نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی سال چهاردهم، شماره ۳۴، پاییز ۹۳

پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی به کمک تحلیل سری‌های زمانی حوضه آبخیز زهره

دریافت مقاله:۹۲/۳/۶ پذیرش نهایی: ۹۳/۷/۲۶
صفحات: ۲۵۰-۲۳۳

مجید خزایی: دانشجوی دکتری آبخیزداری دانشگاه هرمزگان[1]
Email:khazayi64@Gmail.com
محمدرضا میرزایی: استادیار هیدرولوژی دانشکده کشاورزی دانشگاه یاسوج
Email:mmirzaei@mail.yu.ac.ir

چکیده

داده‌های اقلیمی دارای خود همبستگی، اثر فصل، روند و ویژگی تصادفی می باشند، در نتیجه از مفاهیم سری‌های زمانی در پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی استفاده می شود. هدف این مقاله پیش بینی متغیرهای اقلیمی به کمک تحلیل سری های زمانی حوضه آبخیز زهره می باشد. درگام اول اقدام به بررسی آزمون‌های کلموگراف-اسمیرنف و من-کندال برای تعیین نرمالیته و تعیین روند گردید. نتایج آنالیز روند من-کندال نشان‌دهنده روند معنی‌دار متغیر دبی بوده است (P<۰/۰۵)، درحالی‌که متغیرهای دیگر فاقد روند معنی‌دار بوده است (P>۰/۰۵). همچنین متغیرهای بارش، دبی و تبخیر دارای روند نزولی (Z<۰) و دما دارای روند صعودی بوده است (Z>۰). در گام بعد اقدام به ایستا نمودن داده‌ها گردید که با استفاده از عملگر تفاضل؛ داده‌های ناایستا بعد از انجام یک مرحله تفاضل گیری ایستا گردیدند (d=۱). به کمک شکل-های خود همبستگی و خود همبستگی جزئی یک مدل سری زمانی مناسب شناسایی گردید. حدود تغییرات مرتبه‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک مدل‌ها تا حداقل صفر و حداکثر ۲ تعیین و به وسیله معیار آکائیک مناسب‌ترین مدل‌ها استخراج گردید و معنی‌داری پارامترها به وسیله روش حداکثر درست نمایی تأیید شد (P<۰/۰۵). اعتبارسنجی مدل‌ها، توسط معیارهای مختلف حاکی از دقت و صحت مدل آریمای فصلی (ساریما) برای متغیر دما و تبخیر (R=۰/۹۸) است. نتایج مدل‌ها در مقیاس ماهانه بهتر از مقیاس فصلی بوده است.

کلید واژگان: آریمای فصلی، حوزه آبخیز، خود همبستگی، اقلیم، روند

---

[1]. **نویسنده مسئول:** بندر عباس- کیلومتر ۹ جاده میناب- دانشگاه هرمزگان

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

مقدمه

پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی و بررسی روند آن‌ها در آینده در مدیریت بهینه منابع آب، تأثیر بسزایی دارد (وانگ و همکاران۲۰۰۰). سری زمانی مجموعه‌ای از داده‌های آماری است که در فواصل زمانی مساوی و منظمی جمع‌آوری شده باشند و روش‌های آماری که این‌گونه داده‌های آماری را مورد استفاده قرار می‌دهد تحلیل سری‌های زمانی نامیده می‌شود. ویژگی تصادفی بودن پدیده‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی سبب شده است محققین از مفاهیم سری‌های زمانی در پیش‌بینی این متغیرها بهره بگیرند (میان آبادی و افشار ۱۳۷۸). مهم‌ترین نوع سری زمانی مدل ترکیبی اتورگرسیو[1] و میانگین متحرک[2] (ARIMA) است. این روش ابتدا توسط باکس و جنکینز (۱۹۷۶) ارائه‌شده است. آریما نوعی فرایند تولید داده در سری‌های زمانی است. که در این نظریه فرایند تولید داده به رابطه آماری بین متغیرهای گذشته و حال می‌پردازد (ژو و همکاران، ۲۰۰۸). از آنجایی که داده‌های اقلیمی دارای خود همبستگی بوده و از سوی دیگر دارای اثر فصل و یا اثر روند می‌باشند، بنابراین در بررسی پارامترهای اقلیمی لازم است اثر خود همبستگی‌ها منظور شود (جهانبخش و ترابی، ۱۳۸۳)؛ که این اثرات به وسیله مدل‌های باکس و جنکینز به خوبی قابل‌ردیابی هستند (کارآموز و عراقی نژاد، ۱۳۸۴). مدل‌های باکس و جنکینز به طور موفقیت‌آمیزی برای شبیه‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی و اقلیمی برای زمان‌های طولانی به کار می‌رود (ژو و همکاران، ۲۰۰۸).

مدل‌های سری زمانی برای شبیه‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی از جمله میانگین دما، فشار و بارندگی و غیره در تحقیق‌های متعددی مورد بررسی قرار گرفته است. که از آن جمله می‌توان به بررسی‌های زیر اشاره نمود. که هر کدام به صورت مجزا یک متغیر را مورد بررسی قرار داده‌اند درحالی‌که در تحقیق حاضر اثرات ترکیبی و متقابل چهار متغیر اصلی اقلیمی مورد بررسی قرار گرفته است.کومورنیک و همکاران (۲۰۰۶) به مقایسه و پیش‌بینی کارایی مدل‌های هیدرولوژیکی سری‌های زمانی در جمهوری چک پرداختند که نتایج آن‌ها کارایی بالای مدل-های مذکور را در پیش‌بینی فرایندهای هیدرولوژیکی بیان کردند. دامل و یالکین (۲۰۰۷) با استفاده از سری‌های زمانی به پیش‌بینی سیلاب در رودخانه می‌سی‌سی پی پرداختند، نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که مدل‌های به دست آمده، توانایی ساخت داده‌های روزانه را دارند. شهید (۲۰۱۰) الگوهای مکانی روند بارندگی سالانه و فصلی بنگلادش را طی سال‌های ۱۹۵۸ تا ۲۰۰۷ با استفاده از روش من-کندال مورد بررسی قرارداد که نتایج ایشان نشان‌دهنده روند

[1]. Autoregressive
[2]. Moving Average

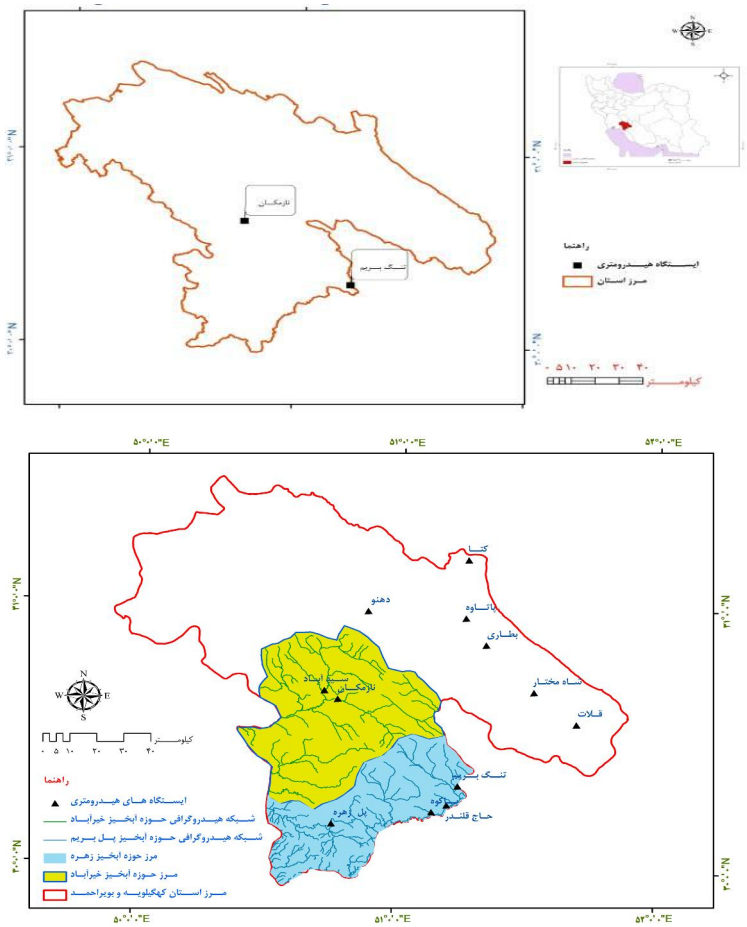
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

معنی‌دار افزایش بارش سالانه بوده است. ابریشم‌چی و همکاران (۱۳۸۴) مدل‌هایِ استئوکاستیک منطقه‌ای جریان سالانه در حوزه‌های آبخیز کرخه و دز و کارون را بر پایه مدل اتورگرسیو و کاربرد تحلیل رگرسیون چند متغیره ارائه کرده‌اند. در حوزه‌های ِیادشده مدل استوکاستیک مناسب برای جریان سالانه، مدل اتورگرسیو مرتبه اول تشخیص داده شده است. قنبر پور و همکاران (۱۳۸۶) نقش پایه‌های زمانی مختلف جریان رودخانه و نیز مقیاس مکانی حوزه‌های آبخیز را در نوع الگوهایِ استوکاستِیک دبی در حوزه‌های جنوب غرب ایران مورد بررسی قرار داده است. بررسی آن‌ها نشان داد که به ترتیب مدل‌های آریما و آرما از دقت بیش-تری در پیش‌بینِی دبی ماهانه نسبت به مدل‌های توماس–فیرینگ برخوردار است. توانایی سری‌های زمانی در شناسایی و پیش‌بینی الگوی ماهانه جریان و کاربرد آن در مدیریت یکپارچه منابع آب توسط میان آبادی و افشار (۱۳۸۷) در حوزه آبخیز کشف رود گزارش شد. از جمع‌بندی سوابق تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که روش سری‌های زمانی همواره یکی از مهم‌ترین روش‌های ساخت داده در سراسر جهان است، البته در صورت استفاده از این روش‌ها باید فرضیات ابتدایی مدل را رعایت نمود تا بتوان به دقت مورد نظر رسید.

منطقه مورد مطالعه

منطقه مطالعاتی حوزه‌های آبخیز زهره و خیرآباد در استان کهکیلویه و بویراحمد است (شکل ۱). استان کهگیلویه و بویراحمد از نظر تقسیم‌بندی کلی هیدرولوژیکی ایران در زیرمجموعه‌ای از حوزه‌های آبریز رودخانه‌های مهمی چون کارون، مارون، زهره و خیرآباد واقع شده است. در جدول ۱ مشخصات ایستگاه‌های هیدرومتری واقع در حوزه‌های آبریز زهره و خیرآباد که در این تحقیق برای مدل‌سازی بکار رفته‌اند ارائه‌شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]



شکل (۱) نقشه استان کهکیلویه و بویراحمد و ایستگاه‌های هیدرومتری مورد بررسی

روش تحقیق

یکی از روش‌هایی که به کمک آن می‌توان سیر تحولات دبی را در گذشته و حال بررسی کرد، آنالیز روند سری‌های زمانی در مقیاس‌های مختلف زمانی است خلیلی و بذرافشان(۱۳۸۳). متداول‌ترین روش جهت تحلیل سری‌های زمانی هیدرومتئولوژیکی، بررسی وجود یا عدم وجود روند در آن‌ها با استفاده از آزمون‌های آماری است. در این مطالعه از آزمون نا پارامتریک من-کندال برای بررسی روند پارامترهای اقلیمی استفاده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

آزمون من-کندال

آزمون من-کندال ابتدا توسط من (۱۹۴۵) ارائه و در سال ۱۹۷۵ توسط کندال (۱۹۷۵) توسعه یافت. این روش به صورت گسترده برای روند یابی سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به‌کاربرده می‌شود. مراحل محاسبه‌ی آزمون آماره‌ی این روش به صورت روابط زیر است.

محاسبه‌ی اختلاف بین تک‌تک مشاهدات با همدیگر و اعمال تابع علامت(sgn) و استخراج پارامتر S به صورت رابطه‌ی(۱) بیان می‌گردد.

(۱)

$$s=\sum_{k=1}^{n-1}\sum_{j=k+1}^{n}\operatorname{sgn}(x_j-x_k)$$

در رابطه‌ی(۱) n تعداد مشاهدات سری و x_j و x_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری می‌باشند.

(۲)

$$\operatorname{sgn}(x)=\begin{cases}+1 & if(x_i-x_k)>0\\ 0 & if(x_i-x_k)=0\\ -1 & if(x_i-x_k)<0\end{cases}$$

به کمک یکی از معادلات بیان‌شده در رابطه‌ی(۳) آماره‌ی Z محاسبه می‌گردد.

(۳)

$$Z=\begin{cases}\dfrac{s-1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & if \quad s>0\\ 0 & if \quad s=0\\ \dfrac{s+1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & if \quad s<0\end{cases}$$

در آزمون مذکور جهت روند یابی سری داده‌ها، فرض صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که رابطه (۳) برقرار باشد، پذیرفتن فرض صفر به تصادفی بودن و عدم وجود روند دلالت دارد و پذیرفتن فرض یک حاکی از وجود روند در سری داده‌ها است.

مدل آریما

در یک مدل آریما هر دو فرایند اتورگرسیو و میانگین متحرک به صورت ترکیبی مورد بهره-گیری قرار می‌گیرند. در نمایش اتورگرسیو یک سری زمانی اگر فقط شماری متناهی از وزن-

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

های π مخالف صفر باشند، یعنی $\pi_1=\varphi_1$، $\pi_2=\varphi_2$، $\pi_3=\varphi_3$،...و $\pi_p=\varphi_p$ و برای k>p آنگاه فرایند به دست آمده یک فرایند اتورگرسیو از مرتبه p به صورت زیر است.

$$Z_t = \varphi_1 Z_{t-1} + ... + \varphi_p Z_{t-p} + a_t \quad (۴)$$

در رابطه (۴) a_t یک فرایند تصادفی محض گوسی با میانگین صفر است. در نمایش میانگین متحرک یک فرایند اگر فقط شمار متناهی از وزن‌های Ψ مخالف صفر باشند یعنی $\Psi_1 = -\theta 1 , \Psi 2 = -\theta 2 ,....., \Psi_1 = -\theta 1$ و برای k>q, $\Psi_k = 0$ آنگاه فرایند به دست آمده یک فرایند میانگین متحرک از مرتبه q به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود.

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} .... - \theta_q a_{t-q} \quad (۵)$$

در مقابل دو الگوی یادشده, الگوی مرکب اتورگرسیو میانگین متحرک راه مناسبی است برای کاربرد الگوی ساده‌تر همراه شاخص‌های اندک است:

(۶)

$$Z_t - \varphi_1 Z_{t-1} - .... - \varphi_p Z_{t-p_t} = a_t - \theta_1 a_{t-1} ... \theta_q a_{t-q}$$

چنانچه هر یک از رخدادها به صورت یک دنباله در قالب اعداد و کمیت, مورد بررسی قرار گیرد می‌تواند راهکاری برای پیش‌بینی مقادیر آینده باشد. این دنباله‌ها صرف‌نظر از این‌که به چه پدیده و برخاسته از چه ساز کار و متأثر از چه عواملی باشند به نام سری زمانی تحلیل و آنالیز می‌شوند.

تحلیل سری‌های زمانی

در مدل‌های باکس –جنکینز که به نام ARIMA معروف هستند در مدل‌بندی آماری پیش-بینی این مدل‌ها مراحل زیر انجام می‌گیرد.

در این مرحله با استفاده از توابع خود همبستگی[1] ACF و خود همبستگی جزئی[2] PACF مدل‌های سری زمانی مناسب به داده‌ها برازش داده شد و با استفاده از رفتار این دو تابع خواص ایستایی و فصلی بودن داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. دو شکل کلی مدل‌های ARIMA عبارت‌اند از : ARIMA غیر فصلی (p,d,q) و ARIMA فصلی (p,d,q) ×(P,D,Q) است ، q و p به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو و میانگین متحرک غیر فصلی وP وQ پارامترهای اتورگرسیو و

[1]. Autocorrelation Function
[2] .Partial Autocorrelation Function

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

میانگین متحرک فصلی است. دو پارامتر دیگر یعنی D و d پارامترهای تفاضلی برای ایستا کردن سری زمانی است (دودانگه و همکاران، ۱۳۹۰).

به طور کلی برای برازش یک مدل سری زمانی بر مجموعه‌ای از مشاهدات, سه مرحله اساسی باید طی شود:

شناخت مدل

در این بخش ابتدا داده‌ها با تفاضل گیری یا استفاده از مدل‌های فصلی ایستا شده و سپس با استفاده از شکل‌های خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) فرایند ARIMA شناسایی گردید (رحمانی و سدهی، ۱۳۸۳).

مدل ARIMA(a,b.c) کلی‌ترین مدل سری زمانی است که با توجه به ماهِیت داده‌ها و مدل شناسایی‌شده برای سرِی, مقادِیر عددِی a,b,c محاسبه و ارائه می‌گردد.

برآورد ضرایب مدل

روش‌های مختلفی برای تخمین پارامترها وجود دارد که معروف‌ترین روش‌ها شامل روش گشتاورها، روش حداکثر درستنمایی و روش حداقل مربعات هستند. پارامترها باید دو شرط ایستایی و معکوس پذیری را برای اتورگرسیو و میانگین متحرک داشته باشند (کنل و همکاران، ۱۹۹۲). پارامترها باید از نظر معنی‌داری مورد آزمون (آزمون جانک-باکس) قرار گیرند که در ارتباط با مقادیر خطای برآوردها و برآورد مقادیر t است.

ارزیابی صحت مدل

به منظور تعیین مدل برتر از میان مدل‌های مختلفی که بر سری زمانی برازش گردید، از معیار اکائیکه استفاده شد (اکائیک ۱۹۷۴). این معیار معمولاً از مهم‌ترین ابزارهای سنجش مدل‌های سری زمانی است. چگونگی محاسبه معیار آکائیک[1] در رابطه (۷) نشان داده شده است.

رابطه (۷)

$$AIC(p,q) = N\ln(\delta_{\Sigma}{}^{2}) + 2(p+q)$$

که در آن N تعداد اطلاعات سری δ^2 زمانی و واریانس خطاهای باقیمانده می‌باشند. این تست براین مبنا استوار است که هر مرتبه‌ای که معیار آکائیک کمتر داشته باشد برازش

[1]. Akaike

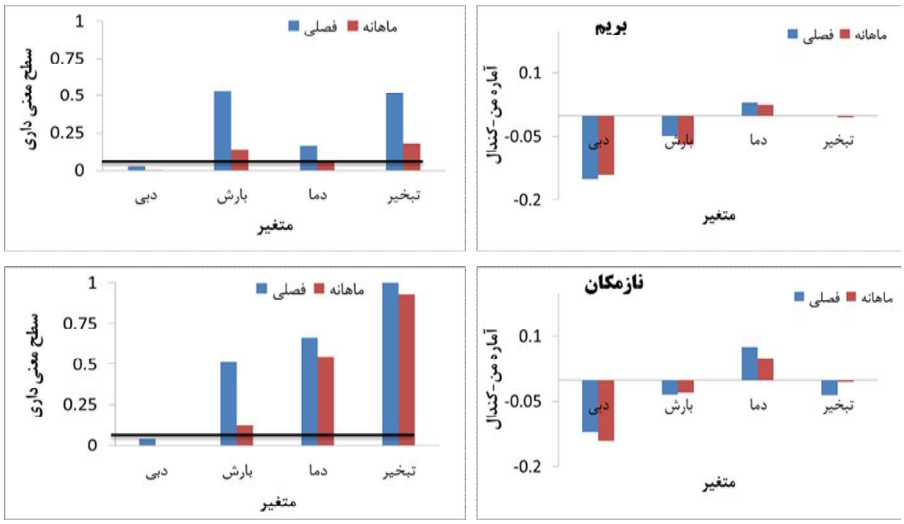
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

بیشتری با سری مشاهداتی خواهد داشت. هم چنین ضرایب (R) ، (MAPE)، (SBC) و (SSE)، برای بررسی ارتباط داده‌های مشاهداتی و پیش‌بینی‌شده مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج

در مدل‌سازی متغیرهای اقلیمی با عنایت به ماهیت تصادفی-احتمالی آن‌ها و توانایی مدل-های باکس و جنکینز در پیش‌بینی متغیرهای تصادفی-احتمالی؛ در پژوهش فعلی نیز از مدل-های سری زمانی استوکاستیک استفاده شد، که نتایج مدل‌سازی آن‌ها در زیر ارائه‌شده است. همان طور که در بخش روش تحقیق مفصلاً توضیح داده شد جهت مدل‌سازی سری زمانی؛ مراحل آماده سازی داده‌ها (نرمالیته، ایستایی)، شناخت مدل، تعیین مرتبه و پارامترهای مدل و اعتبارسنجی مدل ها صورت گرفت.

در اولین گام به ترتیب اقدام به بررسی آزمون‌های نا پارامتریک کولموگراف-اسمیرنف و من-کندال برای تعیین نرمالیته و تعیین روند گردید که نتایج آنالیز روند من-کندال در شکل ۲ ارائه‌شده است.



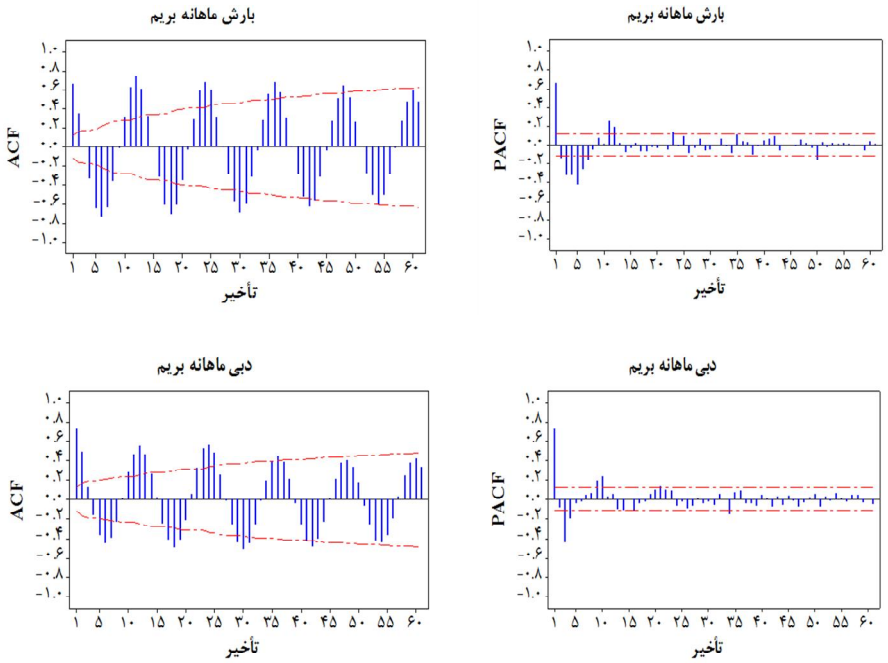
شکل (۲) نتایج آزمون من-کندال برای تعیین روند داده‌ها و معنی‌داری روند متغیرها.

نتایج آزمون کلموگراف-اسمیرنف حاکی از این است (P-Value<0.05) که باید تمامی متغیرها قبل از مدل‌سازی نرمال گردند. بنابراین با استفاده از آزمون باکس-کاکس بهترین عمل نرمال سازی مشخص گردید که در اکثر متغیرها اقدام به لگاریتم گیری از داده‌ها گردید.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

در مرحله بعد با استفاده از آزمون تعیین روند من-کندال، روند متغیرها مشخص گردید (شکل ۲). نتایج شکل ۲ نشان داد که در اغلب متغیرها روند معنی‌داری مشاهده نمی‌گردد و فقط متغیر دبی روند معنی‌دار را نشان داده است. همچنین نمودارهای شکل ۲ حاکی از این است که آماره من کندال (Z) در متغیرهای بارش، دبی و تبخیر منفی و دارای روند نزولی ($Z<0$) و در متغیر دما مثبت و دارای روند صعودی بوده است ($Z>0$).

قبل از ورود داده‌ها برای مدل‌سازی، ۸۰ درصد برای آموزش و ۲۰ درصد داده‌ها برای صحت‌سنجی تفکیک گردید. در اولین گام نوع و مرتبه مدل‌ها شناخته شد. با توجه به اینکه داده‌های کوچک‌تر از سال تحت تأثیر شرایط فصلی هستند و همچنین با کمک توابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) مرتبه فصلی و غیر فصلی مدل را می‌توان انتخاب کرد (شکل۳).

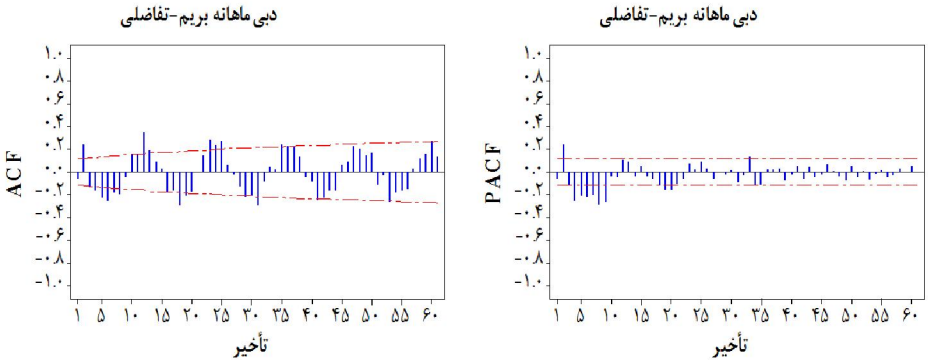


شکل (۳) نمودار خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزیی (PACF) برای داده‌های اولیه.

با توجه به شکل (۳) نوسانات سینوسی و نمایی توابع مذکور نیز فصلی بودن مدل‌ها تأیید گردید.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

در گام بعد اقدام به ایستا نمودن داده‌ها گردید که با استفاده از عملگر تفاضل داده‌های نا ایستا، ایستا گردیدند که همه متغیرها بعد از انجام تفاضل گیری ایستا گردیدند (شکل ۴). در این مرحله با رسم نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزیی (PACF) ایستایی در میانگین و واریانس داده‌ها مورد ارزیابی قرار گرفت.



شکل (۴) نمودار خود همبستگی و خود همبستگی جزیی برای داده‌های تفاضل گیری شده.

با توجه به شکل (۴) ACF متغیرها که به صورت ترکیبی از موج‌های نمایی و سینوسی میرا می‌شود می‌توان مدل MA را پیشنهاد کرد همچنین PACF در تأخیرهای زمانی اول معنی‌دار است که از خصوصیات مدل AR است بنابراین تلفیقی از مدل‌های MA و AR (ARIMA) برای مدل‌سازی پیشنهاد گردید.

برای تعیین مرتبه مدل‌ها با کمک شکل و تأخیرهای معنی‌دار در توابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی(PACF) می‌توان محدوده تغییرات مرتبه مدل‌ها را به دست آورد و در نهایت با ترکیب مقادیر اتورگرسیو و میانگین متحرک، ترکیبی از مدل‌ها را ایجاد کرده و مدلی که حداقل آکائیک را داشته باشد به عنوان بهترین مرتبه انتخاب شود. با توجه به شکل ۳ و ۴ محدوده تغییرات مرتبه مدل‌ها معادل ۱ و ۲ انتخاب گردید که با ترکیبی از آن‌ها و لحاظ معیار آکائیکه می‌توان مدل برتر را انتخاب کرد. به صورت نمونه نتایج انتخاب مدل برتر در جدول ۱ ارائه‌شده است. یکی از شروط مهم جهت ورود پارامترها تعیین سطح معنی‌داری پارامترها است که در جدول ۲ ارائه‌شده است.

در این حالت چندین مدل با مرتبه‌های متفاوت می‌توان در نظر گرفت و مناسب‌ترین مدل را توسط معیار آکائیک انتخاب کرد. مدلی که کم‌ترین مقدار آکائیک را بدهد به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود. پس از انتخاب مدل مناسب، پارامترهای آن باید تخمین زده شود. بعد از

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

یافتن پارامترها، معنی‌داری آن‌ها توسط p در سطح اعتماد ۹۵ درصد بررسی می‌گردد (باکس و جنکینز، ۱۹۷۶). بعد از انتخاب مدل و برآورد پارامترهای آن برای بررسی کفایت مدل از تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل استفاده می‌کنند. برای یک مدل پیش‌بینی مناسب باقیمانده‌های آن بایستی تقریباً دارای خواص متغیرهای تصادفی نرمال مستقل هم توزیع با میانگین‌های صفر و واریانس ثابت باشند.

جدول (۱) معیار آکائیکه برای ترکیب‌های مختلف مدل ساریما برای متغیر دما ماهانه بریم.

p	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲
q	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۰	۰	۰	۰
P	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲	۲
Q	۰	۱	۲	۰	۱	۲	۰	۱	۲	۰	۱	۰	۲
AICC	-۵۷۳	-۵۷۷	-۵۷۱	-۵۷۲	-۵۷۵	-۵۷۰	-۵۶۸	-۵۷۳	-۵۶۸	-۵۷۰	-۵۷۳	-۵۷۳	-۵۶۸

جدول (۲) سطح معنی‌داری پارامترها برای یکی از مدل‌ها.

مرتبه پارامتر	خطای استاندارد	آماره تی	سطح معنی‌داری
$AR_{۱}$	۰/۰۶	-۶/۹۱	۰/۰
$SAR_{۱۲}$	۰/۱۸	-۶/۸۴	۰/۰
$SAR_{۲۴}$	۰/۱۳	-۲/۲۳	۰/۰
$SMA_{۱۲}$	۰/۱۶	-۵/۲۱	۰/۰

فرض استقلال باقیمانده‌ها با ترسیمACF وPACF مورد بررسی قرار گرفت، به طوری که اگر این نمودارها روندی را نشان ندهند و از حدود مجاز خود تجاوز نکنند می‌توان استقلال باقیمانده‌ها را پذیرفت (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۷۲) (شکل ۶). بر ای بررسی تصادفی بودن باقیمانده‌ها نیز آماره باکس-جانگ مورد استفاده قرار گرفت و فرض صفر مبنی بر عدم خود همبستگی بین داده‌ها $P > ۰/۰۵$ پذیرفته شد. مقادیر ACF و PACF مربوط به باقیمانده مدل‌ها نیز این نتیجه را تأیید می‌کند (شکل۴). مراحل فوق در مورد بقیه پارامترها نیز انجام شد و مدل‌های سری زمانی مناسب بر ای تمامی پارامترها مشخص گردید که نتایج در جدول ۳ ارائه‌شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

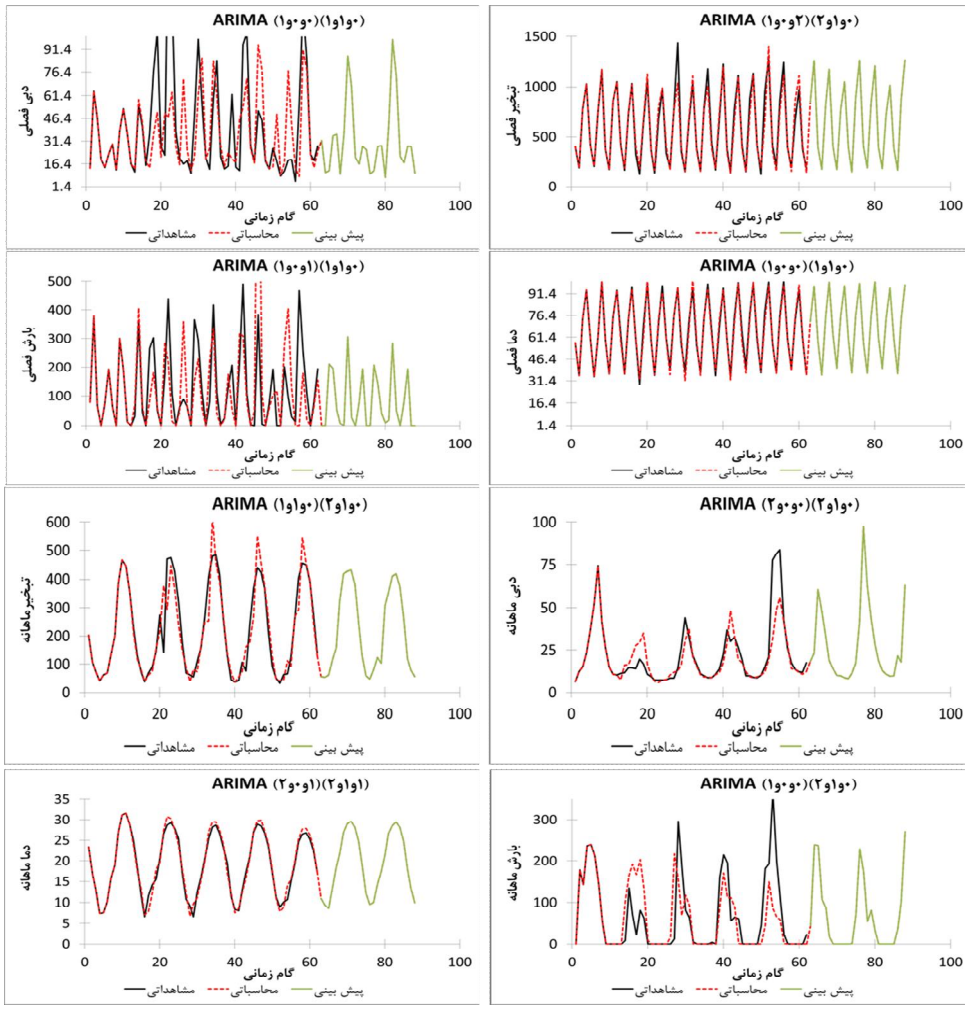
جدول (۳) نتایج معیارهای اعتبارسنجی مدل‌های مختلف.

		ایستگاه بریم		ایستگاه نازمکان	
		ماهانه	فصلی	ماهانه	فصلی
دبی	SSE	۷/۳۶	۳/۶۴	۰/۲۳	۴/۳۳
	MAPE	۱۵/۷۵	۹/۹۹	۲/۸۰	۱۲/۵۹
	AIC	-۲۱/۵۴	-۲۱/۵۰	-۲۹/۷۷	۲۷/۵۹
	SBC	-۲۵/۷۸	-۱۱/۵۰	-۱۴/۰۳	۳۳/۳۵
	R	۰/۵۵	۰/۶۰	۰/۳۸	۰/۴۴
بارش	SSE	۲۶۵/۹۶	۴۱/۴۸	۴۷۰/۸۸	۱۰۶/۳۲
	MAPE	۵۰/۱۷	۶۰/۳۲	۶۶/۴۷	۴۴/۱۰۲
	AIC	۵۶۱/۷۳	۲۰۱/۷۵	۶۷۱/۷۳	۱۸۸/۱۵
	SBC	۵۶۵/۳۵	۲۱۱/۷۵	۶۸۴/۳۲	۱۹۳/۸۸
	R	۰/۶۰	۰/۶۵	۰/۶۰	۰/۶۷
دما	SSE	۰/۳۱	۰/۰۹۶	۰/۱۸	۰/۰۳۱
	MAPE	۲/۴۲	۱/۷۱	۱/۷۸	۰/۸۸
	AIC	-۵۷۶/۲۲	۳۴۴/۹۱	۶۶۰/۹۳	۲۱۴/۳۳
	SBC	-۵۷۰/۴۶	۳۴۴/۹۱	۶۴۵/۱۹	۲۰۸/۶۰
	R	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۸۵	۰/۹۸
تبخیر	SSE	۱/۸۶	۰/۵۶	۰/۹۲	۰/۳۴
	MAPE	۳/۵۵	۲/۵	۲/۴۳	۱/۶۷
	AIC	-۲۹۲/۱۹	۱۹۲/۱۷	۳۶۷/۴۳	۱۱۴/۸۳
	SBC	-۲۹۶/۵۸	-۱۸۴/۶۷	۳۵۱/۷۲	۱۰۹/۰۹
	R	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۲	۰/۹۶

به منظور بررسی صحت داده‌های پیش‌بینی‌شده توسط مدل‌ها، مقادیر AIC، SBC ، MAPE، SSE و R بین داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی‌شده محاسبه گردید (جدول ۳). بیش‌ترین ضریب همبستگی مربوط به دمای هوا است. در مورد آماره R مقادیر بالا نشان‌دهنده صحت بالای مدل‌های برازش داده‌شده و در مورد بقیه پارامترها مقادیر بالا نشان‌دهنده خطای بیشتر است. در مجموع، مقادیر ارائه‌شده در جدول ۳ نشان داد که به ترتیب دما، تبخیر، بارش و دبی بیش‌ترین میزان ضریب همبستگی را ارائه داده است. در مقایسه دو مقیاس، مقیاس فصلی نسبت به مقیاس ماهانه، ضریب همبستگی بالاتری را ارائه کرده است. در مقایسه دو ایستگاه نتیجه‌گیری می‌گردد که در مجموع ایستگاه بریم ضرایب مطلوب‌تری را ارائه کرده است. نمودار

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

مقایسه‌ای بین مقادیر مشاهده‌ای و محاسباتی در ایستگاه بریم به صورت نمونه ارائه شده است که مؤید نتایج بالاست (شکل ۵).



شکل (۵) نمودار مقایسه‌ای و محاسباتی و پیش‌بینی‌شده مدل‌های مختلف (ایستگاه بریم)

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از مطالعه روند متغیرهای اقلیمی با استفاده از آزمون من- کندال نشان داد که دما دارای روند افزایشی (Z>۰) و بارش، دبی و تبخیر دارای روند کاهشی (Z<۰) است. روند

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

کاهشی دبی حاکی از تأثیر مستقیم افزایش دما و کاهش بارش است. نتایج حاصل از این تحقیق و نتایج مشابهی که سایر محققان به آن دست‌یافته‌اند نشان‌دهنده‌ی ناپایداری اقلیم و تغییرات آن است (خیرفام و همکاران۱۳۹۰). نتایج شکل بیان‌گر این مطلب است که در هر دو مقیاس ماهانه و فصلی و در هر دو ایستگاه بریم و نازمکان داده‌های دبی دارای روند نزولی است ولی این روند با توجه به آماره Z معنی‌دار نیست. و فرض H_0 پذیرفته گردید. از طرفی داده‌های تبخیر و بارش نیز دارای روند نزولی بوده است که میزان این روند معنی‌دار بوده است و فرض H_0 پذیرفته نگردید. از میان متغیرهای مورد بررسی، دما دارای روند صعودی و هم معنی‌دار بوده است. ترسیم نمودارهای سری زمانی نشان داد که یک بار تفاضل گیری جهت تبدیل سری زمانی ناایستا به سری زمانی ایستا کافی است. در مرحله شناخت مدل با توجه به شکل خود همبستگی (ACF)که به صورت ترکیبی از موج‌های نمایی و سینوسی میرا می‌گردید و خود همبستگی جزئی (PACF)که در گام‌های زمانی اول معنی‌دار است، ترکیبی از مدل‌های MA و AR به صورت مدل آریمای تلفیقی برای مدل‌سازی پیشنهاد گردید. در همین راستا دودانگه و همکاران (۱۳۹۰) و قره خانی و قهرمان (۱۳۹۰) نتیجه مشابهی را گزارش کردند. همچنین نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی PACF و نوسانات ماهانه و فصلی در همه پارامترها نشان‌دهنده رفتار فصلی آن‌ها در نتیجه همبستگی بالا است در نتیجه نوع مدل آریمای فصلی(SARIMA) است. مک کرشار و دولر (۱۹۷۴) با توجه به وجود ویژگی‌های فصلی در پارامترهای جریان رودخانه، نیز مدل فصلی و ضربی ARIMA را انتخاب کردند.

با توجه به شکل توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی و تأخیرهای معنی‌دار توابع مذکور، محدوده تغییرات اتورگرسیو و میانگین متحرک تعیین گردید و با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیکه از ترکیب مدل‌های مختلف بهترین مدل استخراج گردید (جدول ۱). با روش حداقل مربعات، معنی‌داری پارامترها مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۲) که در اغلب موارد معنی‌داری آن‌ها مورد تأیید قرار گرفت($P<۰/۰۵$). سپس استقلال باقیمانده‌ها با آماره جانگ-باکس مورد بررسی و تأیید قرار گرفت ($P>۰/۰۵$) (شکل ۶). ماتالاس (۱۹۶۷)، مک کرشار و دولر (۱۹۷۴) و یانگ و جت مار (۱۹۷۶) از روش حداقل مربعات برای تعیین پارامترها و تعیین خطای آن‌ها استفاده کردند.

در نهایت با استفاده از آماره‌های مختلف به تشخیص صحت مدل‌ها اقدام گردید (جدول ۲). علت استفاده از آماره‌های متعدد وصول به اطمینان و اعتماد بالا در صحت مدل‌های انتخابی است. در نهایت با استفاده از مدل‌های انتخابی به پیش‌بینی متغیرها برای شرایط آینده اقدام

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

گردید. نتایج مدل‌های مختلف حاکی از دقت مدل‌های ساریما (آریمای فصلی-ضربی) برای متغیرهای دما و تبخیر (R =۰/۹۸) نسبت به بارش و دبی (R =۰/۶۰) بوده است. دقت بالاتر دما و تبخیر نسبت به بارش و دبی را می‌توان تغییرات منظم این متغیرها در طولانی مدت دانست. از طرفی این متغیرها کمتر دچار تغییرات ناگهانی شده است و جهش و پرش‌های دوره‌ای بندرت در سری داده‌ها قابل مشاهده است. علت دیگر این است که متغیرهای دما و تبخیر به عنوان مهم‌ترین متغیرهای اقلیمی متأثر از گرمایش جهانی می‌باشند ولی این تغییرات ناشی از گرمایش جهانی در دوره‌های کوتاه مدت قابل‌مشاهده نیست و در نتیجه تغییرات آن‌ها ناچیز است و به همین علت ضریب تغییرات این متغیرها نسبت به بارش و دبی کمتر بوده است. با استفاده از این روش و با توجه به دقت مدل‌ها می‌توان جهت ساخت داده در زمان‌های آینده به خصوص در مناطق فاقد ایستگاه‌های اندازه‌گیری بهره جست. با توجه به نتایج تحقیق حاضر به نظر می‌رسد با رعایت کلیه پیش‌فرض‌های مدل از جمله نرمال سازی، حذف روند، استقلال باقیمانده، عدم روند باقیمانده‌ها، شناسایی دقیق پارامترها، معنی‌دار بودن پارامترها و شناخت مدل و مدل‌سازی متغیرها می‌توان به نتایج درست با قابلیت اعتماد بیشتر نسبت به تحقیقات مرتبط دست یافت.

بنابراین با توجه به فرایند خود همبستگی از داده‌ها برای پیش‌بینی در مدل‌های سری زمانی بدون نیاز به متغیرهای ورودی دیگر می‌توان به نتایج مطلوبی دست یافت و با تعیین شرایط اقلیمی آینده به مدیریت منابع آبی پرداخت. نتایج مدل‌های مختلف ساریما حاکی از این است که مقادیر اتورگرسیو و میانگین متحرک معادل ۱ و ۱ در اغلب موارد بهترین ترکیب را در بین مدل‌ها داشته‌اند. همچنین مدل‌های ساریما با ضریب دقت بالاتر و خطای کمتری به مدل‌سازی متغیرها در مقیاس ماهانه نسبت به مقیاس فصلی پرداخته‌اند. ارزیابی مکانی مدل‌های ساریما در دو ایستگاه مورد بررسی حاکی از دقت بیشتر ایستگاه پل بریم ولی با اختلاف ناچیزی نسبت به ایستگاه نازمکان بوده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

منابع و ماخذ

۱. ابریشم چی احمد، تجریشی مسعود، چهره نگار بهداد (۱۳۸۴) **مدل های استوکاسیک منطقه‌ای جریان سالانه حوزه‌های آبریز غرب ایران**. تحقیقات منابع آب ایران. سال یکم. شماره یک. ۴۸-۵۷.

۲. جهانبخش سعید، ترابی سیما (۱۳۸۳) **بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران** (فصلنامه ۱۰۴-۱۲۵ : تحقیقات جغرافیایی، سال نوزدهم، شماره ۳). پیاپی ۷۴.

۳. خلیلی علی، بذرافشان جواد، (۱۳۸۳) **تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در یک صد و شانزده سال گذشته**. مجله بیابان(۹):۳۶-۲۵.

۴. خیرفام حسین، مرادی ححیدرضا، صابر چناری کاظم (۱۳۹۰)**تحلیل روند عوامل اقلیمی و هیدرولوژیکی شهرستان ارومیه با استفاده آزمون ناپارامتری من- کندال**. مجموعه مقالات هفتمین همایش ملّی علوم و مهندسی آبخیزداری. اردیبهشت ۱۳۹۰ ، گروه مهندسی آبخیزداری دانشکده منابع طبیعی دانشگاه اصفهان. ص۷.

۵. دودانگه اسماعیل، عابدی کوپائی جهانگیر، گوهری علی (۱۳۹۰) **کاربرد مدل های سری زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب**. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب و خاک / سال شانزدهم / شماره پنجاه و نهم / بهار ۱۳۹۱. ۵۹-۷۴.

۶. رحمانی علی، سدهی منوچهر (۱۳۸۳) **پیش‌بینی تغییرات سطح آب زیرزمینی دشت همدان بهار با مدل سری‌های زمانی**، آب و فاضلاب. پاییز ۱۳۸۳. (۲): ۱۵-۴۹.

۷. قره‌خانی ابوذر، قهرمان نوذر(۱۳۹۰) **ارزیابی مدلهای تصادفی سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت مطالعه موردی :ایستگاه شیراز**. مجله پژوهش آب در کشاورزی / ب / جلد ۲۵ / شماره۱ . ۷۵-۸۱.

۸. قنبر پور محمد رضا، امیری مریم، غلامی شعبان علی (۱۳۸۶)**ارزیابی مدل‌های پیش-بینی بر پایه تحلیل سری‌های زمانی (بررسی موردی حوزه آبخیز کرخه)**. نشریه دانشکده منابع طبیعی.۶۱ (۱):۴۳-۵۶.

۹. کارآموز محمد، عراقی نژاد شهاب (۱۳۸۴) **هیدرولوژی پیشرفته** . انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر (پلی تکنیک تهران). ص۴۴.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

۱۰.میان آبادی حجت، افشار عباس(۱۳۸۷) **کاربرد سری‌های زمانی ماهانه پریودیک در تولید رواناب ماهانه و مدیریت یکپارچه منابع آب حوضه کشف رود**، سومین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران. ۲۳ الی ۲۵ مهر ماه ۱۳۷۸ . تبریز. ص۹.

۱۱.نیرومند حسینعلی، بزرگ‌نیا سید ابوالقاسم(۱۳۷۲)**مقدمه‌ای بر سری‌های زمانی**. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. ص۲۸۹.

Akaike H. (1974) ***A new look at the statistical model identification***. IEEE Transactions on Automatic Control. (19): 716-723.

Box, G. E. P. and G. M. Jenkins(1976) ***Time Series Analysis, Forecasting and Control***. revised ed., Holden-Day, San Francisco.

DAMLE Ch. and YALCIN A. (2007) ***Flood prediction using time series data mining***. Journal of Hydrology. (333): 305-316.

Kendall M.G. (1975) ***Rank Correlation Measures***. Charles Griffin, London.

Kennel, M. B., Brown, R. & Abarbanel, H. D. I. (1992) ***Determining embedding dimension for phase-space reconstruction using a geometrical construction***. Phys. Rev. *A* 45, 3403–3411.

Komornık J. Komornıkova M. Mesiar R. Szokeova D. and Szolgay J. (2006) ***Comparison of forecasting performance of nonlinear models of hydrological time***.

Mann H.B. (1945) ***Non-parametric tests against trend***. Econometrica. (13): 245-259.

Matalas N. C., (1967) ***Time series analysis***", Water Resour. Res. (3): 817-829.

McKerchar A.I, and Delleur J.W. (1974) ***Application of seasonal parametric Linear stochastic models to monthly flow data***. Water Resources Research. (10): 246-255.

Shahid S. (2010) ***Rainfall variability and trends of wet and dry periods in bangladesh***. International journal of climatology. (30): 2299-2313.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

Wang D, Shannon M. C, Grieve C. M, Yates S. R. (2000) ***Soil water and temperature regimes in drip and sprinkler irrigation, implications to soybean emergence***. Agric. Water Manage. (43): 15-28.

Young G. K. and Jettmar R. U. (1976) ***Moodeling monthly hydrologic persistence***. Water Resour. Res, (5): 829-835.

Zhou H. C. Peng Y. and Liang G. H. (2008) ***The Research of Monthly Discharge Predictor-corrector Model Based on Wavelet Decomposition*** Water Resour Manage. (22): 217–227.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]