

## ارائه الگوی پیش‌بینی مصرف آب شرب و کشاورزی استان تهران (مطالعه موردی: سد امیرکبیر)

سعید یزدانی<sup>۱</sup>، سمانه عابدی<sup>۲\*</sup>، سپیده عابدی<sup>۳</sup>

۱. استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی، دانشگاه تهران

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی انرژی‌های تجدیدپذیر، دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۱۰ - تاریخ تصویب: ۹۲/۰۲/۱۵)

### چکیده

با توجه به اهمیت و نقش پیش‌بینی مصرف آب در خصوص مدیریت منابع آب و اتخاذ سیاست‌های درازمدت و کوتاه‌مدت مناسب در جهت بهینه‌سازی تقاضای آب این مطالعه با هدف تدوین الگویی برای پیش‌بینی مصرف آب به روش باکس و جنکینز انجام شده است. برای این منظور از داده‌های ماهانه مصرف آب شرب و کشاورزی در سطح استان تهران برای سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۸ استفاده شده است. *Beaulieu and Miron* (1993) آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی را بر مبنای تکنیک *HEGY* برای داده‌های ماهانه بسط داده‌شده انجام دادند. نتایج بر اساس روش باکس-جنکینز بیانگر آن است که الگوی مناسب برای پیش‌بینی مصرف آب در دو بخش شرب و کشاورزی به ترتیب، الگوی آریمای فصلی  $SARIMA(1,1,1)$  و  $SARIMA(3,1,3)$  و  $SARIMA(5,0,4)$  و  $SARIMA(1,0,5)$  تشخیص داده شد. بر اساس الگوهای ارائه‌شده میزان مصرف آب در دو بخش مورد مطالعه در هر دوره متأثر از میزان آن‌ها و شوک‌های وارد بر آن‌ها در دوره‌های قبل است؛ بنابراین پیش‌بینی مقادیر مذکور نه به طور دقیق بلکه به صورت نسبی این امکان را فراهم می‌سازد تا سیاست‌گذاران یک دید کلی در مورد تغییرات مصرف آب در بخش شرب و کشاورزی در ماه‌های آینده داشته باشند تا با استفاده از آن بتوانند برای انجام اقدامات لازم در خصوص مدیریت صحیح مصرف و بهره‌برداری از مخازن برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری‌های آتی مؤثرتری داشته باشند.

**واژه‌های کلیدی:** استان تهران، باکس و جنکینز، ریشه واحد فصلی، مصرف آب شرب و کشاورزی

### مقدمه

افزایش میزان تقاضا برای آب باعث افزایش شکاف میان عرضه و تقاضای آب شده و افزایش این شکاف توجه جدی به مابانی برنامه‌ریزی اقتصادی منابع آب و تخصیص بهینه آن را اجتناب‌ناپذیر کرده و مدیریت تقاضای آب را ضروری ساخته است (Tajrishi and Abrishamchi, 2004). از یک سو شرایط خاص اقلیمی و پراکنش نامناسب مکانی و زمانی ریزش‌های جوی منجر شده است که ایران در

آب در هر کشور و منطقه‌ای یکی از سرمایه‌های ملی به شمار می‌رود و قابل جایگزینی با هیچ‌کدام از منابع طبیعی و مصنوعی دیگر نیست (Tabesh et al., 2004). با توجه به رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، تغییر الگوی مصرف، توسعه بخش‌های اقتصادی و بالارفتن سطح بهداشت و رفاه روزبه‌روز نگرانی بروز کم‌آبی کشور افزایش می‌یابد. تداوم

برای پیش‌بینی معرفی و توسعه یافته است (Salami and Jahangard, 2009)، به طوری که Quevedo and Cembrano (1986) برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف آب شهر بارسلونا، Zhou et al. (2000) برای بررسی مصرف روزانه آب شهر ملبورن، Liu et al. (2003) برای پیش‌بینی تقاضای آب شهر وینان در چین، Karimi (2001) به منظور بررسی مصرف کوتاه‌مدت آب در شهر تهران، Gushe (2003) برای پیش‌بینی مصرف آب شهر تهران، Tabesh et al. (2004) برای پیش‌بینی مصرف آب روزانه شهری و Sharzei et al. (2008) به منظور مقایسه روش‌های پیش‌بینی تقاضای سرانه آب شهر تهران با استفاده از روش‌های پیش‌بینی پایه رگرسیونی، خودتوضیحی، شبکه عصبی مصنوعی و روش منطق فازی، الگوی مناسب برای پیش‌بینی مقادیر آبی سری زمانی مورد مطالعه خود را ارائه داده‌اند.

بنابراین، با توجه به اینکه یکی از پیش‌نیازهای مهم در برنامه‌ریزی، طراحی، اجرا و مدیریت بهتر منابع آب پیش‌بینی دقیق مصرف آب است، در این مطالعه با استفاده از روش تحلیل سری زمانی به ارائه الگوی مصرف آب و پیش‌بینی آن در بخش شرب و کشاورزی استان تهران پرداخته شده است که از سد امیرکبیر تأمین می‌شود.

### روش تحقیق

با توجه به اینکه در این مطالعه از داده‌های سری زمانی ماهانه استفاده شده است، لازم است ابتدا ایستایی داده‌ها بررسی شود. مطالعات تجربی بیانگر آن است که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی رفتار فصلی متغیر دارند (Brendstrup et al., 2004) و بیشتر از فرایند روند تصادفی یا فرایند فصلی تصادفی نایستا تبعیت می‌کند (Beaulieu and Miron, 1993)؛ از این رو لازم است وجود فرایند تصادفی نایستا در سری زمانی شناسایی شود. در این مطالعه، بررسی ایستایی سری از طریق انجام آزمون ریشه واحد فصلی انجام شده است؛ زیرا با بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه<sup>۱</sup> (SACF) به طور قاطع در مورد وضعیت ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیرها نمی‌توان اظهار نظر کرد؛ به عبارت دیگر، تفاضل‌گیری فصلی به معنی پذیرش فرض وجود تمام ریشه‌های واحد فصلی در

زمره کشورهای خشک و نیمه‌خشک قرار گیرد و از سوی دیگر این مسئله باعث شده است که کمبود آب در ایران یکی از عوامل محدودکننده اصلی توسعه فعالیت‌های اقتصادی ایران به شمار رود. در این بین، کلان شهر تهران با توجه به جمعیت انبوه آن و واقع شدن در حوزه‌های پرآب کشور، از موقعیت خاصی برخوردار است. رودخانه‌های شور، کرج، جاجرود و مسیل‌های شهر تهران منابع آب‌های سطحی استان تهران هستند. در این میان، سد امیرکبیر با سطح حوزه آبریزی به مساحت ۷۶۴ کیلومتر مربع و با متوسط جریان آب سالانه به میزان ۴۷۲ میلیون متر مکعب بزرگ‌ترین منبع تأمین آب استان تهران محسوب می‌شود. کنترل سیلاب‌های بهاره و جلوگیری از خسارت‌های ناشی از سیل، تأمین آب شرب تهران سالانه به میزان ۳۴۰ میلیون متر مکعب، تنظیم آب برای مصارف آبیاری و کشاورزی اراضی حومه کرج به میزان ۱۳۰ میلیون متر مکعب در سال و تولید انرژی «برق-آبی» برای کمک به شبکه سراسری برق، به‌ویژه در ساعات اوج مصرف، به میزان سالانه ۱۵۰۰۰۰ مگاوات ساعت از اهداف احداث این سد است (Tehran Regional Water Company, 2010).

در استان تهران، حدود ۳۰ درصد منابع آب صرف شرب و ۶۰ درصد در بخش کشاورزی مصرف می‌شود. به طوری که در سال ۱۳۹۰ میزان مصرف آب شرب و کشاورزی به ترتیب یک میلیارد و ۷۶۶ میلیون و ۲/۵ میلیارد مترمکعب است. لازم به ذکر است حدود ۷۰ درصد این میزان آب از منابع آب‌های سطحی تأمین شده است (Tehran Regional Water Company, 2011). مقایسه میزان مصرف آب در دو بخش مذکور با حجم ریزش‌های جوی در استان تهران با توجه به میزان تبخیری که صورت می‌گیرد و میزان آبی که برای جبران افت سفره‌های زیرزمینی به صورت طبیعی از دسترس خارج می‌شود کمبود منابع آبی را نشان می‌دهد. با توجه به محدودیت منابع آبی، مسئله استفاده و مدیریت بهینه از این منابع حائز اهمیت است؛ از این رو اندیشیدن تدابیری در خصوص مدیریت منابع آب و اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت بهینه‌سازی مصرف آب می‌تواند نقش مؤثرتری در حفاظت از منابع آب در کشور داشته باشد. یکی از موضوعات مورد بررسی در این زمینه پیش‌بینی تقاضا و مصرف آب است. با استخراج تابع پیش‌بینی‌کننده مصرف آب می‌توان به منظور مدیریت بهینه تقاضا و آبرسانی اقدامات لازم را به عمل آورد؛ به همین دلیل در دهه‌های اخیر روش‌ها و الگوهای مختلفی

1. Sample autocorrelation function

Miron and Beaulieu (1993) معادله رگرسیونی ۲ را برای آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی ارائه کرده‌اند.

$$(1-L^p)A_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j (1-L^j)A_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن  $p$  درجه تعمیم معادله برای تأمین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلاص معادله و  $y_{i,t}$  تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های  $A_t$  است. به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی، ابتدا معادله ۲ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود؛ سپس معنی‌داری پارامترهای  $\pi_i$  توسط آماره‌های آزمون  $F$  و  $t$  ارزیابی می‌شوند. در صورت ظاهر شدن ریشه واحد در بیش از یک فراوانی باید از حاصل ضرب فیلترهای تفاضل‌گیری مربوط استفاده کرد. در مرحله بعد، پس از اطمینان از پایایی سری مورد نظر، می‌توان بر اساس مراحل روش باکس و جنکینز به الگوسازی رفتار آن اقدام کرد.

سری زمانی است، در حالی که ممکن است سری زمانی تنها یک یا چند ریشه واحد فصلی داشته باشد و در نتیجه استفاده از تفاضل‌گیری فصلی به تفاضل‌گیری بیش‌ازحد منجر شود (Brendstrup et al., 2004)؛ از این رو برای رفع این مشکل از آزمونی استفاده می‌شود که Beaulieu and Miron (1993) برای سری‌های زمانی ماهانه بسط داده‌اند. بر اساس این رهیافت  $X_t$  سری زمانی مورد است که از طریق فرایند اتورگرسیون ماهانه ذیل ایجاد می‌شود:

$$\phi(L)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن  $\phi(L)$  یک چند جمله‌ای از درجه ۱۲  $(\phi(L) = 1 - L^{12})$ ، عملگر وقفه‌ای، و  $\varepsilon_t$  یک فرایند نوفه سفید است؛ همچنین  $\mu_t$  به صورت  $\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t}$  تعریف می‌شود و شامل عرض از مبدأ  $(\alpha)$ ، روند خطی  $(t)$  و متغیرهای موهومی ماهانه  $(D_{s,t})$  است. عبارت چندجمله‌ای  $\phi(L)$  دارای ۱۲ ریشه مشخصه است که عبارتند از (Beaulieu and Miron, 1993):

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

جدول ۱. فیلترهای تفاضل‌گیری و ریشه‌های واحد فصلی در داده‌های ماهانه

فیلترها	ریشه‌ها	فراوانی‌ها	تعداد چرخه‌ها در یک سال
$(1-L)$	۱	۰	۰
$(1+L)$	-۱	$\pi$	۶
$(1+L^2)$	$\pm i$	$\frac{\pi}{2}$	۳
$(1+\sqrt{3}L+L^2)$	$-\frac{1}{\sqrt{3}}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\frac{5\pi}{6}$	۵
$(1-\sqrt{3}L+L^2)$	$\frac{1}{\sqrt{3}}(1 \pm \sqrt{3}i)$	$\frac{\pi}{6}$	۱
$(1+L+L^2)$	$-\frac{1}{\sqrt{3}}(\sqrt{3} \pm i)$	$\frac{2\pi}{3}$	۴
$(1-L+L^2)$	$\frac{1}{\sqrt{3}}(\sqrt{3} \pm i)$	$\frac{\pi}{3}$	۲

مأخذ: (1999) Osborn and Rodrigues

(1996). در حالت کلی، می‌توان روش‌های کمی را به دو گروه رگرسیونی و غیررگرسیونی تقسیم کرد. در این مطالعه، الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک فصلی (SARIMA)، که فرم

روش‌های پیش‌بینی بسته به اینکه چه میزان روش‌های ریاضی و آماری در آن استفاده شده باشد، به طور گسترده به روش‌های کیفی و کمی دسته‌بندی می‌شوند (O'Connel,

که  $\varepsilon_t$  یک فرایند نوفه سفید و  $\mu$  عرض از مبدأ و یک مقدار ثابت است؛ همچنین  $\Delta^d = (1-L)^d$  و  $\Delta^D = (1-L^S)^D$  به ترتیب عملگرهایی برای  $d$  مرتبه تفاضل گیری غیر فصلی و  $D$  مرتبه تفاضل گیری فصلی و  $\beta_p(L)$ ،  $\theta_q(L)$ ،  $\Phi_p(L^S)$  و  $\pi_Q(L^S)$  چند جمله ای هایی از  $L$  و  $L^S$  هستند، به طوری که (Lim and McAleer, 2000):

$$\beta_p(L) = 1 - \beta_1 L - \dots - \beta_p L^p \quad (۴)$$

$$\theta_q(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q \quad (۵)$$

$$\Phi_p(L) = 1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^{PS} \quad (۶)$$

$$\pi_Q(L) = 1 - \pi_1 L - \dots - \pi_Q L^{QS} \quad (۷)$$

در طول زمان و شناخت مؤلفه های آن به تحلیل نموداری این سری ها پرداخته می شود. نمودار ۱ روند تغییرات مصرف آب در بخش های کشاورزی و شرب را در سال های ۱۳۸۰-۱۳۸۸ نشان می دهد. بررسی اولیه مصرف ماهانه بیانگر دو مشخصه اصلی در زمینه ماهیت داده ها است. اول اینکه حرکت رو به رشد مصرف آب کشاورزی و حرکت کاهنده مصرف آب شرب در سال های مورد بررسی حکایت از وجود مؤلفه روند دارد. همان طور که در نمودار ۱ و ۲ مشاهده می شود، الگوی مصرف آب شرب در ماه های مختلف سال متفاوت است. بخشی از این تفاوت ناشی از تفاوت شرایط آب و هوایی در ماه های مختلف و بخشی دیگر ناشی از آداب و رسوم نظیر خانه تکانی اسفند و تعطیلات نوروز است؛ به عبارت دیگر، با نزدیک شدن به ماه های گرم سال و همچنین با نزدیکی به تعطیلات آخر سال مصرف آب افزایش می یابد. علاوه بر آن الگوی مصرف آب کشاورزی نیز در ماه های مختلف سال متفاوت است، به طوری که مصرف آب کشاورزی از فروردین ماه افزایش می یابد و در خرداد ماه، که زمان انجام عملیات داشت و آبیاری محصولات است، به بیشترین مقدار خود می رسد و پس از آن و با نزدیک شدن به فصل برداشت محصول، میزان مصرف آن کاهش پیدا می کند.

توسعه یافته روش رگرسیونی غیر علی ARMA است، علاوه بر مؤلفه روند زمانی دارای آثار فصلی استوکاستیک نیز هست و برای تبیین رفتار سری های زمانی به کار رفته است. فرم کلی یک مدل SARIMA عبارت است از (Lim and McAleer, 2000)

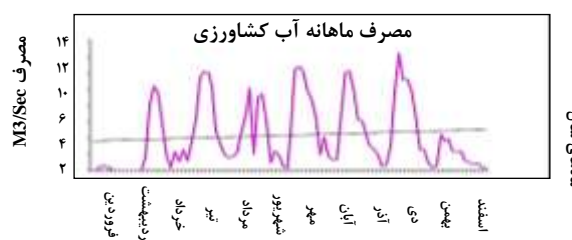
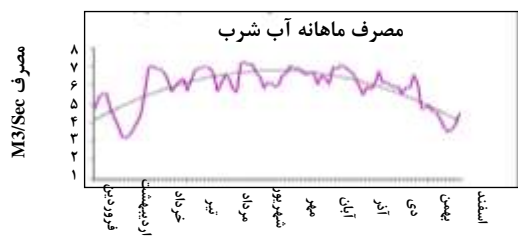
$$\beta_p(L)\Phi_p(L^S)\Delta^d \Delta^D X_t = \mu + \theta_q(L)\pi_Q(L)\varepsilon^S \quad (۳)$$

که در آن  $\beta$ ،  $\theta$ ،  $\Phi$  و  $\pi$  پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. دو رابطه اول به ترتیب بیانگر اجزای  $AR$  و  $MA$  غیر فصلی و دو رابطه دیگر به ترتیب اجزای خود رگرسیون فصلی ( $SAR$ ) و میانگین متحرک فصلی ( $SMA$ ) هستند (Lim and McAleer, 2000).

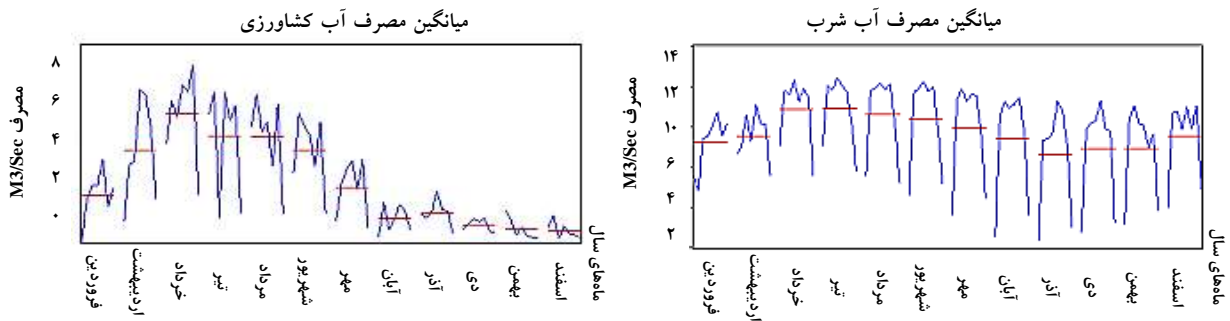
در این مطالعه، الگوسازی رفتار تقاضای آب شرب و کشاورزی استان تهران با استفاده از میزان مصرف ماهانه آب مربوط به سال های ۱۳۸۰-۱۳۸۸ سد امیرکبیر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده است. اطلاعات مورد نیاز از شرکت آب منطقه ای استان تهران جمع آوری شده است؛ همچنین پس از تخمین الگو برای ارزیابی آن الگوهای با درجات مختلف نیز برآورد و با الگوی اولیه مقایسه و در نهایت الگوی مناسب بر اساس معیار آکایک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، تصادفی بودن جملات اخلال حاصل از برآورد و درصد میانگین مطلق خطا (MAPE)<sup>۱</sup> مشخص شده است.

## نتایج و بحث

ابتدا، به منظور بررسی رفتار سری مصرف آب شرب و کشاورزی



نمودار ۱. روند مصرف آب شرب و کشاورزی استان تهران



نمودار ۲. روند میانگین مصرف آب شرب و کشاورزی استان تهران در ماه‌های مختلف سال

الگوسازی مصرف با توجه به آن‌ها صورت گرفته است. برای استفاده از متدولوژی باکس-جنکینز برای تدوین الگوی پیش‌بینی ابتدا وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی در سری مصرف آب شرب و کشاورزی بررسی شد. برای این منظور معادله ۲ با استفاده از روش *OLS* تخمین زده شد؛ سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی *LM* مشخص شد که جملهٔ اخلاص سری، نوفه سفید است و نیازی به واردکردن وقفه برای ایستاشدن آن ندارد. پس از آن، آزمون ریشهٔ واحد *BM* برای هر دو سری صورت گرفت که نتایج آن در جدول ۲ و ۳ گزارش شده است.

مشخصهٔ دوم وجود مؤلفهٔ تغییرات فصلی در ماهیت ایجاد سری مصرف آب شرب و کشاورزی است. با توجه به نمودار ۲، مصرف آب شرب در تیرماه به بیشترین و در آذرماه به کمترین مقدار می‌رسد. در واقع، این بخش از تغییرات مصرف در سال نوسانات فصلی محسوب می‌شود که در واقع یک حرکت سیستماتیک، و نه ضرورتاً منظم، در یک سال است (Ghahremanzadeh and Salami, 2007)؛ همچنین در زمینهٔ آب کشاورزی مصرف در خردادماه به بیشترین مقدار و در اسفندماه به کمترین مقدار می‌رسد؛ بنابراین مؤلفهٔ تغییرات فصلی و روند از اجزای تشکیل‌دهندهٔ این سری‌ها هستند که

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد *BM* برای سری مصرف آب شرب

مقادیر	$t_1$	$t_2$	$F_{3,94}$	$F_{0,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
محاسباتی	۲۸/۴۹	۳۱/۰۶	۳/۵۵	۴/۷۰	۴/۳۲	۳/۰۲	۳/۸۶
بحرانی (۰/۵)	-۳/۱۹	-۲/۵۶	۵/۷۷	۵/۷۷	۵/۷۷	۵/۸۴	۵/۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون ریشهٔ واحد *BM* برای سری مصرف آب کشاورزی

مقادیر	$t_1$	$t_2$	$F_{3,94}$	$F_{0,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
محاسباتی	۱۳/۱۴	۱۴/۲۹	۳/۲۷	۴/۰۶	۵/۸۳	۵/۸۴	۶/۳۷
بحرانی (۰/۵)	-۳/۱۹	-۲/۵۶	۵/۷۷	۵/۷۷	۵/۷۷	۵/۸۴	۵/۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فیلترهای فصلی است؛ همچنین مقایسهٔ آماره‌های محاسبه-شدهٔ آزمون *BM* مربوط به آب کشاورزی با مقادیر بحرانی نشان‌دهندهٔ وجود ریشه‌های فصلی در فراوانی‌های  $\frac{\pi}{2}, \frac{5\pi}{6}$  در سطح احتمال ۵ درصد است؛ از این رو سری زمانی باید با به‌کارگیری حاصل‌ضرب دو فیلتر تفاضل‌گیری فصلی  $(1 + \sqrt{3}L + L^2) \times (1 + L^5)$  ایستا شود؛ البته به منظور اطمینان از ایستاشدن سری‌ها، پس از تبدیل، آزمون *BM* دوباره بر روی داده‌ها انجام گرفت که نتایج بیانگر معنی‌داری

بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد، مقایسهٔ آماره‌های محاسبه‌شدهٔ آزمون *BM* با مقادیر بحرانی آن‌ها، بیانگر معنی‌دار نبودن آماره‌های آب شرب در سطح احتمال ۵ درصد است که با توجه به تغییر الگوی رفتار فصلی مصرف در این دوره، وجود ریشه‌های فصلی نیز در این سری دور از انتظار نبود؛ بنابراین سری زمانی باید با به‌کارگیری یک تفاضل‌گیری فصلی ایستا شود. فیلتر تفاضل‌گیری مناسب برای ایستاشدن این سری به صورت حاصل‌ضرب تمام

مشخص است که فرایند فصلی این سری دارای دو وقفه میانگین فصلی  $SAR(2)$  است؛ لذا برای پیش‌بینی مصرف آب شرب الگوی  $SARIMA(2,0,2)(2,0,0)$  به عنوان اولین الگوی منتخب برای برآورد انتخاب شد. علاوه بر آن الگوهای دیگری نیز با درجات مختلف برآورد شدند؛ همچنین آزمون نوفه سفید بودن اجزای اخلال با استفاده از آزمون یونگ و باکس نیز نشان داد که از بین الگوهای برآوردی تنها چهار مدل ارائه شده در جدول ۴ دارای جزء اخلال بدون خودهمبستگی بوده‌اند؛ لذا با توجه به معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و معیار خطای پیش‌بینی، در نهایت الگوی  $SARIMA(3,1,3)(1,1,1)$  برای پیش‌بینی مصرف آب شرب مناسب تشخیص داده شد. خطای پیش‌بینی این الگو بر اساس معیار میانگین قدر مطلق درصد خطا  $3/86$  درصد بوده که کمترین درصد خطا و کمترین مقادیر معیارهای  $AIC$  و  $BSC$  را در بین الگوهای برآوردی به خود اختصاص داده است. همچنین، مقایسه مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده مصرف آب شرب برای هشت ماه آخر سال ۱۳۸۸ در جدول ۵ ارائه شده است.

همه آماره‌های  $t_k$  و  $F_{k,k+1}$  در سطح ۵ درصد بود؛ همچنین برای انتخاب الگو از مراحل سه‌گانه باکس و جنکینز استفاده شد. بر اساس این رویکرد وقفه‌های مناسب خودرگرسیون و میانگین متحرک غیرفصلی ( $q$  و  $p$ ) و فصلی ( $Q$  و  $P$ ) بر اساس بررسی رفتار نمودارهای  $ACF$  و  $PACF$  داده‌های ایستاشده شناسایی و سپس الگو با استفاده از روش OLS برآورد شد. الگوهای دیگری نیز با درجات متفاوت  $p$  و  $q$  برآورد شد. در نهایت، پس از انجام مراحل فوق، بهترین فرم تابعی بر اساس معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و حداقل خطای پیش‌بینی انتخاب شد.

بررسی رفتار نمودارهای خودهمبستگی جزئی و نمونه سری زمانی مصرف آب شرب نشان داد که  $ACF$  با سرعت و به صورت نمایی به سمت صفر مایل و بعد از وقفه ۲ منقطع می‌شود؛ همچنین  $PACF$  با سرعت به سمت صفر میل کرده و بعد از وقفه ۲، ۱۲ و ۲۴ منقطع شده است. بر این اساس به نظر می‌رسد بخش غیر فصلی فرایند سری مصرف آب شرب از الگوی خودهمبسته از درجه ۲،  $AR(2)$  و الگوی میانگین متحرک از درجه ۲  $MA(2)$  تبعیت می‌کند؛ همچنین بر اساس این نمودار

جدول ۴. نتایج الگوهای پیش‌بینی مصرف آب شرب

$SARIMA$ (۴,۱,۳)	$SARIMA$ (۳,۱,۳)	$SARIMA$ (۳,۱,۶)	$SARIMA$ (۳,۱,۳)	$SARIMA$ (p,d,q)
(۲,۱,۲)	(۳,۱,۳)	(۳,۱,۳)	(۱,۱,۱)	(P,D,Q)
-۰/۲۵	-۰/۴۴۴	-۰/۶۶	-۰/۴۴۵	AIC
۰/۹۹۳	-۰/۱۸۵	۰/۱۹۵	-۰/۱۸۲	BSC
۶/۴۳	۶/۲۵	۶/۳۲	۳/۸۶	MAPE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. مقادیر واقعی و پیش‌بینی ۸ ماه آخر مصرف آب شرب سال ۱۳۸۸ (متر مکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	درصد خطا
مرداد	۷/۵۸	۸/۰۳	۵/۸۶
شهریور	۷/۸۱	۷/۷۸	۰/۰۵
مهر	۷/۲۱	۶/۹۴	۳/۷۹
آبان	۷/۱۷	۶/۶۵	۷/۲۴
آذر	۶/۴۸	۵/۹۵	۸/۲۵
دی	۵/۶۳	۵/۶۵	۰/۲۵
بهمن	۵/۰۶	۴/۹۷	۱/۸۲
اسفند	۵/۲۶	۵/۴۴	۳/۲۲
میانگین	۶/۵۰	۶/۴۲	۳/۸۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

علاوه بر آن، بررسی رفتار نمودارهای خودهمبستگی جزئی و نمونه سری زمانی مصرف آب کشاورزی نشان داد که  $ACF$  با سرعت و به صورت نمایی به سمت صفر میل می‌کند و بعد از وقفه ۲ و ۱۲ منقطع می‌شود؛ همچنین  $PACF$  با سرعت به سمت صفر میل کرده و بعد از وقفه ۲، ۱۲ و ۳۶ منقطع شده است. بر این اساس به نظر می‌رسد بخش غیر فصلی فرایند سری مصرف آب شرب از الگوی خودهمبسته از درجه ۲،  $AR(2)$  و الگوی میانگین متحرک از درجه ۲،  $MA(2)$  تبعیت می‌کند. بر اساس این نمودار مشخص است که فرایند فصلی این سری دارای سه وقفه میانگین فصلی  $SAR(3)$  و یک میانگین متحرک فصلی  $SMA(1)$  است و بنابراین برای پیش‌بینی مصرف آب کشاورزی اولین الگوی انتخابی برای تخمین، الگوی

جدول ۶. نتایج الگوهای پیش‌بینی مصرف آب کشاورزی

$SARIMA$ (۱,۰,۵)	$SARIMA$ (۰,۰,۰)	$SARIMA$ (۰,۰,۴)	$SARIMA$ (p,d,q)
(۵,۰,۴)	(۴,۱,۴)	(۵,۰,۴)	(P,D,Q)
-۳/۶۸	-۱/۵۷	-۳/۰۸	AIC
-۳/۱۶	-۰/۲۴	-۲/۶۳	SC
۶/۷	۱۱/۷۷	۹/۲۸	MAPE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. مقادیر واقعی و پیش‌بینی هشت ماه آخر مصرف آب کشاورزی سال ۱۳۸۸ (متر مکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	درصد خطا
مرداد	۱/۱۶	۱/۲۵	۷/۷۵
شهریور	۱/۱۹	۱/۲۹	۸/۴۰
مهر	۰/۵۹	۰/۵۶	۵/۰۸
آبان	۰/۴۹	۰/۴۸	۲/۰۴
آذر	۰/۳۸	۰/۴۱	۷/۸۹
دی	۰/۴۳	۰/۴۴	۲/۳۲
بهمن	۰/۲	۰/۲۲	۱۰
اسفند	۰/۲	۰/۱۸	۱۰
میانگین	۰/۵۸	۰/۶	۶/۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری  
این مطالعه با هدف الگوسازی رفتار مصرف آب شرب و کشاورزی در سطح استان تهران با استفاده از روش باکس و جنکینز انجام گرفت. برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی نیز از مبنای تکنیک Beaulieu and Miron (1993)

برای داده‌های ماهانه بسط داده‌شده استفاده شده است. با توجه به تغییر الگوی رفتار فصلی مصرف آب شرب و کشاورزی در این دوره، وجود ریشه‌های فصلی در این دو سری دور از انتظار نبود که نتایج آزمون نیز وجود ریشه‌های واحد فصلی را نشان داد. علاوه بر آن، انتخاب مدل بر اساس مراحل سه‌گانه باکس و

کوتاه‌مدت بسیار مهم است و از آن می‌توان برای مدیریت بهره‌برداری از مخازن و تصفیه‌خانه‌های آب، برنامه‌ریزی و مدیریت پمپ‌ها و شیرآلات شبکه، کنترل کیفیت آب، مدیریت بهره‌برداری در تصفیه‌خانه، مقایسه عرضه و تقاضای آب و غیره بهره برد؛ از این رو پیش‌بینی مقادیر مذکور نه به طور دقیق بلکه به صورت نسبی این امکان را فراهم می‌سازد تا سیاست‌گذاران دیدی کلی در مورد تغییرات مصرف آب در بخش شرب و کشاورزی در ماه‌های آینده داشته باشند تا با استفاده از آن بتوانند در آینده برای مدیریت منابع آب برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری‌های مؤثرتری داشته باشند.

جنکینز انجام گرفت. با توجه به معیارهای حداقل  $BSC$ ،  $AIC$  و معیارهای خطای پیش‌بینی در نهایت برای مصرف آب شرب و کشاورزی به ترتیب الگوی  $SARIMA(3, 1, 3)(1, 1, 1)_p$  و  $SARIMA(1, 0, 5)(5, 0, 4)_p$  از میان سایر الگوها مناسب تشخیص داده شد.

بنابراین، با توجه به اینکه کمبود آب در ایران یکی از عوامل محدودکننده اصلی توسعه فعالیت‌های اقتصادی در آینده است، تدوین و طراحی برنامه‌های مؤثرتر برای دستیابی به تعادل نسبی در زمینه عرضه و مصرف این منبع اصلی ضروری است که جز با ایجاد یک نظام جامع مدیریت آب میسر نمی‌شود؛ بنابراین در مدیریت منابع آب دانستن تقاضای

## REFERENCES

- Beaulieu, J. J. & Miron, J.A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S data, *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.
- Brendstrup, B., shyilleberg, m. & Nielsen. (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8: 326-394.
- Gushe, S. (2003). *Short-term prediction of urban water using artificial neural networks*, M.s Thesis, Tehran University. Iran.
- Ghahremanzade, M. & Salami, H. A. (2007). Model to predict the price of poultry: A case study of Tehran province, *Iran Agricultural Sciences*, (1):1-17.
- Karimi, D. (2001). *Application of fuzzy logic in predicting short-term water consumption of Tehran*, MSc Thesis, Tarbiyat Modares University. Iran.
- Lim, C. & Mcaleer, M. (2000). A seasonal analysis of Asian tourist arrivals to Australia. *Applied Economics*, 32, 499-509.
- Liu, J., Savenije, H. & Xu, J. (2003). Forecast of water demand in Weinan City in China using WDF-ANN model, *Physics and Chemistry of the Earth*, 219-224.
- No Name. (2010). Tehran Regional Water Company, available at <http://thrw.ir/>.
- No Name. (2011). Tehran Regional Water Company, available at <http://thrw.ir/>.
- O'Connel, R. (1996). *Forecasting time series: identification, estimation and prediction*, translate by: Shiva, R., Institute for Trade Studies and Research, Tehran.
- Quevedo, J. & Cembrano G. (1986). Water demand forecasting through time series analysis, *Proceedings water and data Processing, Presse Ponts et Chausseées*, Paris.
- Rodrigues, P. M. M. & Osborn, D. R. (1999). Performance of seasonal unit root tests for monthly data. *Journal of Applied Statistics*, 26(8): 985-1004.
- Salami, H. & Jahangard, H. (2009). Time series modeling for forecasting consumption of Apples and Oranges in Iran, *Agricultural Economy and Development*, 17 (67):117-134.
- Sharzei, GH., Ahrari, M. & Fakhraie, H. (2008). Prediction of water demand in Tehran, by using structural Model, time series and neural network (GMDH), *Journal of Economic Research*, No. 84.
- Tajrish, M. & Abrishamchi, A. (2004). Demand management of water resources, *Methods of prevention of waste of national resources Conference*. Iran.
- Tabesh, M., Gshe, S. & Yazdan Panah, J. (2004). Water consumption prediction using artificial neural networks, *First National Congress on Civil Engineering*, Sharif University.
- Zhou, S.L., McMahon, T.A. & lewis, J. (2000). Forecasting daily urban water demand: a case study of Melbourne, *Journal of Hydrology*, Vol.236, No.2, pp 153-164.