

کاربرد الگوهای سری زمانی فصلی در مدیریت عرضه آب مطالعه موردی سد زاینده رود

مسعود فهرستی ثانی، حبیب الله سلامی و محمدرضا نظری^۱

چکیده

کمبود آب در ایران بویژه فلات مرکزی، سبب افزایش توجه به مدیریت صحیح عرضه و تقاضای آب شده است. پیش‌بینی‌های دقیق رواناب ورودی به سدها می‌تواند برنامه‌ریزان را در تخصیص بهینه آب مخزن سد به بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی یاری رساند. هدف اصلی مقاله حاضر الگوسازی رفتار رواناب ورودی به سد زاینده رود است تا از آن به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی رواناب فصول مختلف استفاده شود. برای این منظور از داده‌های ماهیانه رواناب ثبت شده توسط ایستگاه هیدرومتری قلعه شاهرخ (ایستگاه سنجش رواناب ورودی به سد) بر روی رودخانه زاینده رود طی سالهای ۱۳۸۶-۱۳۶۶ استفاده گردیده است. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی نشان داد که سری ماهانه رواناب با یک مرتبه تفاضل‌گیری غیرفصلی ایستا می‌شود و با استفاده از روش باکس-جنکینز بر روی داده‌های ایستا شده، الگوی مناسب برای پیش‌بینی رواناب ورودی به سد زاینده رود یک الگوی آریمای فصلی $(2, 0, 2) SARIMA(1, 1, 5)$ تشخیص داده شد.

طبقه بندی JEL: Q25

کلید واژه‌ها: اثرات فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی، آریمای فصلی، روش باکس-جنکینز، رواناب

مقدمه

ایران با متوسط نزولات جوی ۲۶۰ میلی متر در سال از کشورهای خشک جهان و دارای منابع آب محدود به شمار می‌رود. عواملی همچون رشد جمعیت، نیاز به غذای بیشتر، ضرورت ارتقای سطح بهداشت و رفاه اجتماعی، توسعه صنعتی و حفاظت از اکوسیستمها، تقاضای آب را روز به روز بیشتر می‌کند. با توجه به رشد جمعیت در ایران، سرانه منابع آب تجدید شونده سالانه که در سال ۱۳۳۵، ۷۰۰۰ مترمکعب بوده، در سال ۱۳۷۵ به ۲۰۰۰ مترمکعب کاهش یافته و پیش‌بینی می‌شود که تا سال ۱۴۰۰ به حدود ۸۰۰ مترمکعب کاهش یابد که این میزان پایین تر از مرز کم آبی (۱۰۰۰ مترمکعب) به شمار می‌رود. با توجه به تقسیم بندی سازمان ملل متحد، در سال مزبور ایران نه تنها شرایط تنش و فشار ناشی از کمبود آب را تجربه خواهد کرد، بلکه وارد شرایط کمیابی شدید آب می‌شود (United Nations, 1997). در سالهای خشک، از هم اکنون شاهد کمبود و بحران آب هستیم که می‌تواند نه تنها خسارات اقتصادی بلکه تنش‌های اجتماعی-سیاسی و مخاطرات بهداشتی به بار آورد.

^۱ به ترتیب کارشناس موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران، عضو هیات علمی و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران

در فلات مرکزی ایران مشکل کمبود آب به وضوح قابل مشاهده است که نمونه بارز آن کلان شهر اصفهان و نواحی اطراف آن در حوضه زاینده رود می باشد. حوضه زاینده رود با وسعت ۲۶۹۱۷ کیلومتر مربع دربرگیرنده قسمت عمده ای از حوضه آبریز بسته باتلاق گاوخونی می باشد که حوضه آبریز باتلاق گاوخونی خود جزئی از حوضه آبریز کویر مرکزی ایران است.

توزیع غیریکنواخت آب در طول مکان و زمان، وجود بیشترین تقاضای آب در زمان وقوع کمترین بارندگی، عدم توازن بین عرضه و تقاضای آب، محدودیت منابع آبی و در بعضی مکانها کاهش آن توأم با تنزل کیفیت آب سفره های زیرزمینی به دلیل برداشت بیش از حد مجاز برخی از مشکلات آبی حوضه آبریز زاینده رود می باشد که مدیریت تأمین منابع آب را در این حوضه آبریز پیچیده کرده است.

برای مقابله با این مشکلات پژوهشگران اجرای مدیریت تلفیقی آب را توصیه نموده اند که هدف اصلی آن، توسعه پایدار و تخصیص کارآمد و عادلانه منابع آب بین بخشهای مختلف است. در واقع این شیوه از مدیریت منابع آب بر پایه ترکیب پذیری مدیریت تأمین و مدیریت تقاضا به گونه ای طراحی شده که جنبه های زیست محیطی، اجتماعی و اقتصادی را در نظر گیرد (Yevjevich, 1995).

به طور مثال بخش قابل توجهی از آب پشت سدها معمولا در بخش کشاورزی مصرف می شود. زارعین بر اساس انتظارات خود، برآوردی از موجودی منابع آب در دسترس انجام داده و بر مبنای آن اقدام به تصمیم کشت می کنند؛ لیکن یک شکاف زمانی بین تصمیم زارع به کشت و تخصیص آب وجود دارد. در این صورت اگر حجم آب به اندازه انتظارات زارعین نباشد به طور طبیعی برای بخشی از اراضی تخصیص آب صورت نخواهد گرفت و این به معنی تحمیل هزینه هایی بر تولیدکننده است.

در چنین شرایطی انجام پیش‌بینی‌های دقیق رواناب ورودی به سدها می‌تواند توجه سیاستگذاران و برنامه‌ریزان مدیریت منابع آب کشور را به شرایط آینده جلب نماید تا با اطلاعات شفاف‌تری اقدام به تصمیم‌گیری در خصوص تخصیص آب به بخش های مختلف از جمله بخش کشاورزی نمایند. هدف اصلی مقاله حاضر، الگوسازی رفتار رواناب ورودی به سد زاینده رود است تا از آن به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی رواناب فصول مختلف استفاده شود. برای این منظور از داده های ماهیانه رواناب ثبت شده توسط ایستگاه هیدرومتری قلعه شاهرخ (ایستگاه سنجش رواناب ورودی به سد) بر روی رودخانه زاینده رود طی سالهای ۱۳۸۶-۱۳۶۶ استفاده گردیده است.

بررسی‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که علی‌رغم انجام پژوهش‌هایی در رابطه با پیش‌بینی رواناب در حوضه مدیریت منابع آب کشور تاکنون مطالعه‌ای که به شناخت ماهیت و مدل‌سازی رفتار پدیده فصلی سرپهای زمانی رواناب در حوضه‌های آبریز یا سدهای کشور در قالب تدوین الگوهای اقتصادسنجی بپردازد، صورت نگرفته است لذا الگوی پیشنهادی پژوهش حاضر از این جهت ایده‌ای نو محسوب می‌شود.

۲) روش تحقیق

۲-۱) الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک فصلی

اساس تحلیل پیش‌بینی‌های تک متغیره بر توضیح رفتار یک متغیر و شناخت ماهیت و اجزاء آن سری است. بطور کلی یک سری زمانی اقتصادی متشکل از چهار مولفه روند زمانی^۱، تغییرات فصلی^۲، حرکت‌های چرخه‌ای^۳ و یک جزء نامنظم تصادفی^۴

1 - Trend
2 - Seasonal variation
3 - Cyclical movment
4 -stochastic irregular component

است. جزء روند زمانی نشان‌دهنده حرکت افزایشی یا کاهش می‌انگین داده‌ها در طول زمان است. حرکت‌های چرخه‌ای، در واقع مربوط به سیکل‌های تکراری سری‌های زمانی در طول سال‌های مختلف است، در حالی که جزء فصلی مربوط به نوسانات تکراری سری در طول یک سال می‌باشد. علاوه بر این، رفتار یک سری زمانی ممکن است تحت تاثیر شوک‌های نامنظم تصادفی ناشی از وقایع غیرعادی قرار گیرد. حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی معمولاً در دوره‌های کوتاه‌مدت اتفاق نمی‌افتد و لذا یک سری زمانی (X_t) می‌تواند تابعی از سه مولفه روند زمانی (T_t) ، تغییرات فصلی (S_t) ، و جزء نامنظم تصادفی (I_t) باشد که به فرم جمع‌پذیر $X_t = T_t + S_t + I_t$ و یا فرم حاصلضربی $X_t = T_t \times S_t \times I_t$ تعریف گردد (Lim and McAleer, 2000).

در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی فصلی دو دیدگاه در ارتباط با الگوسازی سری‌های زمانی فصلی وجود دارد. روش اول بر این فرض استوار است که مولفه فصلی در یک سری زمانی غیرتصادفی و مستقل از مولفه‌های غیرفصلی دیگر است. در مقابل در روش دوم مولفه فصلی بصورت تصادفی و همبسته با مولفه‌های غیرفصلی در نظر گرفته می‌شود. بطور مثال رواناب ورودی در ماه جاری نه تنها تابعی از میزان آن در ماه قبل، بلکه تابعی از ماه مشابه سال پیش نیز باشد. لذا در صورتیکه سری زمانی علاوه بر مولفه روند زمانی دارای مولفه تغییرات فصلی تصادفی نیز است، الگوی *ARIMA* قادر به ارائه پیش‌بینی‌های دقیق نخواهد بود زیرا پدیده فصلی یک بخش درونی سری است و به بیان هیلبرگ (۱۹۹۳) یک حرکت بین زمانی سیستماتیک و نه ضرورتاً منظم است (Hylleberg, 1993). یک بخش از این تعریف نشان می‌دهد که نوسانات فصلی می‌تواند قطعی باشد؛ بعنوان مثال نوسانات ناشی از تغییرات فصلی آب و هوا و تقویم قطعی هستند و هر ساله در یک دوره زمانی خاص اتفاق می‌افتد. بخش دیگر این تعریف منشاء پدیده فصلی را که ممکن است ثابت و قطعی نباشد مربوط می‌داند. بر این اساس دو رفتار متفاوت از پدیده فصلی می‌تواند متصور باشد. روش سنتی برخورد با پدیده فصلی عموماً اینگونه بوده که یا ابتدا داده‌ها را فصلی‌زدایی نموده و تکنیک باکس-جنکینز بر روی داده‌های فصلی‌زدایی شده^۱ تعقیب می‌گردیده، یا با منظور نمودن متغیرهای موهومی در الگو به تفکیک اثرات فصلی می‌پرداخته است (Ghysels, 1994).

بولیو و میرون (۱۹۹۳) نشان دادند که تصریح و مدلسازی اثرات فصلی تصادفی بصورت قطعی و برعکس الگوسازی اثرات فصلی قطعی بصورت تصادفی، منجر به ایجاد خطای تصریح و از دست رفتن بخشی از اطلاعات درونی سری گردیده و اثرات معکوسی بر عملکرد پیش‌بینی سری زمانی خواهد داشت (Beaulieu & Miron, 1993). لذا پیشنهاد آنها این است که قبل از مدل‌سازی داده‌های فصلی سری زمانی، ماهیت مولفه فصلی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد فصلی شناسایی گردد. بطور کلی سه نوع فرآیند فصلی برای سری‌های زمانی به شرح زیر وجود دارد (Darne & Diebolt, 2002).

۱- فرآیند فصلی قطعی خالص^۲: در یک فرآیند فصلی قطعی خالص، اثرات فصلی در طول زمان متغیر نخواهند بود و لذا با وارد نمودن متغیرهای موهومی قطعی می‌توان به مدلسازی رفتار آنها پرداخت بگونه‌ای که:

$$\hat{X}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{i-1} \gamma_i D_{it} + v_t \quad (1)$$

که D_{it} متغیر موهومی برای هر فصل و v_{it} یک فرآیند ایستا می‌باشد. ضرایب γ_i نشان‌دهنده میزان تغییرات فصلی قطعی برای فصل i ام است. در واقع الگوی متغیرهای مجازی برای توضیح رفتار فصلی پایدار و ثابت در طول زمان می‌باشد (Darne & Diebolt, 2002).

1 - Deseasonalized data

2- قیسلز و همکاران (۱۹۹۴) و ابیزینگ (۱۹۹۴) نشان دادند که تحمیل الگوی فصلی قطعی بر یک سری زمانی چه از طریق متغیرهای موهومی و چه از طریق کاربرد تعدیل فصلی بطور جدی منجر به مسئله خطای تصریح می‌گردد.

3 - pure deterministic seasonal process

۲- فرآیند فصلی تصادفی مانا^۱: فرآیند فصلی تصادفی مانا می‌تواند توسط رابطه زیر تولید شود اگر که تمام ریشه‌های $\Phi(L) = 0$ خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. مشخصه این نوع فرآیند فصلی در سری داشتن نقاط اوج در فراوانیهای فصلی است (Darne & Diebolt, 2002).

$$\Phi(L)\dot{X}_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx \text{i.i.d.}(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$\Phi(L)$ عملگر وقفه‌ای و μ_t جزء ثابت بوده که می‌تواند شامل مجموعه‌ای از متغیرهای روند زمانی، عرض از مبدا و متغیرهای موهومی مربوط به اثرات فصلی قطعی باشد.

۳- فرآیند فصلی تصادفی نامانا^۲: یک فرآیند فصلی تصادفی نامانا می‌تواند توسط رابطه زیر تولید شود، اگر که حداقل یک ریشه از ریشه‌های معادله $\Phi(L) = 0$ داخل دایره واحد قرار داشته باشد. به عبارت دیگر سری زمانی حداقل در یکی از فراوانیهای فصلی همگرا از درجه یک است.

$$\Phi(L)\dot{X}_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

این فرآیند فصلی همگرا، دارای حافظه بلندمدت بوده و بروز هرگونه شوکی منجر به اثرات طولانی مدت بر رفتار فصلی الگو خواهد گردید (Darne & Diebolt, 2002).

الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک فصلی (SARIMA) که فرم توسعه یافته الگوی ARIMA است برای تبیین رفتار سریهای زمانی بکار می‌رود که علاوه بر مولفه روند زمانی دارای اثرات فصلی استوکاستیک نیز باشند. فرم کلی یک مدل SARIMA به صورت زیر می‌باشد:

$$\phi_p(L)\Phi_p(L^S)\Delta^d\Delta_S^D A_t = \mu + \theta_q(L)\Theta_q(L^S)\varepsilon_t \quad (4)$$

که ε_t یک فرآیند نوفه سفید و μ عرض از مبدا و یک مقدار ثابت است. همچنین $\Delta^d = (1-L)^d$ و $\Delta_S^D = (1-L^S)^D$ به ترتیب عملگرهایی برای d مرتبه تفاضل گیری غیرفصلی و D مرتبه تفاضل گیری فصلی و $\phi_p(L)$ ، $\theta_q(L)$ ، $\Phi_p(L^S)$ و $\Theta_q(L^S)$ چند جمله‌ایهایی از L و L^S است بطوریکه:

$$\phi_p(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$$

$$\theta_q(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$$

$$\Phi_p(L) = 1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^{pS}$$

$$\Theta_q(L) = 1 - \Theta_1 L - \dots - \Theta_q L^{qS}$$

ϕ ، θ ، Φ و Θ پارامترهای نامعینی هستند که بایستی برآورد شوند. دو چند جمله‌ای اول به ترتیب اجزاء AR و MA غیرفصلی را نشان داده و دو چند جمله‌ای دیگر به ترتیب اجزاء خود رگرسیون فصلی (SAR) و میانگین متحرک فصلی (SMA) می‌باشند. ریشه‌های واحد چند جمله‌ایهای فوق بایستی خارج از دایره واحد قرار گرفته تا شرط ایستایی جملات خودرگرسیون و معکوس-پذیری^۳ جملات میانگین متحرک برقرار باشد (Lim and McAleer, 2000)

۲-۲) آزمون ریشه واحد فصلی: آزمون HEGY

1 - Stationary stochastic seasonal process

2 - Non stationary stochastic seasonal process

3 - Invertibility

مطالعات تجربی حاکی از آن است که اغلب سریهای زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می‌باشند (Brendstrup & et al, 2004) و بیشتر از فرآیند روند تصادفی و یا فرآیند فصلی تصادفی نامانا تعبیت می‌نمایند (Beaulieu & Miron, 1993). شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو طریق امکانپذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه^۱ (SACF) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرآیندی برای الگوسازی رفتار سری زمانی ابتدا می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یعنی تفاضل مقدار متغیر در هر ماه از مقدار خود آن متغیر در ماه مشابه سال گذشته جهت ایستا نمودن سری استفاده نمود و سپس رفتار سری را بر اساس رهیافت باکس و جنکینز در قالب مدل SARIMA الگوسازی نمود (Kim & Moosa, 2001).

با قضاوت ظاهری بر اساس رفتار SACF نمی‌توان بطور قاطع در مورد وضعیت ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیرها اظهار نظر نمود زیرا استفاده از تفاضل‌گیری فصلی تلویحا^۲ به معنی پذیرش فرض وجود تمام ریشه‌های واحد فصلی در سری زمانی بوده در حالی که ممکن است سری زمانی تنها دارای یک یا چند ریشه واحد فصلی باشد و استفاده از تفاضل‌گیری فصلی منجر به تفاضل‌گیری بیش از حد گردد (Brendstrup & et al, 2004). برای رفع این مشکل هیلبرگ و همکاران^۳ آزمون آماری را پیشنهاد نمودند و برای اولین بار از آن برای داده‌های فصلی سه‌ماهه استفاده کردند. این آزمون بعداً^۴ توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سریهای زمانی ماهانه نیز بسط داده شد. بر اساس این رهیافت، اگر X_t سری زمانی مورد نظر باشد که از طریق فرآیند اتورگرسیو ماهانه زیر ایجاد گردد:

$$\varphi(L)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در آن $\varphi(L)$ یک چند جمله‌ای از درجه ۱۲ ($\varphi(L) = 1 - L^{12}$)، عملگر وقفه‌ای، و ε_t یک فرآیند نوفه سفید است. همچنین، μ_t به صورت $\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}$ تعریف می‌شود و شامل عرض از مبدا (α) ، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی ماهانه $(D_{s,t})$ می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(L)$ دارای ۱۲ ریشه مشخصه می‌باشد که عبارتند از (Beaulieu & Miron, 1993):

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

بولیو و مایرن [BM] (۱۹۹۳) معادله رگرسیونی (۷) را جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی ارائه نموده‌اند.

$$(1 - L^{12})A_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j (1 - L^{12})A_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

که $t, D_{s,t}, \alpha$ همان تعاریف قبلی خود را داشته، p درجه تعمیم معادله (۷) جهت تأمین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلاص معادله، و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های A_t هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی، ابتداء معادله (۷) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود؛ سپس معنی‌داری پارامترهای π_i توسط آماره‌های آزمون t و F ارزیابی می‌شوند. جهت آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و π ، فرضیه‌های عدم $H_{k_1}: \pi_k = 0 \text{ for } k = 1, 2$ ، به طور جداگانه در برابر فرضیه گزینه $H_{k_1}: \pi_k < 0 \text{ for } k = 1, 2$ با استفاده از آماره t یک طرفه سنجیده می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم $H_{k_0}: \pi_k = \pi_{k+1} = 0 \text{ for } k = 3, 5, 7, 9, 11$ در برابر فرضیه گزینه مبنی بر وجود حداقل یک ریشه واحد فصلی مخالف صفر $(H_{k_0}: \pi_k = \pi_{k+1} \neq 0 \text{ for } k = 3, 5, 7, 9, 11)$ ، با

1 - Sample autocorrelation function
2 - Hyllberg et.al

استفاده از آماره آزمون F تست می‌شود. فرضیه‌های عدم $\pi_9 = \pi_{10} = 0$, $\pi_7 = \pi_8 = 0$, $\pi_5 = \pi_6 = 0$, $\pi_3 = \pi_4 = 0$ به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\pm \frac{\pi}{2}$ (چهارماهه)، $\mp \frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\pm \frac{\pi}{3}$ (شش ماهه)، $\mp \frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm \frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) دارند (جدول ۱). عدم رد هر یک از آماره‌های t_k و $F_{k,k+1}$ در سری زمانی A_t به معنی وجود ریشه واحد در آن فراوانی خاص می‌باشد و لذا برای خارج نمودن این ریشه از سری بایستی از فیلتر تفاضلگیری متناظر آن از جدول (۱) استفاده نمود. در صورت ظاهر شدن ریشه واحد در بیش از یک فراوانی می‌بایست از حاصلضرب فیلترهای تفاضلگیری مربوطه استفاده کرد. پس از اطمینان از پایایی سری مورد نظر می‌توان بر اساس مراحل روش باکس و جنکینز به الگوسازی رفتار آن اقدام نمود.

جدول (۱) فیلترهای تفاضلگیری و ریشه‌های واحد در فرآیند گام تصادفی فصلی در داده‌های ماهیانه

مدت زمان هر چرخه (ماه)	تعداد چرخه‌ها در یک سال	فراوانی‌ها	ریشه‌ها	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 آزبورن، ۲۰۰۵

۳-۲) برآورد ضرایب فرآیند *SARIMA* و آزمون‌های کنترل تشخیصی

برای برآورد ضرایب الگوی *SARIMA* از دو روش حداقل مربعات غیرخطی و روش حداکثر راستنمایی استفاده می‌گردد. پس از تخمین الگو، برای بدست آوردن یک پیش‌بینی دقیق لازم است آزمونهای کفایت مدل انجام شود. یک روش مرسوم برای کنترل و بررسی کفایت یک مدل کلی در روش باکس و جنکینز، تحلیل پسماندهای بدست آمده از تخمین الگو می‌باشد. این تحلیل می‌تواند بر اساس توابع خودهمبستگی جزئی و خودهمبستگی نمونه و یا توابع آماری باکس و پیپرس^۱ (Q) و یونگ و باکس^۲ (Q') برای داده‌های فصلی با تعاریف زیر صورت پذیرد.

$$Q' = n'(n' + 2) \sum_{i=1}^k (n' + 1)^{-1} \hat{\rho}_i^2 \quad (۸)$$

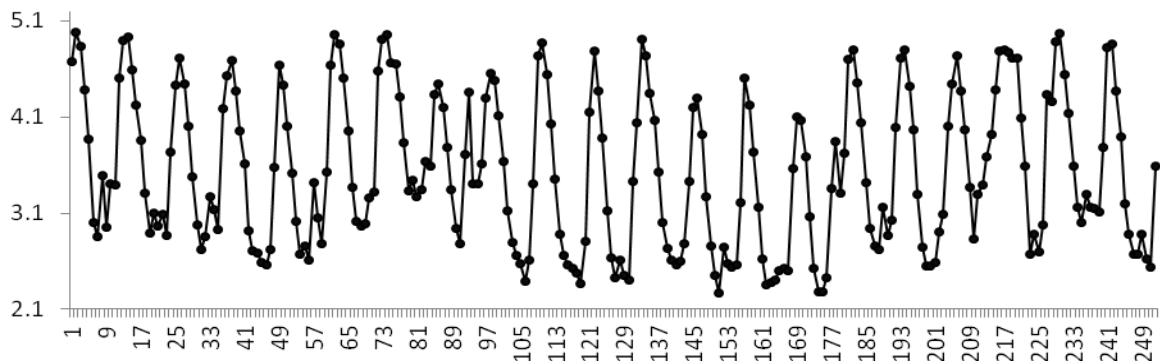
1 -Box-Pierce
2 - Lung-Box

$$Q = n' \sum_{i=1}^k \hat{\rho}_i^2 \quad (9)$$

که در آن n' تعداد مشاهدات در سری زمانی اصلی، s تعداد فصل‌های سال (برای داده‌های ماهانه $s=12$)، d و D تعداد دفعات تفاضل‌گیری سالانه و فصلی از سری زمانی برای رسیدن به یک فرآیند مانا و $\hat{\rho}_i^2$ توان دوم خودهمبستگی نمونه وقفه i ام مربوط به پسماندهای مدل برآورد شده است. هر چه مقدار $\hat{\rho}_i^2$ و به همین ترتیب Q' بزرگتر باشد، پسماندهای الگو با خودهمبستگی بیشتری مواجه خواهند بود، از اینرو Q' بزرگتر نشان دهنده عدم کفایت مدل بخاطر وجود اطلاعات منظم در ε_t است که می‌تواند با وارد شدن در بخش خودرگرسیون یا میانگین متحرک الگو کارکرد آن را بهبود بخشد. این توابع دارای توزیع آماری کای دو (χ^2) بوده و فرضیه صفر مورد آزمون در آنها نوفه سفید بودن اجزا اخلال است. عدم رد این فرضیه بیانگر عدم وجود اطلاعات منظم در جزء اخلال و لذا کفایت الگوی برآوردی است. انتخاب الگوی مناسب بایستی از بین الگوهای مختلف برآورد شده که همگی از کفایت لازم براساس تحلیل پسماندها برخوردار باشند، براساس معیارهای رایج انتخاب مدل مانند، معیار آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و مقایسه معیارهای خطای پیش‌بینی انجام گیرد. معمولاً الگوهای با حداقل معیار AIC ، SC و حنان کوئین HQ نتایج رضایت بخش‌تری ارائه می‌کنند.

۳ نتایج و بحث

نگاره (۱) روند تغییرات سری زمانی میزان رواناب ورودی به سد زاینده رود طی دوره ۸۶-۱۳۶۶ را نمایش می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود طی دوره مورد بررسی نوساناتی حول میانگین معادل ۳/۵۴ صورت گرفته به طوری که روندی در سری ملاحظه نمی‌شود.



نگاره (۱) روند تغییرات سری ماهانه رواناب ورودی به سد زاینده رود

مشخصه ای که در این نگاره قابل بررسی است فصلی بودن این سری ماهانه است و در واقع نوسانات منظمی که در هر سال تکرار شده است. به منظور شناسایی وجود مولفه فصلی شاخص فصلی^۲ برای آنها از طریق میانگین متحرک مرکزی^۳ محاسبه شد که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. مقدار شاخص فصلی برای هر ماه در واقع میزان اختلاف قیمت آن را از متوسط کل سال نشان می‌دهد. بیشترین مقدار شاخص فصلی در اردیبهشت ماه و کمترین آن در مهرماه بوده است. نتایج محاسبه شاخص فصلی

1 - White noise
2 - Seasonal index بهمن
3 - Centered moving average

نشان دهنده فصلی بودن داده های سری زمانی مورد بررسی است یعنی به طور میانگین هر ساله در اردیبهشت ماه بیشترین میزان آب ورودی به سد بوده سپس تا مهرماه روند کاهشی داشته و پس از آن مجددا روند افزایش داشته است.

جدول (۲) مقادیر شاخص فصلی سری ماهانه رواناب ورودی به سد زاینده رود

ماه	رواناب ورودی
فروردین	۱/۳۰۱
اردیبهشت	۱/۳۲۸
خرداد	۱/۲۳۴
تیر	۱/۱۱۶
مرداد	۰/۹۶۳
شهریور	۰/۸۳۳
مهر	۰/۷۷۴
آبان	۰/۸۱۳
آذر	۰/۸۴۱
دی	۰/۸۴۳
بهمن	۰/۸۸
اسفند	۱/۰۷۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس آنچه که در بخش مواد و روشها گفته شد، جهت استفاده از متدولوژی باکس و جنکینز برای تدوین الگوی پیش بینی ابتدا بایستی وجود ریشه های واحد فصلی و غیرفصلی در سریهای فصلی مورد بررسی قرار گیرند. برای این منظور معادله (۷) برای هر یک از این سریها با استفاده از روش OLS تخمین زده شد. در برآورد این الگو تعداد وقفه های مناسب از طریق استراتژی حرکت از کل به جزء (هیلبگ، ۱۹۹۵) استفاده شد؛ بدین شکل که ابتدا معادله (۷) با ۳۶ وقفه برآورد گردید و سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی LM بروج-پاگان (۱۹۸۰) تعداد وقفه ها به تدریج کاهش داده شد بطوریکه وقفه های لازم برای اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی و دارا بودن شرایط نوفه سفید ۱ اجزا اخلاص شناسایی شد. سپس آزمون ریشه واحد BM برای آن صورت گرفت که نتایج آن در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد BM برای سری ماهانه رواناب ورودی به سد زاینده رود

Lags	$F_{11,12}$	$F_{9,10}$	$F_{7,8}$	$F_{5,6}$	$F_{3,4}$	t_7	t_1	آماره محاسباتی
۱ و ۱۶-۸	۱۴/۶	۱۴/۶۵	۱۰/۸۲	۸/۴۸	۱۳/۸	-۵/۰۱	-۱/۷۵	
	۳/۰۶	۳/۰۴	۳/۰۲	۳/۹۹	۳/۰۳	-۱/۸۸	-۲/۷۹	۰/۰۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد فصلی نشان داد که سری ماهانه رواناب با یک مرتبه تفاضل گیری غیرفصلی ایستا می شود و لذا می تواند توسط یک فرآیند $SARIMA(p,1,q)(P,0,Q)$ حاصلضربی مدل سازی شود. برای این منظور فرآیند انتخاب مدل بر اساس مراحل سه گانه باکس و جنکینز یعنی شناسایی وقفه های مناسب خودرگرسیون و میانگین متحرک فصلی (p و q) و غیرفصلی (P و Q) بر اساس بررسی رفتار ACF و $PACF$ داده های ایستا شده، تخمین مدل با استفاده از روش حداکثر راستنمایی و کنترل تشخیصی اجزاء اخلاص توسط آماره یونگ و باکس و برآورد مدل های آلترناتیو با درجات مختلف p و q صورت گرفت.

پس از انجام مراحل فوق‌الذکر، مدل نهایی بر اساس معیار حداقل میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی^۱ (MAPE)، فرم تابعی برتر انتخاب شد. بر اساس بررسی رفتار نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) داده‌های ایستا شده و همچنین آماره یونگ و باکس حاصل از تخمین انواع درجات مختلف p و به نظر می‌رسد، سری زمانی بخش غیرفصلی الگوی خودهمبسته از درجه ۱، $AR(1)$ و میانگین متحرک $MA(2)$ تبعیت می‌نماید و لذا $p = 1$ و $q = 2$ است. همچنین بر اساس این نمودار مشخص است که فرآیند فصلی این سری دارای الگوی خودهمبسته از درجه ۲، $SAR(2)$ و دو وقفه میانگین متحرک فصلی $SMA(2)$ می‌باشد. لذا برای پیش‌بینی سری زمانی میزان رواناب ورودی به سد زاینده رود الگوی $SARIMA(1,1,5)(2,0,2)$ انتخاب گردید. در واقع میزان رواناب ورودی به سد در یک ماه مشخص تابعی از میزان رواناب در یک ماه قبل و اثرات شوک تا پنج ماه قبل و همچنین به میزان رواناب و اثرات شوک آن در ماه‌های منتهی به آن تا ۲ سال قبل است. نتایج الگوی پیش‌بینی سری ماهانه رواناب ورودی به سد زاینده رود در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۴) نتایج الگوی پیش‌بینی سری ماهانه رواناب ورودی به سد زاینده رود

ضریب	آماره t	
		الگوی پیش‌بینی $SARIMA(1,1,5)(2,0,2)12$
۰/۸۹۷	۱۴/۹۴	$AR(1)$
۱/۱۴	۶۲/۲۸	$MA(1)$
-۰/۰۴	-۰/۵۲	$MA(2)$
۰/۰۰۳	۰/۰۳۷	$MA(3)$
-۰/۰۵	۰/۵۰	$MA(4)$
-۰/۱۷	-۲/۵۴	$MA(5)$
۰/۲۱	۲/۵۶	$SAR(1)$
۰/۷۸	۹/۵۴	$SAR(2)$
۰/۰۲۹	۰/۴۶	$SMA(1)$
۰/۸۳	۱۴/۲۱	$SMA(2)$
-۰/۰۰۰۰۹۹	-۱/۷۷	Constant

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۵) نتایج حاصل از محاسبه سه نوع خطای پیش‌بینی (میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی^۲ (MAPE)، میانگین مجذور خطا^۳ (MSE) و متوسط قدرمطلق انحراف^۴ (MAD)) روی میزان رواناب ورودی به سد زاینده رود می‌پردازد.

جدول (۵) مقایسه خطای روشهای پیش‌بینی روی میزان رواناب ورودی به سد زاینده رود

روش محاسبه	MAD	MSE	MAPE
SMA	۰/۲۹۱	۰/۱۰۹	۱۹/۸۳
WMA	۰/۳۳۱	۰/۱۵۴	۲۲/۱۸
Single Exponential	۰/۱۶۶	۰/۰۰۴	۱۰/۷۲

$\alpha = 1$

1 Mean of Absolute Percent Error
2 Mean of Absolute Percent Error
3 Mean of Square Error
4 Mean of Absolute Deviation

۱۰/۷۱	۰/۰۰۴۹	۰/۱۶۷	$\alpha = 0.97$ $\beta = 1$	Double Exponential
۶/۶۳	۲/۰۸۲	۰/۱	$\alpha = 0.78$ $\beta = 0$ $\gamma = 0.51$	Triple (Multiplicative)
۱۱/۳	۰/۱۲	۰/۳۱	In sample	SARIMA (1,1,5)(2,0,2)12
۴/۰۷	۰/۰۲	۰/۱۲	Out of sample	SARIMA (1,1,5)(2,0,2)12

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور مقایسه معمولاً حداقل میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی در اولویت می‌باشد. خطای پیش‌بینی محاسبه شده برای دو روش میانگین متحرک ساده و میانگین متحرک موزون بدلیل وجود نوسانات زیاد سری و عدم تطبیق این روشها بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده اند. روش هموار سازی هالت وینترز نسبت به دو روش هموار سازی دیگر به دلیل فوق الذکر از خطای کمتری برخوردار است. خطای برون نمونه ای الگوی $SARIMA(1,1,5)(2,0,2)$ کمترین میزان را دارد. پیش‌بینی می‌شود در صورت لحاظ متغیرهای موهومی فصلی در الگوی مذکور خطای درون نمونه ای و برون نمونه ای را به میزان قابل توجهی کاهش داد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

معمولاً مدیریت تخصیص منابع آب در یک سال آبی در حوضه پایاب سدها مستلزم وجود اطلاعاتی از سطح ذخیره آب در سد و میزان رواناب ورودی در طول سال آبی است. اگرچه در خصوص موجودی ذخایر آبی در مقاطع تصمیم‌گیری اطلاعاتی وجود دارد، لیکن میزان آورد رودخانه‌ها در طول دوره مصرف با نااطمینانی همراه است. در چنین شرایطی پیش‌بینی‌های حاصل از الگوی منتخب در این تحقیق برای مدیریت منابع و مصارف آب حوضه زاینده‌رود، مدیریت سد را در کنترل بحران منابع آب بویژه در شرایط خشکسالی که کمبود آب، تخصیص محتاطانه و در عین حال با کمترین خسارت را اجتناب ناپذیر می‌سازد، یاری می‌کند. این امر در رابطه با تخصیص آب در بخش کشاورزی و آگاهی بخشیدن به زارعین قبل از دوره زراعی در خصوص انتخاب الگوی کشت سازگار با موجودی منابع آب نیز حائز اهمیت است.

منابع

- شرکت مدیریت منابع آب ایران (۱۳۸۹)، آمار دبی ایستگاه‌های هیدرومتری حوضه آبریز زاینده رود.
- شرکت مهندسی مشاور جاماب (۱۳۸۴)، طرح جامع آب کشور، گزارش هیدرولوژی حوضه آبریز زاینده رود، وزارت نیرو.
- Beaulieu, J. J., and J.A Miron., (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S data, *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.
- Brendstrup, B., shyllberg, m., nielsen., (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8 : 326-394.
- Darne, O., and C. Diebolt., (2002), A note on seasonal unit root tests . *Quality and quantity*, 36: 305-310.
- Frances, P. H., and Hobijn, B, (2002). Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*. 36: 305–310.
- Ghysels, E., Lee, H. S. & Noh, J., (1994). Testing for unit roots in seasonal time series: Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics* 62: 415–442.

- Hylleberg, S., (1995), Tests for seasonal unit roots: general to specific or specific to general, *Journal of Econometrics*, 69: 5-25
- Hylleberg, S., Jorgensen, C. & Sorensen, N. K., (1993). Seasonal in macroeconomic time series. *Empirical Economics* 18: 321–335.
- Kim, H., and I. Moosa, (2001), Seasonal behavior of monthly international tourist flows: Specification and implications for forecasting models, *Tourism Economics*, 7: 81-396
- Kim, J.H., and H. Moosa, (2005), Forecasting international tourist flows to Australia :A comparison between the direct and indirect methods. *Tourism Management*, 26: 69-78
- Lim, C., and M. McAleer., (2000). A seasonal analysis of Asian tourist arrivals to Australia. *Applied Economics*, 32, 499-509.
- United Nations,(1997). Sustainable development of Water Resources in Asia and the Pacific: An overview.
- Yevjevich, V., (1995). Effect of area time horizons in comprehensive and integrated water resources management, *Water Science and Technology*, Vol. 31(8), pp 19-25.

Application of Seasonal Time Series Models in Water Supply Management: Case Study of Zayanderood Dam

M. Fehrest¹, H. Salami² & M. Nazari³

Abstract

Lack of water resource in Iran specially central plateau, increased pay attention to supply- demand management. Accurate predictions runoff entering the dams help water planners in the optimal allocation of reservoir water to the various economic sectors including agriculture. The main purpose of this paper is to model runoff entering the Zayanderood dam can be used as a tool to predict runoff. Monthly runoff data recorded by Ghale Shahrokh hydrometric station (station measures runoff input to the dam) has been used on Zayanderood river during 1987 to 2008. The results of HEGY Seasonal unit root test showed that monthly runoff series has unit root at zero frequency. Result of box-jenkins modeling on stationary data indicated that seasonal ARIMA (1,1,5)(2,0,2) is the best model to forecast of seasonal runoff entering to dam based on prediction error criteria.

JEL classification: Q25

Keywords: runoff, Seasonal unit root test, seasonal ARIMA, box-jenkins method, seasonal effects

1 Expert of Agricultural Planning Economic & Rural Development Research institute and PhD student of Faculty of Agricultural Economics and Development, Tehran University.

2 Professor of Agricultural Economic Department of Faculty of Agricultural Economics and Development, Tehran University.

3 PhD student of Faculty of Agricultural Economics and Development, Tehran University.
Email: m.fehrest@ut.ac.ir