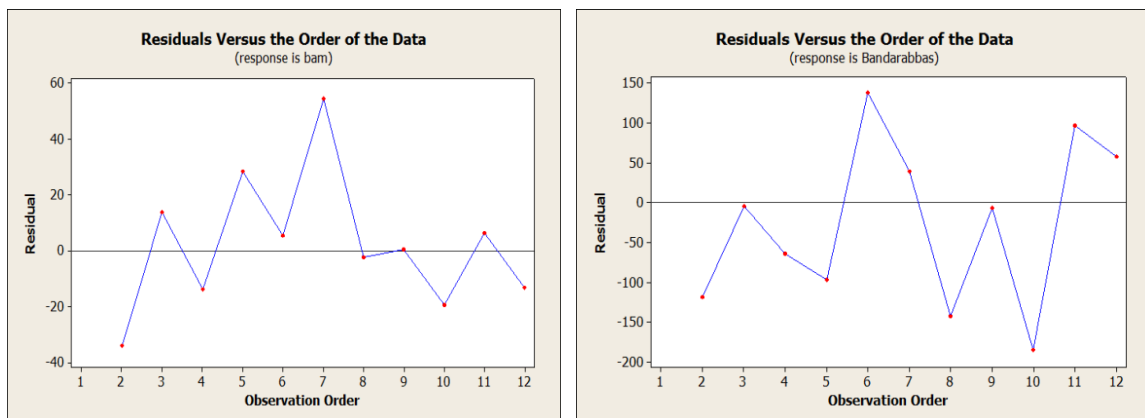
فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها نیز سومین فرضی است که بایستی برای مدل‌های منتخب هر ایستگاه مورد بررسی قرار گیرد. برای آزمون این فرض بایستی نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده رسم شوند. بنابراین این نمودار برای تمامی ۱۶ ایستگاه مورد مطالعه ترسیم شدند که برای نمونه



شکل ۸: نمودار باقیمانده ها در مقابل مقادیر برازش داده شده دو ایستگاه بم و بندرعباس در مرکز و جنوب شرق ایران

بم و بندرعباس به عنوان نمونه در شکل ۹ آورده شده اند. در نمودارهای رسم شده برای ایستگاه های مورد مطالعه به وضوح مشاهده شد که مقادیر باقیمانده ها تقریباً حول وحوش سطح افقی صفر نوسان داشته اند که این مؤید تصادفی بودن مقادیر باقیمانده ها می باشد. بنابراین می توان صحت مدل های برازش داده شده بر سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های مورد مطالعه را تایید نمود.

در نهایت با رسم نمودار باقیمانده ها در برابر زمان، آخرین آزمون مناسب بودن مدل های منتخب مورد بررسی قرار گرفتند. بر اساس این آزمون اگر مدل منتخب درست انتخاب شده باشد انتظار می رود این نمودار در اطراف سطح افقی صفر، پراکندگی مستطیل شکل و فاقد روندی را نشان دهد. لذا با توجه به این توضیحات، این نمودار برای تمامی ۱۶ ایستگاه مورد مطالعه رسم شدند. با توجه به تعداد زیاد نمودارها و شباهت نسبی آنها به یکدیگر، نمودارهای دو ایستگاه



شکل ۹: نمودار باقیمانده ها در طول زمان برای دو ایستگاه بم و بندرعباس در مرکز و جنوب شرق ایران

شد. همانطور که پیشتر بدان اشاره شده بود ۱۵ درصد از سری زمانی بارش سالانه ایستگاه های مورد مطالعه در همان ابتدای مدلسازی برای اعتبارسنجی و آزمون دقت مدل ها جدا شدند. در مرحله اعتبارسنجی، معیارهای مختلف اعتبارسنجی نتایجی مختلفی از دقت مدل ها در اختیار قرار می دهند. با مبنا قرار دادن

اعتبارسنجی مدل سری های زمانی منتخب برای ایستگاه های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران: برای اندازه گیری دقت مدل های برازش داده شده بر سری های زمانی بارش سالانه ایستگاه های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران از چهار معیار اعتبارسنجی MAD ، MSE ، $RMSE$ و MAE استفاده

معیار دقت RMSE مشاهده می‌شود که ایستگاه‌های
بم (۳۲/۳۵۷)، زابل (۳۳/۲۰۶)، یزد (۳۶/۷۰۴) و
زاهدان (۳۷/۸۷۸) به ترتیب کمترین خطاها و
ایستگاه‌های فردوس (۲۱۱/۸۸۳)، بندرعباس

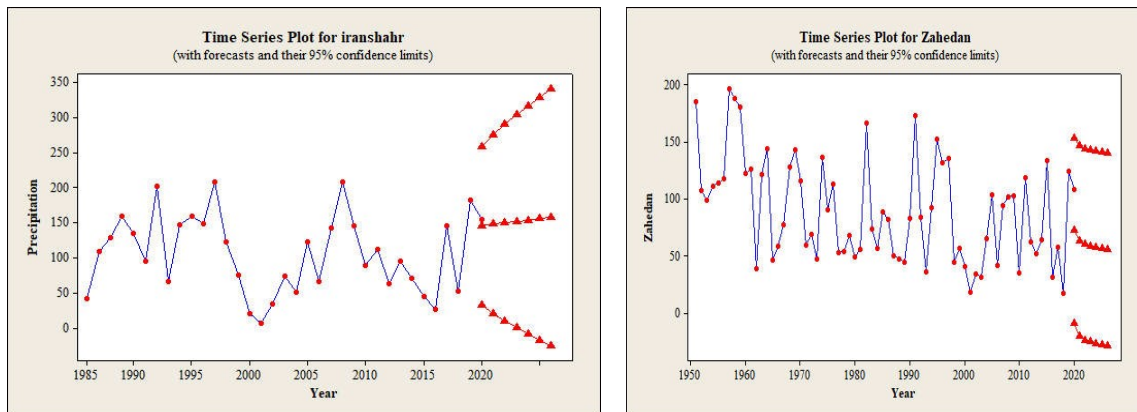
جدول ۲: نتایج معیارهای مختلف دقت در مرحله اعتبارسنجی مدل‌های منتخب برای پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب
شرق ایران

ایستگاه	MAD	MSE	RMSE	MAE
ایران‌شهر	۱۴۹/۸۰۴	۲۴۰۹۴/۷۲۳	۱۵۵/۲۲۵	۱۴۹/۸۰
بم	۲۸/۱۱۹	۱۰۴۶/۹۴۹	۳۲/۳۵۷	۱۷/۴۶
بندرعباس	۱۴۶/۶۰۵	۳۰۳۸۹/۶۰۱	۱۷۴/۳۲۶	۱۴۶/۵۵
بندرلنگه	۱۴۴/۷۶۶	۲۴۵۳۶/۱۶۳	۱۵۶/۶۴۰	۱۴۴/۷۷
بیرجند	۱۳۴/۰۵۸	۱۹۵۹۸/۰۰۸	۱۳۹/۹۹۳	۱۳۴/۰۶
جاسک	۸۶/۵۸۴	۱۱۹۰۲/۱۳۰	۱۰۹/۰۹۷	۸۶/۱۶
چابهار	۱۳۳/۰۹۰	۲۰۱۹۰/۸۶۴	۱۴۲/۰۹۵	۱۳۳/۰۹
زابل	۲۴/۶۳۹	۱۱۰۲/۶۶۰	۳۳/۲۰۶	۲۴/۵۹
زاهدان	۳۲/۹۷۰	۱۴۳۴/۷۲۸	۳۷/۸۷۸	-۱۰/۵۷
سراوان	۹۶/۹۰۳	۱۰۲۵۳/۹۷۳	۱۰۱/۲۶۲	۹۶/۹۰
سیرجان	۶۰/۷۴۰	۶۱۱۴/۷۰۸	۷۸/۱۹۷	۶۰/۷۴
فردوس	۲۰۸/۰۴۷	۴۴۸۹۴/۳۳۳	۲۱۱/۸۸۳	۲۰۸/۰۵
طبس	۵۴/۱۷۹	۳۷۵۶/۶۰۱	۶۱/۲۹۱	۵۴/۱۸
کرمان	۱۱۲/۶۰۶	۱۴۵۳۰/۹۶۸	۱۲۰/۵۴۴	۱۱۲/۶۱
نهبندان	۹۱/۶۳۳	۱۱۴۵۲/۰۵۹	۱۰۷/۰۱۴	۹۱/۶۳
یزد	۳۱/۴۸۶	۱۳۴۷/۲۱۴	۳۶/۷۰۴	۳۱/۰۵

پیش‌بینی شده و خطوط بالایی و پایینی به ترتیب
حد بالایی اطمینان ۹۵ درصد پیش‌بینی و حد پایینی
فاصله اطمینان ۹۵ درصد پیش‌بینی را نشان می
دهند.

روند مقادیر پیش‌بینی شده بارش‌های سالانه نشان
می‌دهند که به استثنای دو ایستگاه فردوس و
ایران‌شهر که روند بارشی آنها افزایشی بوده است، بقیه
ایستگاه دارای روند کاهشی بوده‌اند. در جدول ۳
مقادیر پیش‌بینی شده بارش‌های سالانه برای ۱۶
ایستگاه مورد مطالعه تا افق ۲۰۲۷ آورده شده است.

پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق
ایران: با پیمودن مراحل مختلف مدلسازی سری‌های
زمانی و در نهایت انتخاب بهترین مدل ARIMA برای
هر ایستگاه، اقدام به پیش‌بینی بارش‌های سالانه
ایستگاه‌های واقع در مرکز و جنوب شرق ایران تا افق
۲۰۲۷ گردید. نمودارهای سری زمانی پیش‌بینی شده
بارش‌های سالانه تمامی ۱۶ ایستگاه مورد مطالعه رسم
و برای نمونه در شکل ۱۰ نمودارهای مربوط به دو
ایستگاه ایران‌شهر و زاهدان آورده شده‌اند. در این
نمودارها خط وسط (مثلث‌های قرمز رنگ) مقادیر



شکل ۱۰: نمودار پیش بینی سری زمانی بارش سالانه دو ایستگاه ایرانشهر و زاهدان در مرکز و جنوب شرق ایران

جدول ۵: مقادیر پیش بینی شده بارش های سالانه ایستگاه های مرکز و جنوب شرق ایران تا افق ۲۰۲۷

ایستگاه	۲۰۲۱	۲۰۲۲	۲۰۲۳	۲۰۲۴	۲۰۲۵	۲۰۲۶	۲۰۲۷
ایرانشهر	۱۴۶	۱۴۷/۹	۱۴۹/۸	۱۵۱/۷	۱۵۳/۶	۱۵۵/۵	۱۵۷/۵
بم	۵۱/۳	۵۱/۱	۵۰/۸	۵۰/۵	۵۰/۳	۵۰	۴۹/۷
بندرعباس	۱۶۰/۳	۱۵۹/۸	۱۵۹/۳	۱۵۸/۸	۱۵۸/۳	۱۵۷/۷	۱۵۷/۲
بندرلنگه	۱۱۲/۵	۱۱۱/۸	۱۱۱/۲	۱۱۰/۵	۱۰۹/۹	۱۰۹/۳	۱۰۸/۶
بیرجند	۱۲۴	۱۲۲/۱	۱۲۰/۱	۱۱۸/۲	۱۱۶/۳	۱۱۴/۴	۱۱۲/۵
جاسک	۷۵/۳	۷۲/۷	۷۰/۱	۶۷/۵	۶۵	۶۲/۴	۵۹/۸
چابهار	۱۱۱/۸	۱۱۱/۲	۱۱۰/۶	۱۱۰	۱۰۹/۴	۱۰۸/۸	۱۰۸/۲
زابل	۳۶/۵	۳۵/۶	۳۴/۷	۳۳/۷	۳۲/۸	۳۱/۹	۳۰/۹
زاهدان	۷۲/۱	۶۲/۹	۶۰	۵۸/۷	۵۷/۷	۵۶/۸	۵۵/۹
سراوان	۹۶/۹	۹۶/۴	۹۵/۹	۹۵/۴	۹۴/۹	۹۴/۴	۹۳/۹
سیرجان	۱۴۱/۵	۱۴۱/۴	۱۴۱/۴	۱۴۱/۳	۱۴۱/۳	۱۴۱/۲	۱۴۱/۲
فردوس	۲۰۵/۳	۲۰۵/۸	۲۰۶/۳	۲۰۶/۸	۲۰۷/۳	۲۰۷/۸	۲۰۸/۳
طبس	۶۹/۵	۶۸/۸	۶۸	۶۷/۲	۶۶/۵	۶۵/۷	۶۴/۹
کرمان	۱۱۶/۴	۱۱۵/۶	۱۱۴/۸	۱۱۴	۱۱۳/۲	۱۱۲/۴	۱۱۱/۶
نهبندان	۱۰۱/۳	۱۰۰/۵	۹۹/۶	۹۸/۸	۹۸	۹۷/۱	۹۶/۳
یزد	۴۶	۴۵/۵	۴۵	۴۴/۵	۴۴/۱	۴۳/۶	۴۳/۱

با توجه به نتایج معیارهای اعتبارسنجی پیش بینی بارش های سالانه ایستگاه های واقع در جنوب شرق ایران مشاهده شد که پیش بینی های انجام شده از دقت های بالایی برخوردار نیستند. جهان بخش و ترابی (۱۳۸۳) در پیش بینی دماهای حداقل ماهانه، دماهای حداکثر ماهانه و مجموع بارش ماهانه پنج ایستگاه منتخب بابلسر، قزوین، اصفهان، زابل و بندر لنگه با استفاده از مدل های سری های زمانی تصادفی به عملکرد ضعیف این مدل ها در پیش بینی اشاره داشته اند. اما در نقطه مقابل این مطالعات، گزارش های مربوط به سلطانی گرد فرامرزی و همکاران (۱۳۹۶) و

سید نژاد گل خطمی و همکاران (۱۴۰۱) حاکی از قابلیت مناسب این مدل ها در پیش بینی بارش دارند. مهمترین دلیلی که باعث شده است قابلیت این مدل ها در پیش بینی بارش ها متفاوت باشند به مقیاس زمانی و طول دوره آماری بارش ها باز می گردد. در مطالعاتی که از مقیاس زمانی ماهانه و با طول دوره آماری بلندمدت تر استفاده کرده اند پیش بینی ها مناسب تر و مطالعاتی که در مقیاس زمانی سالانه و با طول دوره آماری کوتاه تر بهره برده اند پیش بینی ها نامناسب بوده است. لذا مشخص می شود که این مدل ها به شدت به طول دوره آماری کوتاه مدت حساس هستند

و بایستی از داده‌های طولانی مدت برای این نوع از مدلسازی‌ها بهره برد.

نتیجه گیری

هدف اصلی تعریف شده برای این پژوهش بررسی تغییرپذیری اقلیمی و پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران با استفاده از مدل سری‌های زمانی تصادفی بود. لذا جهت رسیدن به این هدف، داده‌های بارش سالانه ۱۵ ایستگاه همدید با طول دوره‌های آماری مختلف از سازمان هواشناسی ایران دریافت شدند. بعد از اخذ داده‌ها و تشکیل بانک اطلاعاتی آنها، در گام اول، برخی آماره‌های توصیفی نظیر میانگین، ضریب تغییرات و ضریب چولگی سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌ها محاسبه و در گام دوم نیز از مدل سری‌های زمانی تصادفی جهت پیش‌بینی بارش‌های سالانه آنها استفاده شدند. نتایج به دست آمده از دو گام پیموده شده در این پژوهش به صورت خلاصه در زیر آورده شده اند:

- میانگین بارش سالانه مرکز و جنوب شرق ایران نزدیک به ۱۰۹ میلی‌متر است که توزیع فضایی آن در نقاط مختلف آن بسیار متفاوت است، به‌طوری‌که میانگین بارش سالانه در ایستگاه بندرعباس به ۱۷۱/۱ میلی‌متر و در ایستگاه زابل به ۵۲/۶ میلی‌متر می‌رسد

- ضریب تغییرپذیری و ضریب چولگی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران نشان دادند که ایستگاه‌های واقع در استان هرمزگان، جنوب استان سیستان و بلوچستان و جنوب استان کرمان دارای بیشترین و ایستگاه‌های واقع در استان خراسان جنوبی، استان یزد، شمال استان سیستان و بلوچستان و شمال استان کرمان دارای کمترین مقادیر ضریب تغییرپذیری بوده‌اند. همچنین ضریب چولگی به دست آمده برای اکثر سری‌های زمانی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در مرکز و جنوب شرق ایران به استثنای ایستگاه سیرجان حاکی از چولگی مثبت آنها بوده است. در نتیجه ضریب تغییرپذیری بالا و چولگی مثبت

بارش‌های سالانه ایستگاه‌های واقع در استان هرمزگان، جنوب استان سیستان و بلوچستان و جنوب استان کرمان نشان از پتانسیل بالای وقوع خشکسالی‌ها و ترسالی‌های شدید دارند.

- آزمون ایستایی میانگین و واریانس سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌های واقع در مرکز و جنوب شرق ایران حاکی از ایستایی میانگین در تمامی و عدم ایستایی واریانس در بیشتر سری‌های زمانی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه دارند. ایستایی در میانگین نشان می‌دهد که میانگین سری‌های زمانی بارش‌های ایستگاه‌های مورد مطالعه در بستر زمانی مورد مطالعه تغییر پیدا نکرده اند. اما عدم ایستایی در واریانس آنها شاهی بر افزایش بی‌نظمی در رفتار بارش‌های سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در این منطقه دارد که می‌تواند به صورت افزایش در فراوانی خشکسالی‌ها و سیلاب‌ها خود را نشان دهد.

- بهترین مدل برازش داده شده از خانواده میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) بر سری‌های زمانی بارش سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه جهت پیش‌بینی بارش‌های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران (ARMA (2, 1) تشخیص داده شد.

- بر اساس بهترین مدل‌های برازش داده شده بر سری‌های زمانی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه مشاهده شد که روند مقادیر پیش‌بینی شده بارش‌های سالانه تا افق ۲۰۲۷ میلادی به استثنای دو ایستگاه فردوس و ایرانشهر که روند بارشی آنها افزایشی بوده است، بقیه ایستگاه دارای روند کاهشی بوده اند.

- برای اندازه‌گیری دقت مدل‌های برازش داده شده از چهار معیار اعتبارسنجی RMSE، MSE، MAD و MAE استفاده شد. نتایج این چهار معیار نشان دادند که پیش‌بینی‌های انجام شده دارای خطاهای بسیار زیاد و در نتیجه از دقت پایینی برخوردار هستند. لذا با توجه به این نتایج می‌توان فرضیه این پژوهش را که "مدل‌های سری زمانی

تحقیق را کامل تر کند عبارتند از: (۱) با توجه به اینکه طول دوره آماری کوتاه مدت بارش های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران مهمترین منبع ایجاد خطاهای بسیار زیاد در پیش بینی های بارش سالانه این قسمت از ایران شناخته شد، لذا پیشنهاد می گردد از پایگاه داده های مختلف بارشی شبکه بندی شده که دارای طول دوره های آماری طولانی تری دارند استفاده شود. (۲) پیشنهاد می شود در یک مطالعه تطبیقی دیگر مدل های پیش بینی تک متغیره همچون برون یابی منحنی روند، هموار کردن نمایی و روش هولت-وینترز مورد توجه قرار گیرند.

تصادفی، بارش های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران را به خوبی پیش بینی می کنند" را رد نمود. اما مهمترین دلیل در ایجاد خطاهای بسیار زیاد در پیش بینی بارش های سالانه مرکز و جنوب شرق ایران می توان مطرح نمود طول دوره آماری کوتاه بسیاری از ایستگاه های مرکز و جنوب شرق ایران است.

• در نهایت با توجه به نتایجی که از مدلسازی تصادفی سری های زمانی بارش های سالانه ایران بدست آمد مشاهده شد که هنوز برخی سوالات و ابهامات وجود دارد که نیاز به تحقیق بیشتری دارد. برخی از عناوین پیشنهادی برای تحقیقات آینده که می تواند نتایج به دست آمده از این

منابع

۱. امیدوار، ک. و نبوی زاده، م.، ۱۳۹۳، پیش بینی بارش روزانه استان کرمان با شبکه های عصبی مصنوعی (مطالعه موردی: کرمان، بافت و میانه جیرفت)، م. جغرافیا و توسعه ناحیه ای، ۲۳، ۱۹۷-۲۱۴.
۲. جهانبخش، س. و ترابی، س.، ۱۳۸۳. بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران، ف. تحقیقات جغرافیایی، ۱۹(۳)، ۱-۲۲.
۳. رخ شاد، ا. م.، بختیاری، ب. و قادری، ک.، ۱۳۹۳. ارزیابی عملکرد الگوریتم رقابت استعماری (ICA) در برآورد بارش روزانه، م. سامانه های سطوح آبگیر ایران، ۵، ۳۳-۴۰.
۴. رخ شاد، ا. م.، بختیاری، ب. و قادری، ک.، ۱۳۹۵. مقایسه عملکرد الگوریتم ICA و حالت ترکیب شده آن با فازی (FUZZY-ICA) در پیش بینی بارش روزانه، م. ژئوفیزیک ایران، ۲۹، ۱-۱۴.
۵. سلطانی گرد فرامرزی، س.، صابری، ع. و قیصوری، م.، ۱۳۹۶. تعیین بهترین مدل سری زمانی در پیش بینی بارندگی سالانه ایستگاه های منتخب استان آذربایجان غربی، م. تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، ۱۷(۴۴)، ۸۷-۱۰۵.
۶. سید نژاد گل خطمی، ن.، عباسی، ن. و رضایی پژند، ح.، ۱۴۰۱. پیش بینی سری زمانی بارش سالانه ۱۲۵ ساله مشهد، م. پژوهش های اقلیم شناسی ۱۱۳(۵۰)، ۸۳-۹۴.
۷. شرفی، م.، صمدیان فرد، س. و هاشمی، س.، ۱۳۹۹. پیش بینی بارش ماهانه با استفاده از مدل های برنامه ریزی ژنتیک و ماشین بردار پشتیبان، م. سامانه های سطوح آبگیر ایران، ۲۳، ۶۳-۷۱.
۸. علیزاده، ا.، ۱۳۹۰، اصول هیدرولوژی کاربردی (چاپ سی و دوم): مشهد، انتشارات دانشگاه امام رضا.
۹. فلاح قاله‌ری، غ. و شاکری، ف.، ۱۳۹۴، کاربرد شبکه های عصبی مصنوعی در پیش بینی بارش زمستانه، م. علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۳۱، ۹۹-۱۱۰.
۱۰. فلاح قاله‌ری، غ.، موسوی بایگی، س. م. و حبیبی نوخندان، م.، ۱۳۸۸. پیش بینی بارش فصلی بر اساس الگوهای سینوپتیکی سطوح فوقانی جویا استفاده از مدل های آماری، م. دانش آب و خاک، ۱، ۱۴۳-۱۲۵.
۱۱. مجرد، ف.، زاهدی، غ. و الفت میری، ح. ر.، ۱۳۹۳، پیش بینی بارش های سالانه در ایستگاه های سینوپتیک کرمانشاه و نوژه همدان با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی، م. جغرافیا و پایداری محیط، ۱۰، ۲۷-۱۳.
۱۲. مدرسی، ف.، ۱۴۰۰، توسعه یک مدل جدید ترکیبی احتمالاتی کلاس مبنا برای پیش بینی بارش ماهانه، م. تحقیقات منابع آب ایران، ۵۷، ۲۴۸-۲۳۵.
۱۳. یخکشی، م. ا.، ثقفیان، ب.، صدقی، ح.، فهمی، ه. و موسوی جهرمی، ح.، ۱۳۸۷، پیش بینی کوتاه مدت بارندگی: روشی برای بهبود هشدار سیل های ناگهانی (مطالعه موردی - حوضه سد گلستان ۱ در استان گلستان)، م. علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۶۷، ۱۳۸-۱۲۵.
14. Abbot J., Marohasy J., 2017, Application of artificial neural networks to forecasting

25. Hussein E., Ghaziasgar M., Thron C., 2020. Regional rainfall prediction using support vector machine classification of large-scale precipitation maps. In 2020 IEEE 23rd International Conference on Information Fusion (FUSION) (pp. 1–8).
26. Infanti JM., Kirtman BP., 2016. North American rainfall and temperature prediction response to the diversity of ENSO. *Climate Dynamics*, 46, 3007–3023.
27. Javari M., 2021. Modeling and forecasting of rainfall reoccurrence changes using Markov Switching in Iran. *SN Applied Sciences*, 3, 753.
28. Kisi O., Cimen M., 2012. Precipitation forecasting by using wavelet-support vector machine conjunction model: Engineering Applications of Artificial Intelligence, 25(4): 783-792.
29. Kottegoda N.T., Horder MA., 1980. Daily flow model rainfall occurrences using pulse and a transfer function: *Journal of Hydrology*, 47, 215-234.
30. Mehr AD., Nourani V., Khosrowshahi VK., Ghorbani MA., 2019. A hybrid support vector regression–firefly model for monthly rainfall forecasting: *International Journal of Environmental Science and Technology*, 16(1), 335–346.
31. Nasser M., Asghari K., Abedini MJ., 2008. Optimized scenario for rainfall forecasting using genetic algorithm coupled with artificial neural network: *Expert Systems with Applications*, 35(3), 1415–1421.
32. Nourani V., Uzelaltinbulat S., Sadikoglu F., Behfar N., 2019. Artificial intelligence based ensemble modeling for multi-station prediction of precipitation: *Atmosphere*, 10(2):80.
33. Pan B., Hsu K., AghaKouchak A., Sorooshian S., 2019. Improving precipitation estimation using convolutional neural network: *Water Resources Research*, 55(3), 2301–2321.
34. Salas JD., Delleur J.W., Yevjevich V., Lane W.L. 1980. *Applied Modeling of Hydrologic Time Series*: Water Resources Publications, Littleton, CO.
35. Taheri Tizro A., Ghashghaie M., Georgiou P., Voudouris, K. 2014. Time series analysis of water quality parameters: monthly rainfall one year in advance for locations within the Murray Darling basin, Australia: *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 12(8), 1282–1298.
15. Aguasca-Colomo R., Castellanos-Nieves D., Méndez M., 2019. Comparative analysis of rainfall prediction models using machine learning in islands with complex orography: Tenerife island: *Applied Sciences*, 9(22), 4931.
16. Anderson RL., 1942. Distribution of the serial correlation coefficients: *The Annals of Mathematical Statistics*, 13(1), 716-723.
17. Banadkooki FB., Ehteram M., Ahmed AN., Fai CM., Afan HA., Ridwan WM., Sefelnasr A., El-Shafie A., 2019. Precipitation forecasting using multilayer neural network and support vector machine optimization based on flow regime algorithm taking into account uncertainties of soft computing models: *Sustainability*, 11(23), 6681.
18. Bojar W., Knopik L., Źarski J, Kuśmierk-Tomaszewska R., Wojciech Źarski W. 2018. Markov chain as a tool for forecasting daily precipitation in the vicinity of the city of Bydgoszcz, Poland: *ITM Web of Conferences*, 23, 1-5.
19. Borland P., Montana A., 1996. Forecasting of storm rainfall by combined use of rider, rain gages and linear models: *Atmospheric research*, 42, 199-216.
20. Box GE., Jenkins GM., 1976. *Time series analysis (Forecasting and Control)*: San Francisco: Holden-Day.
21. Cochran W.G., & Cox G.M. 1957. *Experimental Designs*: New York, John Wiley & Sons, Inc.
22. Du J., Liu Y., Yu Y., Yan W. 2017/ A Prediction of Precipitation Data Based on Support Vector Machine and Particle Swarm Optimization (PSO-SVM) Algorithms: *Algorithms*, 10(2), 2-15.
23. Durbin J. 1960. The fitting of time series model: Review of the International Statistical Institute, 28, p2333.
24. Gholami Rostam M., Sadatinejad SJ., Malekian A., 2020. Precipitation forecasting by large-scale climate indices and machine learning techniques. *Journal of Arid Land*, 12, 854–864.

41. Weesakul U., Kaewprapha P., Boonyuen K., Mark O., 2018, Deep learning neural network: A machine learning approach for monthly rainfall forecast, case study in eastern region of Thailand: Engineering and Applied Science Research, 45(3), 203–211.
42. Yin G., Yoshikane T., Yamamoto K., Kubota T., Yoshimura K., 2022, A support vector machine-based method for improving real-time hourly precipitation forecast in Japan: Journal of Hydrology, 612, 1-13.
43. Zhang P., Jia Y., Gao J., Song W., Leung HKN., 2018, Short-term rainfall forecasting using multi-layer perceptron: IEEE Transactions on Big Data, 6, 93–106.
44. Zhao T., Chen H., Pan B., Ye L., Cai H., Zhang Y., Chen X., 2022, Correspondence relationship between ENSO teleconnection and anomaly correlation for GCM seasonal precipitation forecasts. Climate Dynamics, 58, 633–649.
- Journal of Applied Research in Water and Wastewater, 1, 40-50.
36. Tippet MK., Ranganathan M., L'Heureux M., Barnston AG., DelSole T., 2019, Assessing probabilistic predictions of ENSO phase and intensity from the North American Multimodel Ensemble: Climate Dynamics, 53, 7497–7518.
37. Thomas HA., Fiering MB., 1962, Mathematical Synthesis of Stream Flow Sequences for the Analysis of River Basin by Simulation: Harward University Press, Cambrige, 751pp.
38. Wang H., Asefa T., Sarkar, A., 2021, A novel non-homogeneous hidden Markov model for simulating and predicting monthly rainfall: Theoretical and Application Climatology, 143, 627–638.
39. Wang L., Ren HL., Zhu J., Huang B., 2020, Improving prediction of two ENSO types using a multi-model ensemble based on stepwise pattern projection model: Climate Dynamics, 54, 3229–3243.
40. Weesakul U., Lowanichchai S., 2015, Rainfall forecast for Agricultural Water Allocation Planning in Thailand: Science & Technology Asia, 10(3), 18–27.

