

الگوسازی و پیش‌بینی میزان بارندگی و تعیین آب قابل استحصال بخش کشاورزی در دشت کبودرآهنگ همدان

محمد آقاپور صباغی، سعید یزدانی و حبیب‌الله سلامی*

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۱۰/۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۷/۲۷

چکیده

این مطالعه با استفاده از تکنیک سری‌های زمانی به پیش‌بینی میزان بارندگی در دشت کبودرآهنگ واقع در شمال استان همدان پرداخته است. نتایج آزمون‌های الگوی فصلی نشان داد که داده‌های بارش در منطقه‌ی مطالعه شده ماهیت غیردوره‌ای دارد. افزون بر این، نتایج آزمون HEGY بیانگر نبود ریشه در دوره‌های سه‌ماهه و ماهیانه در داده‌های مورد نظر بود. بر همین اساس الگوی آرما از نوع $ARMA(4,4)$ ، می‌تواند رفتار بارش را در منطقه به خوبی پیش‌بینی کرده و به تصویر بکشاند. با تعیین میزان بارندگی و استفاده از بیلان آب زیرزمینی دشت کبودرآهنگ، آب قابل استحصال بخش کشاورزی برای سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ برابر با $۲۵۷/۷۷$ ، $۲۶۷/۵۶$ و $۲۵۴/۸۷$ میلیون متر مکعب برآورد شد.

طبقه‌بندی D8، C22: JEL

واژه‌های کلیدی: بارش، پیش‌بینی، الگوهای فصلی، الگوهای غیرفصلی، الگوهای سری زمانی، کبودرآهنگ، همدان

* به ترتیب دانشجوی دکترا و استادان گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی دانشگاه

تهران

E-mail: aghapoor@ut.ac.ir

مقدمه

آب از جمله مهم‌ترین عوامل توسعه‌ی اقتصادی و کشاورزی جهان به شمار می‌رود. بر اساس مطالعات انجام شده به وسیله‌ی موسسه‌ی جهانی مدیریت آب، در سال ۲۰۵۰ تعداد ۶۵ کشور با جمعیتی بالغ بر ۷ میلیارد نفر با کمبود آب روبه‌رو خواهند بود. افزایش تقاضا برای آب، افت کیفی و کمی منابع آب سطحی و زیرزمینی و بروز خشک‌سالی‌های پی‌درپی، منابع آب موجود هر کشور را زیر فشارهای فزاینده‌ای قرار داده و مدیریت مطلوب آن را بسیار دشوارتر از گذشته کرده است. این امر در کشورهایی مانند ایران با اقلیم فراخشک ملموس‌تر به نظر می‌رسد (گزارشات جاماب، ۱۳۷۰). سرزمین پهناوری که بیش از ۱/۲ درصد از سطح خشکی‌های کره‌ی زمین، موسوم به اوست هیچ‌گاه سهمی بیش‌تر از ۰/۳۷ درصد از کل ریزش‌های آسمانی خشکی‌های جهان نداشته است (ولی سامانی، ۱۳۸۴). با وجود مساحت تقریباً برابر زمین‌های دیم و آبی کشور، به دلیل کمی بارش و نامناسب بودن پراکنش آن در حدود ۹۰ درصد تولید محصولات کشاورزی از کشت‌های آبی به دست می‌آید. روی‌داد پدیده‌های مختلف اقلیمی مانند خشک‌سالی و اثرات آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی باعث توجه متخصصان علوم مختلف به پیش‌بینی شرایط اقلیمی شده است. با توجه به این که بارندگی از عوامل موثر بر ماهیت ریسکی فعالیت‌های کشاورزی محسوب می‌شود، محققان این بخش توجه خاصی به تعیین مقادیر آتی بارندگی دارند. شریفیان و قهرمان (۱۳۸۶) کمبود منابع آبی را مشکل اصلی بخش کشاورزی ایران برشمرده و پیش‌بینی ریزش‌های جوی را از مهم‌ترین پارامترهای اقلیمی در استفاده‌ی بهینه‌ی منابع آبی هر منطقه می‌دانند. آن‌ها برای پیش‌بینی میزان بارندگی در استان گلستان در سال ۱۳۸۶ از تکنیک سرهای زمانی و الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته‌ی فصلی SARIMA^۳ استفاده کردند. آشگر طوسی و هم‌کاران (۱۳۸۴) با توجه به آب‌وهوای خشک و نیمه‌خشک و روی‌داد خشک‌سالی‌های پی‌درپی در استان خراسان، پیش‌بینی خشک‌سالی را در این استان مدنظر قرار دادند. نتایج الگو

نشان می‌دهد استفاده از الگوهای خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA) ⁴ برای هر یک از فصل‌های سال با توجه به معیار خطای پیش‌بینی، به‌ترین نتایج را به هم‌راه دارد. علیجانی (۱۳۸۱) با ابرام بر لزوم تعیین شرایط مختلف اقلیمی در کشور برای استفاده مناسب از منابع آبی با استفاده از الگوی باکس-جنکیز به بررسی دوره‌های ترسالی و خشک‌سالی ایستگاه‌های شمال کشور پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که در ایستگاه‌های قائم‌شهر و بابل‌سردر دوره‌ی ترسالی و رامسر و نوشهر دوره‌ی خشک‌سالی را تجربه می‌کنند. جهانبخش و باباپور (۱۳۸۲) بر تاثیر دما در شرایط اقلیمی هر منطقه و اهمیت آن در برنامه‌ریزی‌های محیطی ابرام کرده و برای پیش‌بینی مبه و سیله‌ی دمای ماهانه‌ی تبریز از الگوهای SARIMA استفاده کرد.

انجام تحقیقات گسترده در زمینه‌ی پیش‌بینی شرایط اقلیمی در دیگر کشورها نیز بیانگر ضرورت آگاهی و شناخت از شرایط آبی متغیرهای اقلیمی برای تصمیم‌گیری مناسب در بخش‌های مختلف اقتصادی است. هانگ و هم‌کاران ⁵ (۲۰۰۸) به پیش‌بینی بارش با استفاده از تکنیک شبکه‌های عصبی در تایلند با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۹ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد الگوهای پیش‌رفته‌ی شبکه‌های عصبی قدرت خوبی در پیش‌بینی بارش و مدیریت سیلاب دارند. جوانوسکی و دلپتروف ⁶ (۲۰۰۷) برای پیش‌بینی نوسانات رودخانه‌ی برگالینکا از آمار ماهیانه‌ی بارندگی استفاده کردند. نتایج بیانگر قدرت بالای تکنیک سری‌های زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی مانند باران است. وانگ و هم‌کاران ⁷ (۲۰۰۵) با استفاده از تکنیک سری‌های زمانی به پیش‌بینی جریان رودخانه‌ی زرد در چین پرداختند. با توجه به نتایج تحقیق، کاربرد الگوهای ARMA⁸ و PARMA⁹ در داده‌های ماهیانه، مناسب به نظر می‌رسد و از قدرت پیش‌بینی مناسبی برخوردار است. ساکول و هم‌کاران ¹⁰ (۲۰۰۳) شناخت

4- Autoregressive Integration Moving Average

5- Hung and *et al*

6- Jovanovski and Delipetrov

7- Wang and *et al*

8- Autoregressive Moving Average

9 - Periodic Autoregressive Moving Average Model

10- Weesakul and *et al*

الگوهای بارندگی را امری ضروری در تصمیم‌گیری در بخش کشاورزی می‌دانند. آن‌ها از تکنیک سری‌های زمانی برای پیش‌بینی میزان بارندگی در تایلد استفاده کردند. گریمالدی و هم‌کاران^{۱۱} (۲۰۰۲) نیز برای الگوسازی بارش روزانه، الگوهای ARMA و ARIMA را مورد توجه قرار دادند.

پافشاری مطالعات انجام شده در پیش‌بینی متغیرهای اقلیمی مانند بارندگی بر این واقعیت است که با جدی‌تر شدن بحران کم‌بود منابع آبی و افزایش روزافزون جمعیت، گرفتن هر گونه تصمیمی در جهت بهبود وضعیت فعلی بدون آشنایی با وضعیت منابع آبی در آینده میسر نخواهد بود. با توجه به این که بارش، منبع اصلی منابع آبی کشور محسوب می‌شود؛ پس انجام هر گونه مطالعه در جهت پیش‌بینی میزان بارندگی، افزون بر تامین اطلاعات و گسترش میزان و درجه‌ی آگاهی از شرایط متحول آب کشور، زمینه را برای گرفتن تصمیم‌های مناسب مدیریتی آماده می‌کند. در سال‌های اخیر بروز خشک‌سالی‌های پی‌درپی و کاهش سطح آب‌های زیرزمینی، بیش‌تر دشت‌های کشور را در زمره‌ی دشت‌های ممنوعه و یا بحرانی کشور قرار داده است. دشت کبودرآهنگ با مساحتی در حدود ۱۱۸۶ کیلومتر مربع در شمال استان همدان از جمله دشت‌های بحرانی کشور از لحاظ منابع آبی محسوب می‌شود و به عنوان مطالعه‌ی موردی این تحقیق انتخاب شده است. مبه وسیله‌ی بارندگی دشت کبودرآهنگ بر اساس آمار درازمدت (۳۶ ساله) ایستگاه پایگاه نوژه ۳۳۲/۷ میلی‌متر است. مطالعه‌ی بیلان آبی دشت یاد شده در طی سال‌های مورد بررسی همواره با ارقام منفی نشان داده شده است. در این مطالعه با توجه به وضعیت بحرانی دشت و به منظور بررسی بیلان آبی در دوره‌های آتی به پیش‌بینی میزان بارندگی به عنوان عامل اصلی منابع آبی دشت پرداخته شده است. روشن است که تعیین میزان آب موجود در سال‌های آتی می‌تواند اطلاعات لازم را برای در پیش گرفتن سیاست‌های مناسب برای بهینه‌سازی مصرف منابع آبی بویژه در بخش کشاورزی به عنوان مصرف‌کننده‌ی اصلی آب در دشت گفته شده را فراهم سازد.

روش تحقیق

امروزه استفاده از تکنیک‌های پیش‌بینی برای تعیین مقادیر آتی متغیرها، کاربردی گسترده در علوم مختلف دارد. تکنیک سری‌های زمانی که بر پایه تیوری معادلات تفاضلی استوار است، از جمله رایج‌ترین روش‌های پیش‌بینی به شمار می‌آید. یک سری زمانی در حالت کلی می‌تواند شامل چهار جزء^{۱۲} روند زمانی^{۱۳}، حرکت‌های چرخه‌ای^{۱۴}، تغییرات فصلی^{۱۵} و مولفه‌ی غیرمنظم^{۱۶} باشد (کوک و آلتینی^{۱۷}، ۲۰۰۷). برای استفاده از تکنیک سری‌های زمانی در اطلاعات مورد بررسی، شناسایی بود یا نبود هر یک از مولفه‌های بالا ضروری است. روش باکس-جنکینز در سال ۱۹۶۷ برای الگوسازی الگوهای غیرفصلی با استفاده از الگوهای فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته (ARIMA) به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

جزو اول در سمت راست بیانگر قسمت اتورگرسیون و جزو دوم بیانگر جزو میانگین متحرک الگو است. یک الگوی خودرگرسیون؛ میانگین متحرک انباشته که با p وقفه‌ی اتورگرسیون و q وقفه‌ی میانگین متحرک؛ به صورت $ARIMA(p,d,q)$ نمایش داده می‌شود. در این رابطه، d درجه‌ی تفاضل‌گیری برای تامین شرط مانایی^{۱۸} سری زمانی است (ایندرس^{۱۹}، ۱۹۸۴). برای تعیین مانایی یا نامانایی سری‌های زمانی غیرفصلی می‌توان از توابع خودهم‌بستگی (ACF)^{۲۰} و تابع خودهم‌بستگی جزئی (PACF)^{۲۱} استفاده کرد. اما در سری‌های زمانی با الگوی فصلی، رفتار متفاوت

12- Components

13- Trend

14- Cyclical movements

15- Seasonal

16- Irregular

17- Koc and Altiny

18- Stationary

19- Enders

20- Autocorrelation Function

21- Partial Autocorrelation Function

خواهد بود. با توجه به این که رفتار فصلی یک سری زمانی، قطعی یا تصادفی باشد؛ می‌توان از الگوهای گوناگونی برای الگوسازی استفاده کرد. اگر رفتار یک سری زمانی ماهانه یا فصلی به صورت یک فرآیند قطعی^{۲۲} باشد، می‌توان تغییرات را برای یک سری ماهانه به وسیله‌ی متغیرهای مجازی به صورت زیر بیان کرد (قیسلز و آزبورن^{۲۳}، ۲۰۰۱):

$$x_t = a + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{st} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن D_{st} متغیرهای موهومی فصلی ماهانه، ε_t اجزای اخلاص و δ_s پارامترهای الگو است که میزان تغییر فصلی را برای s امین فصل نشان می‌دهد. به سخن دیگر این الگو، زمانی استفاده می‌شود که در اطلاعات یک روند فصلی قطعی و مشخص نسبت به فصول دیگر وجود داشته باشد.

اما مطالعات تجربی نشان می‌دهد که به طور معمول، روندهای فصلی در سری‌های زمانی قطعی و مشخص نیست و از یک حالت تصادفی غیرایستا پیروی می‌کند (بولیو و مایرون^{۲۴}، ۱۹۹۳). نخست تصور می‌شد استفاده از تفاضل‌های ۱۲ ماهه برای تامین شرط مانایی این نوع سری‌های زمانی، روش مناسبی است. برای این منظور از الگوهای خودتوضیحی هم‌نباشته‌ی میانگین متحرک فصلی (SARIMA) استفاده شد. این الگو دارای دو جزو فصلی و غیرفصلی است. جزو فصلی به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک، از وقفه‌ی فصلی (در داده‌های ماهیانه از وقفه‌ی ۱۲) به ترتیب از درجه‌ی P و Q و بخش غیرفصلی نیز به صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه‌های غیرفصلی از درجه‌ی p و q وارد الگو می‌شود^{۲۵}.

22- Deterministic Seasonal Process

23- Ghysels and Osborn

24- Beaulieu and Miron

۴ - به طور کلی، این الگوی فصلی باکس-جنکینز را می‌توان به شکل $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ که D و d به ترتیب درجه‌ی تفاضل‌گیری غیرفصلی $(1-L)^d$ و فصلی $(1-L^{12})^D$ است، نشان داد.

برای الگوسازی رفتار سری زمانی، نخست باید از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی - برای نمونه در داده‌های ماهیانه تفاضل مقدار متغیر از مقدار خود در ماه مشابه سال گذشته $([1-L^s])$ - برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا استفاده کرد و سپس رفتار سری زمانی را به وسیله‌ی رهیافت باکس و جنکینز (۱۹۷۶) الگوسازی کرد (برنداستروپ و هم‌کاران^{۲۶}، ۲۰۰۴). اما این گونه تفاضل‌گیری به معنای پذیرش وجود تمام ریشه‌های فصلی و غیرفصلی در اطلاعات بررسی شده نیست؛ در حالی که ممکن است در یک سری زمانی فقط یک یا چند ریشه وجود داشته باشد (دارن و دایبلت^{۲۷}، ۲۰۰۲). برای جلوگیری از اشتباه بیش از حد تفاضل‌گیری، آزمون ریشه‌واحد فصلی مورد توجه قرار گرفت. هیلبرگ و هم‌کاران^{۲۸} [HEGY] (۱۹۹۰) برای اولین بار آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را بر روی سری‌های زمانی فصلی سه‌ماهه انجام دادند. این آزمون بعدها به وسیله‌ی بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سری‌های زمانی ماهانه نیز گسترش داده شد. این آزمون می‌تواند ریشه‌ی موجود در سری زمانی را مشخص کند که باعث نایستایی شده است. پس برای ایستایی الگو کافی است از فیلتر مخصوص به همان ریشه استفاده شود. به طور کلی اگر Δ_s فیلتر تفاضل‌گیری مورد نیاز برای ایستا کردن یک سری زمانی باشد، سری زمانی باید هم‌انباشته‌ی فصلی از درجه‌ی s باشد. هدف در نظر گرفتن یک فیلتر مناسب برای شناسایی ریشه‌های فصلی و غیرفصلی یک سری زمانی است. برای این منظور می‌توان نوشت:

$$\Delta_s = (1-L^s)$$

برای تعیین ریشه‌های مشخصه باید معادله‌ی زیر را حل کرد:

$$(1-L^s) = 0 \quad (3)$$

جواب عمومی معادله‌ی بالا را می‌توان به صورت

26-Brendstrup and *et al*

27-Daren and Diebolt

28-Hylleberg and *et al*

$\{1, \cos(2\pi k/s) + i \sin(2\pi k/s)\}$ نوشت. برای $k = 1, 2, 3, \dots$ ، معادله‌ی بالا s راه حل خواهد داشت. اولین ریشه به عنوان ریشه‌ی غیرفصلی و $s-1$ ریشه‌ی فصلی خواهیم داشت (HEGY, 1990). برای نمونه اگر $S = 4$ باشد یک ریشه‌ی فصلی و سه ریشه‌ی غیرفصلی -1 و $\pm i$ خواهیم داشت. HEGY برای تعیین تعداد ریشه در داده‌های ۳ ماهه از آزمون زیر استفاده کرد:

$$\phi_{p-4}(L)y_{4,t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که $\mu_t = \delta_0 + \sum_{s=1}^3 \delta_s D_{s,t} + \beta t$ است. هم‌چنین در رابطه‌ی بالا متغیرها به صورت زیر قابل تعریف است (HEGY, 1990):

$$y_{1,t} = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} \quad (5)$$

$$y_{2,t} = -y_t + y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3}$$

$$y_{3,t} = -y_t + y_{t-2}$$

$$y_{4,t} = y_t - y_{t-4}$$

برای آزمون معناداری هر یک از ضرایب π_1, π_2 از آزمون t و برای معناداری ضرایب π_3, π_4 از آزمون F استفاده می‌شود. معناداری هر یک از ضرایب به معنای نبود ریشه‌ی مربوطه در سری زمانی است. اما در صورتی که $S = 12$ باشد. یک ریشه‌ی فصلی و ۱۱ ریشه‌ی غیرفصلی به صورت زیر خواهیم داشت (بولیو و مایرن (۱۹۹۳):

$$\pm 1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$$

فراوانی $(\omega_k)^{29}$ هر یک از ریشه‌های بالا (k) به وسیله‌ی معادله‌ی (۷) محاسبه می‌شود (بولیو و مایرن (۱۹۹۳):

$$\omega_k = 2\pi k / 12, \quad k = 0, 1, 2, \dots, 11 \quad (6)$$

اولین ریشه، یعنی $+1$ ، ریشه واحد غیرفصلی است که در فراوانی صفر، یعنی بدون تکرار در طول یک سال اتفاق می افتد که به ریشه واحد فراوانی صفر^{۳۰} معروف است (تیلور^{۳۱}، ۱۹۹۸). بقیه، ریشه های واحد فصلی بوده که به ترتیب در ۶، ۳، ۵، ۱، ۴ و ۲ چرخه در یک سال اتفاق می افتند (جدول ۱).

جدول (۱). فیلترهای تفاضل گیری و ریشه های واحد در داده های ماهانه

مدت زمان هر چرخه (ماه)	تعداد چرخه ها در یک سال	فراوانی ها	ریشه ها	فیلترها
--	۰	۰	۱	$(1-L)$
۲	۶	π	-۱	$(1+L)$
۴	۳	$\frac{\pi}{2}$	$\pm i$	$(1+L^2)$
۲/۴	۵	$\frac{5\pi}{6}$	$-\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$	$(1+\sqrt{3}L+L^2)$
۱۲	۱	$\frac{\pi}{6}$	$\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$	$(1-\sqrt{3}L+L^2)$
۳	۴	$\frac{2\pi}{3}$	$-\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$	$(1+L+L^2)$
۶	۲	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$	$(1-L+L^2)$

ماخذ: رودریگز و فرانسس^{۳۲}، ۲۰۰۵

پس سری زمانی X_t می تواند هر یک از ریشه های بالا و یا مجموعه ای از آن ها را داشته باشد و نوع ریشه های واحد مشخص خواهد کرد که چه گونه سری زمانی یادشده می بایست ایستا شود. بنابراین باید نخست نوع ریشه واحد شناسائی شود. برای این منظور می توان از روش بولیو و مایرون [BM] (۱۹۹۳) استفاده کرد. بولیو و

30- Zero-frequency unit root

31- Taylor

32- Rodrigues

مایرن (۱۹۹۳)، با بهره‌گیری از ره‌یافت تجزیه‌ی ریشه‌های واحد تفاضل‌گیری فصلی، نشان داده‌اند برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی می‌توان از معادله‌ی رگرسیونی زیر استفاده کرد:

$$(1-L^{12})x_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j (1-L^{12})x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (V)$$

که α ، $D_{s,t}$ ، t ، همان تعریف‌های قبلی خود را دارند. p درجه‌ی تعمیم^{۳۳} معادله‌ی (V) برای تامین خصوصیت نوفه سفید^{۳۴} اجزای اخلاص معادله (ε_t) و $y_{i,t}$ مطابق تعریف بولیو و مایرن (۱۹۹۳)، تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های x_t هستند که در هر کدام از آن‌ها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مربوطه حفظ و بقیه‌ی ریشه‌های واحد در فراوانی‌های دیگر حذف شده‌اند. برای نمونه، $y_{1,t}$ ، $y_{2,t}$ و $y_{3,t}$ به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{1t} = (1+L+L^2+L^3+L^4+L^5+L^6+L^7+L^8+L^9+L^{10}+L^{11})x_t, \quad (A)$$

$$y_{2t} = -(1-L+L^2-L^3+L^4-L^5+L^6-L^7+L^8-L^9+L^{10}-L^{11})x_t,$$

$$y_{3t} = -(1-L^3+L^5-L^7+L^9-L^{11})x_t,$$

در عمل برای بهره‌گیری از آزمون BM، نخست می‌بایست معادله‌ی (V) با استفاده از روش حداقل (کمینه) مربعات معمولی (OLS) برآورد شود و سپس آزمون معناداری پارامترهای π_1 به وسیله‌ی آماره‌های آزمون t و F سنجیده شوند^{۳۵}. در این آزمون نیز معناداری ضرایب به معنای نبود ریشه‌ی مربوطه در سری زمانی است. برای آزمون معناداری π_1, π_2 از آماره‌ی t و برای آزمون معناداری دیگر ضرایب از آماره‌ی F و آزمون مرکب استفاده می‌شود. فرضیه‌های نبود

$$\pi_{11} = \pi_{12} = 0 \text{ و } \pi_9 = \pi_{10} = 0, \pi_7 = \pi_8 = 0, \pi_5 = \pi_6 = 0, \pi_3 = \pi_4 = 0$$

به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی های $\pm \frac{\pi}{2}$ (چهار ماهه)، $\mp \frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\pm \frac{\pi}{3}$ (شش ماهه^{۳۶})، $\mp \frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm \frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه^{۳۷}) دارد (جدول ۱). اگر بیش از یک ریشه واحد در سری زمانی ظاهر شود در آن صورت می بایست از حاصل ضرب فیلترهای تفاضل گیری مربوطه برای ایستاسازی استفاده شود. آن چه که باید در انجام آزمون های بالا مورد توجه باشد، انتخاب مناسب وقفه ها در الگو است. انتخاب تعداد وقفه ها در الگوهای ماهانه یا فصلی ۳ ماهه باید به گونه ای باشد که مشکل خودهم بستگی در وقفه های اول و دوازده در داده های ماهانه و وقفه های اول و چهارم در داده های فصلی ۳ ماهه وجود نداشته باشد.

یکی دیگر از تکنیک هایی که به منظور پیش بینی مقادیر آتی سری های زمانی مورد استفاده قرار می گیرد به الگوی خود توضیحی دوره ای (PAR) معروف است. در این الگو فرض بر این است که رفتار هر فصل الگوی متفاوتی از فصل های دیگر به دست می دهد. به سخن دیگر در این الگو، می توان برای هر فصل الگویی مجزا از فصل های دیگر، در نظر گرفت. در یک الگوی خود توضیحی دوره ای برای پیش بینی متغیری مانند بارندگی x_t را می توان به صورت زیر در نظر گرفت (برنداستروپ و هم کاران، ۲۰۰۴):

$$x_t = \sum_{s=1}^{12} \mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{12} \varphi_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{12} \phi_{1,s} D_{s,t} x_{t-1} + \dots + \sum_{s=1}^{12} \phi_{p,s} D_{s,t} x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

که برای داده های ماهانه $n = 12N$ ، $t = 1, 2, \dots, n$ (تعداد سال) N ، $s = 1, 2, \dots, 12$ و برای داده های فصلی $n = 4N$ ، $t = 1, 2, \dots, n$ (تعداد سال) N ، $s = 1, 2, 3, 4$ است. هم چنین در رابطه ی بالا ε_t ، اجزای اخلاص و μ_s ، φ_s و $\phi_{i,s}$ پارامترهای دوره ای هستند که ممکن

است به ازای هر ماه یا هر فصل تغییر کنند (بسویچ و فرانسس^{۳۸}، ۱۹۹۶). در رابطه‌ی بالا عبارت‌های $\sum_{s=1}^{12} \mu_s D_{s,t}$ ، $\sum_{s=1}^{12} D_{s,t}$ و $\sum_{s=1}^{12} D_{s,t} X_{t-p}$ به ترتیب بیانگر مولفه‌های عرض از مبدا، روند خطی و مقدار متغیر مورد نظر برای s امین دوره است. در این الگو برای انتخاب تعداد وقفه‌های مناسب از معیارهای SCW و AIC استفاده می‌شود. برای استفاده از الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای نخست باید متمایز بودن رفتارهای هر دوره (ماه یا فصل) از دوره‌های دیگر تایید شود. برای این منظور نخست معادله‌ی بالا با فرض نرمال بودن اجزای اخلال، از طریق روش OLS برآورد می‌شود و سپس فرضیه‌ی نبود H_0 مبنی بر نبود تغییرات دوره‌ای در پارامترهای خودتوضیحی با استفاده از آزمون LR^{۳۹}، آزمون می‌شود (بسویچ و فرانسس، ۱۹۹۶):

$$H_0: \phi_{is} = \phi \quad s = 1, 2, \dots, 12, \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (10)$$

آماره‌ی LR دارای توزیع $\chi^2_{(11p)}$ است. بود یا نبود ریشه‌های فصلی یا غیرفصلی، مشکلی در انجام آزمون بالا ایجاد نخواهد کرد (بسویچ و فرانسس ۱۹۹۶). هم‌چنین می‌توان از آماره‌ی F برای آزمون فرضیه‌ی بالا با توزیع $F(11p, n - (12 + 12p))$ استفاده کرد (فرانسس و پاپ^{۴۰}، ۲۰۰۴). معناداری آزمون F به معنی رد فرضیه‌ی صفر (یکسان بودن الگوی برای تمام دوره‌ها) و مجوزی برای استفاده از الگوهای PAR است. نکته‌ی قابل توجه در الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای این است که برای تعیین درجه‌ی خودتوضیحی، افزون بر آزمون خود هم‌بستگی سریالی از درجه‌ی دوازده در داده‌های ماهانه و درجه‌ی چهار در داده‌های فصلی؛ باید آزمون خودهم‌بستگی دوره‌ای^{۴۱} نیز مورد توجه باشد تا وجود هم‌بستگی سریالی در اجزای اخلال الگوی برآورد شده آزمون شود (بسویچ و فرانسس، ۱۹۹۵ و پاپ، ۲۰۰۴). بر اساس ره‌یافت فرانسس و پاپ (۲۰۰۴)، برای انجام آزمون خودهم‌بستگی دوره‌ای، اجزای اخلال برآورد شده (ε_t) معادله‌ی (۹) بر روی تمامی متغیرهای توضیحی این معادله به

38-Boswijk and Franses
39-Likelihood Ratio Test
40-Franses and Paap
41-Periodic Autocorrelation

اضافه‌ی دوازده متغیر جدید در داده‌های ماهانه و چهار متغیر جدید در داده‌های فصلی رگرس می‌شود که شامل اثرات متقابل وقفه‌ی اول اجزای اخلاص (ε_{t-1}) با متغیرهای مجازی ماهانه (Ds) است. به طور نمونه، برای داده‌های فصلی، رابطه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\varepsilon_t = \sum_{s=1}^4 \mu_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \phi_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^4 \phi_{1,s} D_{s,t} X_{i,t-1} + \dots + \sum_{s=1}^4 \phi_{p,s} D_{s,t} X_{i,t-p} + \sum_{s=1}^4 \beta_s D_{s,t} \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (11)$$

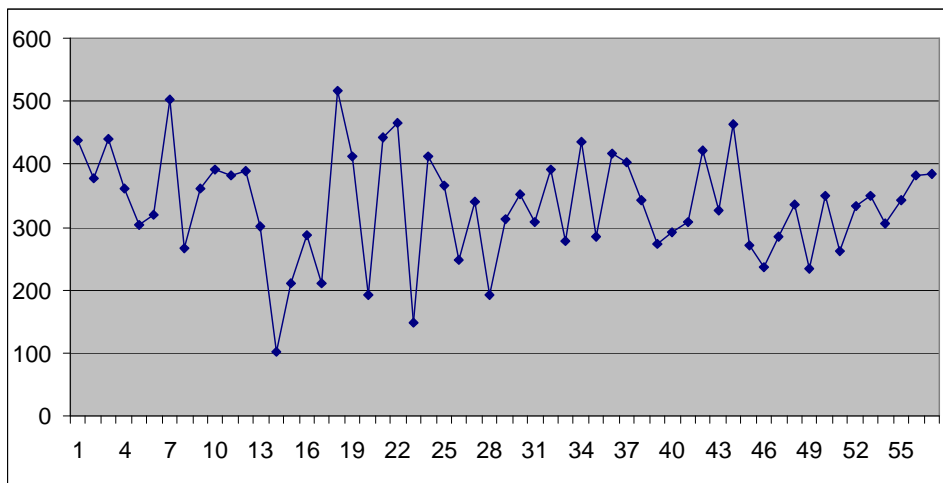
که در آن، v_t ، اجزای اخلاص الگو و دیگر پارامترها و متغیرها همان تعریف‌های قبلی خود را دارند.

پس از برآورد پارامترهای معادله‌ی بالا، فرضیه‌ی نبود $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{12} = 0$ مبنی بر نبود خودهم‌بستگی دوره‌ای از درجه‌ی اول مورد سنجش قرار می‌گیرد. برای این منظور، می‌توان از آزمون F استفاده کرد (فرانسس و پاپ، ۲۰۰۴).

نتایج و بحث

برای تعیین و تشخیص الگوهای مناسب برای پیش‌بینی بارندگی در منطقه، خصوصیات و مشخصه‌های آماری اطلاعات باید مورد توجه قرار گیرد. به سخن دیگر، تشخیص هر یک از مولفه‌های سری‌های زمانی (روند، سیکل، تغییرات فصلی و جزو نامنظم) را می‌توان گام نخست در الگوسازی سری بارندگی برای انجام پیش‌بینی مناسب دانست. پس در گام اول، وجود یا نبود هر یک از مولفه‌های بالا در داده‌های بارندگی منطقه، بررسی شد. بررسی نخستین اطلاعات مربوط به بارندگی در دشت کبودرآهنگ (نمودار ۱) بیانگر این واقعیت است که روند (افزایشی یا کاهش) خاصی در اطلاعات مورد نظر وجود ندارد. به گفته‌ی دیگر، میزان بارندگی در طی دوره‌ی مورد بررسی حول میانگین مشخصی در نوسان است. در طی دوره‌ی مورد بررسی، بیشینه‌ی بارندگی در سال ۱۳۴۷ با ۵۱۷/۷ میلی‌متر و کمینه‌ی بارندگی در سال ۱۳۴۳ با ۱۰۱ میلی‌متر بارندگی رخ داده است. میانگین بارندگی در دوره‌ی ۵۷ ساله در حدود ۳۳۱ میلی‌متر است. همان‌گونه که اشاره شد، نرخ رشد معینی در اطلاعات بارندگی دیده نمی‌شود که می‌تواند نشان از ثبات شرایط اقلیمی در منطقه‌ی مورد مطالعه داشته

باشد. همان گونه که در شکل نیز مشخص است، میزان بارندگی در طی سال‌های پایانی نسبت به سال‌های گذشته در دوره‌ی مورد بررسی از نوسان کم‌تری برخوردار است. هم‌چنین در بررسی اطلاعات موجود، سیکل‌های خاصی از دوره‌های بارندگی در منطقه دیده نشد.



نمودار (۱). بارندگی سالانه‌ی دشت کبودرآهنگ ۱۳۳۰-۱۳۸۶

ماخذ: آمار بارندگی ایستگاه نوژه

برای تعیین نوسانات فصلی در داده‌ها، اطلاعات ماهانه‌ی بارندگی ایستگاه نوژه بررسی شده است. در طی دوره‌ی بررسی شده، بیش‌ترین بارندگی در اسفندماه با میانگین ۵۴/۱۸ میلی‌متر و کم‌ترین میزان بارش در شهریورماه با میانگین ۰/۹۸ میلی‌متر بوده است. ویژگی‌های آماری داده‌های ماهیانه در جدول (۲) نوشته شده است.

جدول (۲). ویژگی‌های آماری بارندگی ماهانه‌ی دشت کبودرآهنگ ۱۳۳۰-۱۳۸۶

مشخصه	میانگین بارندگی	کمینه‌ی بارندگی	بیشینه‌ی بارندگی	انحراف معیار	ضریب تغییرات	خمیدگی	کشیدگی
مقدار	۲۷/۵۶	۰	۱۹۹	۳۰/۶۴	۰/۹۰	۱/۴۷	۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی ابتدایی اطلاعات ماهانه‌ی بارندگی، بیانگر تفاوت در الگوهای بارندگی در ماه‌های مختلف سال است. برای بررسی تفاوت در الگوی بارندگی ماه‌های مختلف سال، از روش میانگین متحرک برای محاسبه‌ی شاخص فصلی برای هر یک از ماه‌ها استفاده شده است. نتایج این محاسبه در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳). شاخص‌های فصلی بارندگی دشت کبودر آهنگ ۱۳۸۶-۱۳۳۰

شاخص فصلی	ماه
۱/۸۹	فروردین
۱/۲۴	اردی‌بهشت
۰/۱۹	خرداد
۰/۱۲	تیر
۰/۰۶	مرداد
۰/۰۵	شهریور
۰/۶۹	مهر
۱/۲۵	آبان
۱/۵۹	آذر
۱/۶۷	دی
۱/۵۸	بهمن
۲/۰۷	اسفند

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی اطلاعات بارندگی به صورت ماهانه، تفاوت معنادار بارندگی در ماه‌های مختلف سال را نسبت به هم نشان می‌دهد. برای نمونه، شاخص ۱/۵۹ برای ماه آذر بیانگر این واقعیت است که میانگین بارندگی در ماه‌های آذر سال‌های گوناگون به طور میانگین ۵۹ درصد بیش‌تر از میانگین کل ماه‌ها است. با توجه به تفاوت الگوی بارندگی در ماه‌های مختلف سال، برای تدوین الگوی نهایی پیش‌بینی مقادیر آبی بارندگی در منطقه‌ی مورد مطالعه، نخست مناسب بودن الگوی خودتوضیح دوره‌ای (PAR)، آزمون شد. برای این منظور نخست معادله‌ی ۹

برآورد شد. برای برآورد این معادله باید تعداد وقفه‌ی مناسب تشخیص داده شود که از ره‌یافت از کل به جز استفاده شد.

با توجه به نبود مولفه‌ی روند، متغیر روند وارد شده در الگوهای خودتوضیحی دوره‌ای از الگوهای یاد شده حذف شد. بر این اساس در الگوی ماهانه ۱ وقفه و در الگوی فصلی (۳ ماهه) تعداد ۲ وقفه، مناسب تشخیص داده شد. آماره‌ی F محاسباتی برای الگوی ماهانه برابر با $0/22$ و برای الگوی فصلی برابر $0/85$ است. با مقایسه‌ی هر یک از آماره‌ها با مقدار بحرانی نمی‌توان فرض یکسان بودن الگو را برای دوره‌های مختلف رد کرد. می‌توان نتیجه گرفت که سری زمانی بارش به طور کامل از رفتار تغییرات دوره‌ای پیروی نمی‌کند و در نتیجه الگوی خودتوضیحی دوره‌ای، الگوی مناسب برای پیش‌بینی بارندگی در منطقه نیست. بنابراین، می‌بایست دیگر الگوها یعنی الگوهای پیش‌بینی باکس-جنکیز و یا پایه‌ی رگرسیونی فصلی بررسی می‌شد. برای این منظور باید نخست بود یا نبود ریشه‌های فصلی و غیرفصلی آزمون می‌شد. از معادله‌ی ۴ برای داده‌های ۳ ماهه و از معادله‌ی ۷ برای اطلاعات ماهانه با استفاده از روش OLS استفاده شد. در معادلات برآورد شده تعداد وقفه‌های بهینه (p) همانند روش قبل انتخاب شد. بر اساس معیارهای آکایک و شوارتز در هر دو الگو تعداد وقفه‌ی بهینه برابر ۱ تشخیص داده شد. برای تشخیص نبود خودهم‌بستگی در وقفه‌های ۱ و ۱۲ در داده‌های ماهانه و وقفه‌های ۱ و ۴ در داده‌های فصلی ۳ ماهه؛ از آزمون‌های LM^{42} و F استفاده شد. نتایج (جدول ۴) نبود خودهم‌بستگی سریالی در اطلاعات بررسی شده را تایید می‌کند.

جدول (۴). آزمون کنترل تشخیص اجزای اخلال

متغیر	وقفه	LM	1-CDF
داده‌های ماهانه	وقفه‌ی اول	۰/۳۲۸۴	۰/۱۷۶۱
	وقفه‌ی دوازده	۰/۳۷۳۲	
داده‌های فصلی ۳ ماهه	وقفه‌ی اول	۱/۷۵۷۱	۰/۱۵۱۶۴
	وقفه‌ی چهارم	۰/۷۰۸۵	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵). نتایج آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی در سطح داده‌های ماهانه

متغیر	t_1	t_2	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
داده‌ها در	-۶/۵۳۹	-۷/۲۳۱	۳۱/۴۸۸	۳۰/۰۱۱	۳۴/۴۴	۴۰/۴۷	۴۳/۲۵

* مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۱٪ برابر با ۳/۴۰- و سطح معناداری ۵٪ برابر با ۲/۸۱- مقدار بحرانی آزمون F در سطح ۱٪ برابر ۸/۴۰ و در سطح ۵٪ برابر ۶/۳۵ است (فرانسس و هبایجن^{۴۳}، ۱۹۹۷ و تیلور، ۱۹۹۸).

جدول (۶). نتایج آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی در سطح داده‌های فصلی ۳ ماهه

متغیر	t_1	t_2	$F_{3,4}$
داده‌ها در سطح	-۶/۸۴۵	-۳/۴۹۶	۵۷/۹۴

* مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۱٪ برابر با ۳/۴۱- و سطح معناداری ۵٪ برابر با ۲/۸۴- مقدار بحرانی $F_{3,4}$ نیز در سطح ۱٪ برابر ۸/۷۹ و در سطح ۵٪ برابر ۶/۵۷ است (فرانسس و هبایجن^{۴۴}، ۱۹۹۷ و تیلور، ۱۹۹۸).

بر اساس جدول‌های (۵) و (۶)، مقایسه‌ی آماره‌های محاسبه شده‌ی آزمون BM با مقادیر بحرانی آن‌ها، بیانگر معناداری آماری کلیه‌ی آماره‌های t_k و $F_{k,k+1}$ در سطح احتمال ۵ درصد است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که سری زمانی بارندگی ۳ ماهه و ماهانه شامل هیچ گونه ریشه‌ی فصلی و غیرفصلی را در داده‌ها مشخص نمی‌کند. نبود ریشه‌های فصلی در الگو، تایید می‌کند که نوسانات فصلی تصادفی^{۴۵} در داده‌ها وجود ندارد. بنابراین در گام بعدی، از الگوی فصلی قطعی^{۴۶} برای الگوسازی بارندگی استفاده شده است که نتایج به دست آمده از برآورد این الگو در جدول (۷) گزارش شده است.

43- Franses and Hobijn

44- Franses and Hobijn

45- Stochastic

46-Deterministic Seasonal Process

جدول (۷). نتایج حاصل از برآورد الگوی فصلی قطعی

متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	آماره t
S_1	۳۷/۸	۳/۷	۱۰/۲۲
S_2	۳۸/۲۲	۳/۸	۱۰/۰۶
S_3	۴۹/۴۲	۳/۸	۱۲/۹۶
S_4	۴۷/۱۷	۴/۰۱	۱۱/۷۶
S_5	۲۸/۰۳	۴/۱۶	۶/۷۴
S_6	۰/۳۶	۳/۸۵	۰/۰۹
S_7	۰/۹۴	۳/۳۳	۰/۲۸
S_8	۱/۹۹	۳/۰۷	۰/۶۴
S_9	۱/۴۵	۳/۰۷	۰/۴۷
S_{10}	۱۷/۶۱	۳/۰۷	۵/۷
S_{11}	۳۳/۸	۳/۱۴	۱۰/۷
S_{12}	۳۸/۵۴	۳/۴	۱۱/۳۲
X_{t-1}	۰/۰۶	۰/۰۳	۱/۸
X_{t-1}	۰/۰۴	۰/۰۳	۱/۰۵
R-SQUARE = ۰/۴۲۴۹ R-SQUARE ADJUSTED = ۰/۴۱۳۷			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

اگر چه معناداری متغیرهای مجازی وارد شده در الگو برای بیش‌تر ماه‌های سال نشان می‌دهد که الگوی گفته شده می‌تواند به صورت قابل قبولی اطلاعات نوسانات فصلی قطعی را الگوسازی کند، ولی نتایج حاصل از پیش‌بینی به وسیله الگوی بالا، به دلیل درصد خطای بالا چندان مناسب به نظر نمی‌رسد ($MAPE^{47} = 17\%$). به سخن دیگر الگوی بالا قدرت خوبی در تعیین اختلاف الگوی بارندگی در طی ماه‌های مختلف سال دارد؛ ولی از دقت لازم برای پیش‌بینی بارندگی در دوره‌های آتی برخوردار نیست. با توجه به نامناسب بودن الگوی دوره‌ای

برای داده‌های فصلی بارندگی، نبود ریشه‌های فصلی تصادفی در داده‌ها و ناتوانایی الگوی فصلی قطعی در پیش‌بینی مقادیر آتی بارش، مناسب بودن الگوها بر اساس اطلاعات سالانه‌ی بارندگی برای پیش‌بینی، آزمون شده است. برای این منظور از الگوهای ARIMA استفاده شده است. در انتخاب الگوی مناسب براساس مراحل سه‌گانه‌ی باکس-جنکینزی صورت گرفته است. پس از انجام مراحل یاد شده، الگو با فرم $ARMA(4,4)$ به عنوان فرم برتر انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول (۸). نتایج برآورد الگو $ARMA(4,4)$ داده‌های سالانه

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
X_{t-4}	۰/۶۲۳۲	۰/۰۶۹	۸/۹۶۶
ε_{t-4}	۰/۹۴۸۸	۰/۰۳۵	۲۷/۱۰
عرض از مبدا	۲/۱۷۰	۰/۴۰۲۹	۵/۳۸۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۹) میانگین قدر مطلق خطا و ریشه‌ی میانگین مربعات خطا برای دوره‌های مختلف پیش‌بینی برای الگوی بالا را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، دیده می‌شود که کمینه و بیشینه درصد خطای پیش‌بینی برای الگوی پایه رگرسیونی به ترتیب ۶ و ۱۰ درصد است. پس می‌توان نتیجه گرفت که تمام پیش‌بینی‌های این الگو در فاصله‌ی اطمینان ۹۰ درصد قرار می‌گیرند، که با توجه به نوع اطلاعات مورد پیش‌بینی، مناسب به نظر می‌رسد. این نتیجه، بیانگر قدرت بالای الگوی $ARMA(4,4)$ برای پیش‌بینی مقادیر آینده‌ی بارندگی است. از این رو، از این الگو برای پیش‌بینی مقادیر بارندگی در سه سال آینده در دشت کبودرآهنگ استفاده شده است. با استفاده از الگوی یاد شده، مقادیر پیش‌بینی شده‌ی بارندگی برای دشت مورد نظر در ۳ دوره‌ی آتی برابر با ۳۳۶/۳۰۵، ۳۶۴/۱۴۸ و ۳۱۴/۳۳۹ برآورد شده است. با تعیین میزان بارندگی در دشت مورد مطالعه و استفاده از متغیرهایی چون میزان رواناب، درصد نفوذ از پساب‌های شهری و مزارع کشاورزی، تغذیه‌ی مصنوعی

و حجم خروجی از حوزه‌ی آب‌خیز در منطقه با توجه به حفظ پایداری منابع آب زیرزمینی، آب قابل برداشت برای بخش کشاورزی در سال‌های ۸۷ تا ۸۹ برابر با ۲۵۷/۷۷، ۲۶۷/۵۶ و ۲۵۴/۸۷ میلیون متر مکعب برآورد شده است.

جدول (۹). میزان RMSE و MAPE در الگوی ARMA(4,4)

دوره‌ی پیش‌بینی	چهار سال	سه سال	دو سال	یک سال
RMSE	۳۰/۰۹	۳۳/۲۳	۳۷/۶۵	۵۰/۳
MAPE	۶	۸	۱۰	۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به طور کلی می‌توان گفت، بر خلاف وجود یک الگوی فصلی منظم در اطلاعات فصلی، استفاده از داده‌های سالانه، پیش‌بینی مناسب‌تری به دست می‌دهد. به گفته‌ی دیگر، وجود یک الگوی قطعی منظم در اطلاعات فصلی بیش از آن که بتواند یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرها به وجود آورد، ناشی از تفاوت میزان بارندگی در دوره‌های مختلف (ماهانه یا فصلی ۳ ماهه) یک سال است. در این مطالعه الگوی $ARMA(4,4)$ برای الگوسازی بارندگی انتخاب شده است. انتخاب این الگو وابستگی میزان بارندگی هر سال را به ۴ دوره‌ی قبل خود نشان می‌دهد. اما با توجه به وجود جزو میانگین متحرک با وقفه‌ی ۴ در الگو، یک الگوی ۴ ساله‌ی دقیق در نمودار بارندگی به وضوح دیده نمی‌شود. با توجه به قدرت پیش‌بینی مناسب الگو، می‌توان با سطح اطمینان بالایی میزان بارندگی در دوره‌های آتی را پیش‌بینی کرد. همان گونه که دیده می‌شود الگوی مورد استفاده یک الگوی ساده است که بهره‌گیری از آن در بخش‌های مختلف اقتصادی بویژه بخش کشاورزی برای کاهش ریسک ناشی از نوسانات میزان بارش، می‌تواند اطلاعات مناسبی را در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد. به طور یقین تعیین میزان آب قابل بهره‌برداری می‌تواند به عنوان اطلاعاتی مناسب برای سیاست‌گذاری در جهت مصرف بهینه‌ی منابع آبی در

بخش کشاورزی بویژه انتخاب الگوی کشت منطبق با این میزان آب قابل برداشت
ارایه کند.

منابع

آشگر طوسی، ش.، علی‌زاده، ا. و شیرمحمدی، ر. (۱۳۸۴). الگوسازی SARIMA پیش‌بینی
بارندگی‌های فصلی (مطالعه‌ی موردی الگوسازی و پیش‌بینی بارندگی در استان خراسان).
تحقیقات منابع آب ایران، ۳: ۵۳-۴۱.

جهانبخش، س. و باباپورباصر، ع. (۱۳۸۲). بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با
استفاده از الگوی آریم (ARIMA). فصل‌نامه‌ی تحقیقات جغرافیایی، ۱۱۸۹۸-۱۱۸۷۸.
رمضانی، ن. (۱۳۸۰). تحلیل و پیش‌بینی خشک‌سالی‌ها و ترسالی‌های استان مازندران. دانشگاه
تربیت معلم، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، ص. ۱۱۷.

شریفیان، ح. و قهرمان، ب. (۱۳۸۶). ارزیابی پیش‌بینی باران با به‌کارگیری تکنیک SARIMA
در استان گلستان. علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۴(۳): ۲۰۹-۱۹۶.

علیجانی، ن. (۱۳۸۱). پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد جغرافیا، دانشگاه تربیت معلم، گروه جغرافیا.
کمیته‌ی ملی آبیاری و زه‌کشی. (۱۳۷۹). عرضه و تقاضای آب در جهان از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۵
سناریوها و مسایل.

گزارشات شرکت جاماب سال ۱۳۷۰.

گزارشات مختلف شرکت سهامی مدیریت منابع آب - معاونت برنامه‌ریزی دفتر اقتصاد آب.
محمودلی سامانی، ج. (۱۳۸۴). مدیریت منابع آب و توسعه‌ی پایدار. مطالعات زیربنایی مجلس
شورای اسلامی.

Beaulieu, J. J. and Miron, J. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data.
Journal of Econometrics, 55: 305-328.

Boswijk, H. P. and Franses, P. H.. (1996). Unit roots in periodic auto regressions.
Journal of Time Series, 17: 221-245.

Brendstrup, B., Hylleberg, S., Nielsen, M., Skipper, L. and Stentoft, L. (2004).
Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8: 362-394.

- Darne, O. and Diebolt, C. (2002). A note on seasonal unit root tests. *Quality and Quantity*, 36: 305-310.
- Enders, W. (1948). Applied econometric time series. ISBN 0.471.03941. Printed in the united state of America.
- Franses, P. H. (1991). Seasonality, non-stationary and the forecasting of monthly time Series. *International Journal of Forecasting*, 7: 199-208.
- Franses, P. H. (1998). Time series model for business and economic forecasting. Oxford University Press.
- Franses, P. H. and Hobijn, B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series. *Journal of Applied Statistics*, 24: 25-47.
- Franses, P. H. and Paap, R. (2004). Periodic time series models: Advanced texts in Econometrics. Oxford University Press.
- Franses, P. H. and Van Dijk, D. (2005). The forecasting performance of various models for seasonality and nonlinearity for quarterly industrial production. *International Journal of Forecasting*, 21: 87–102.
- Ghysels, E. and Osborn, D.R. (2001). The Econometric Analysis of Seasonal Time Series. Cambridge University Press.
- Grimaldi, G. (2002). A procedure to use linear parametric models for daily rainfall series simulation. Presented conference Roma (Italy), Jan, 2002.
- Hung, N. (2008) . An artificial neural network model for rainfall forecasting in Bangkok. Thailand. *Hydrol and Earth System Sciences Discussion*, 5: 183-218.
- Hylleberg, S. (1995). Tests for seasonal unit roots: General to specific or specific to general? *Journal of Econometrics*, 69: 5-25.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and co integration. *Journal of Econometrics*, 99: 215-238.
- Jovanovski, V. and Delipetrov, T. (2007). Auto-regressive integrated moving average (ARIMA) modeling of rainfall process: estimation and forecast. *Geophysical Research Abstracts*, 9: 02154.
- Koc, E. and Altinay, G. (2007). An analysis of seasonality in monthly per person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective. *Tourism Management*, 28: 227–237.
- Rodrigues, P. M. M. and Franses, H. P. (2005). A sequential approach to testing seasonal unit roots in high frequency data. *Journal of Applied Statistics*, 32(6): 555-569.
- Taylor, A. M. (1998). Testing for unit roots in monthly time series. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3): 349-368.
- Wang, W. (2005). Testing and modeling autoregressive conditional heteroskedasticity of stream flow process. *Nonlinear Processes in Geophysics* 12: 55-66.
- Weesakul, U. and Lowanichchai, S. (2003). Rainfall forecast for agriculture water allocation planning in Thailand. *Thammasat International Journal of Technology*, 10(3): 18-27.

