

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

سمانه عابدی و سعید یزدانی<sup>۱</sup>

### چکیده

با توجه به اهمیت و نقش پیش بینی مصرف آب در خصوص مدیریت منابع آب و اتخاذ سیاست‌های درازمدت و کوتاه مدت مناسب در جهت بهینه سازی تقاضای آب، این مطالعه با هدف تدوین الگویی جهت پیش‌بینی مصرف آب به روش باکس و جنکینز انجام شده است. برای این منظور از داده‌های ماهیانه مصرف آب شرب و کشاورزی در سطح استان تهران برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۰ استفاده گردیده است. آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی بر مبنای تکنیک HEGY که توسط بولیو و ماریو (۱۹۹۳) برای داده‌های ماهیانه بسط داده شد، صورت گرفته است. نتایج این آزمون نشان داد، سری زمانی مصرف آب، در بخش شرب دارای سه ریشه فصلی و در بخش کشاورزی دارای تمام ریشه‌های فصلی بوده است. براین اساس، با تعقیب روش باکس-جنکینز بر روی داده‌های تبدیل شده، الگوی مناسب برای پیش‌بینی مصرف آب در دو بخش شرب و کشاورزی به ترتیب، الگوی آریمای فصلی  $SARIMA(3, 1, 3)(1, 1, 1)_{12}$  و  $SARIMA(5, 0, 4)_{12}$  تشخیص داده شد.

طبقه بندی JEL : Q25

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

### مقدمه

آب در هر کشور و منطقه به عنوان یکی از سرمایه‌های ملی محسوب شده و قابل جایگزینی به وسیله هیچکدام از منابع طبیعی و مصنوعی دیگر نمی باشد (تابش و همکاران، ۱۳۸۳). با توجه به رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، تغییر الگوی مصرف، توسعه بخش‌های اقتصادی و بالارفتن سطح بهداشت و رفاه، روز به روز نگرانی بروز کم آبی کشور افزایش می‌یابد. تداوم افزایش میزان تقاضا برای آب باعث افزایش شکاف میان عرضه و تقاضای آب و افزایش این شکاف، توجه جدی به مبنای برنامه ریزی اقتصادی منابع آب و تخصیص بهینه آن را اجتناب ناپذیر کرده و مدیریت تقاضای آب را ضروری می‌سازد (مسعود تجربی و احمد ابریشم چی، ۱۳۸۳).

شرایط خاص اقلیمی و پراکنش نامناسب مکانی و زمانی ریزش‌های جوی، منجر شده است که ایران در زمره کشورهای خشک و نیمه خشک قرار گیرد. از طرف دیگر این مساله باعث شده است که کمبود آب در ایران به عنوان یکی از عوامل محدود کننده اصلی توسعه فعالیت‌های اقتصادی ایران به شمار رود. در این بین، کلان شهر تهران با توجه به جمعیت انبوه آن از یک سو و واقع شدن در حوزه‌های پرآب کشور از سوی دیگر، از موقعیت خاصی برخوردار است. رودخانه‌های شور، کرج، جاجرود و مسیل‌های شهر

<sup>1</sup> به ترتیب دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

تهران منابع آب‌های سطحی استان تهران هستند. سد کرج با حجم کلی ۲۰۵ میلیون متر مکعب، سد لتیان با ۹۵ میلیون مترمکعب، سد لار با ۹۶۰ میلیون مترمکعب، سد ماملو با ۲۴۵ میلیون مترمکعب (در حال ساخت با پیشرفت فیزیکی ۸۰ درصد) و سد طالقان با ۱۵۰ میلیون مترمکعب از عوامل تعیین‌کننده در مدیریت آب‌های سطحی به شمار می‌آیند. در این میان سد کرج با سطح حوزه آبریزی به مساحت ۷۶۴ کیلومتر مربع و با متوسط جریان آب سالانه به میزان ۴۷۲ میلیون مترمکعب، به عنوان 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 مترمکعب، تنظیم آب برای مصارف آبیاری و کشاورزی اراضی حومه کرج به میزان ۱۳۰ میلیون مترمکعب در سال و تولید انرژی «برق\_آبی» جهت کمک به شبکه سراسری برق به ویژه در ساعات اوج مصرف به میزان سالانه ۱۵۰۰۰۰ مگاوات ساعت از اهداف احداث این سد می‌باشد (شرکت آب منطقه ای تهران، ۱۳۸۹).

بنابراین در دهه های اخیر با توجه به مشکل کمبود منابع آبی، مسأله استفاده و مدیریت بهینه از این منابع اهمیت خاصی پیدا کرده است که ممکن است در سال های آتی با مشکلات جدی تری در زمینه تأمین آب روبرو شود. از این رو اندیشیدن تدابیری درخصوص مدیریت منابع آب و اتخاذ سیاست‌های دراز مدت و کوتاه مدت مناسب در جهت بهینه سازی مصرف آب، می‌تواند نقش مؤثرتری در حفاظت از منابع آب در کشور داشته باشد. یکی از موضوعات مورد بررسی در این زمینه پیش بینی تقاضا و مصرف آب می‌باشد. با استخراج تابع پیش بینی کننده مصرف آب می‌توان جهت مدیریت بهینه تقاضا و آبرسانی اقدامات لازم را به عمل آورد.

به طور کلی پیش بینی در سه بخش درازمدت، میان مدت و کوتاه مدت انجام می‌گیرد که هر یک با توجه به بازه زمانی مربوطه مورد استفاده قرار می‌گیرد. آنچه در پیش بینی درازمدت در نظر گرفته می‌شود، تخمین میزان مصرف آب در سالهای آینده جهت تصمیم گیری در مورد افزایش ظرفیت منابع تأمین آب، افزایش ظرفیت خطوط انتقال و تشخیص حجم مورد نیاز مخازن ذخیره می‌باشد. در پیش بینی میان مدت، نوسانات مصرف آب در ماه ها و فصول مختلف سال مورد توجه قرار می‌گیرد. پیش بینی کوتاه مدت، میزان مصرف احتمالی در ساعات و روزهای آینده را تعیین می‌کند. این نوع پیش بینی در بهره برداری بهینه و مناسب از مخازن، پمپ ها و شیرآلات و سایر تأسیسات شبکه های توزیع آب دارای اهمیت و حساسیت خاصی می‌باشد (تابش و همکاران، ۱۳۸۳).

از آنجایی که پیش بینی از ملزومات اصلی جهت سیاست‌گذاری و برنامه ریزی آینده است، اهمیت این بحث باعث شده است که در دهه های اخیر روش ها و الگوهای مختلفی برای پیش بینی معرفی شود و توسعه یابد (سلامی و جهانگرد، ۱۳۸۷). به طوری که سمبران و کوودو (۱۹۸۶) جهت پیش بینی کوتاه مدت و بلندمدت مصرف آب شهر بارسلونا، زو و همکارانش (۲۰۰۰) برای بررسی مصرف روزانه آب شهر ملبورن، لیو و همکاران (۲۰۰۳) جهت پیش بینی تقاضای آب شهر وینان در چین، کریمی (۱۳۸۰) به منظور بررسی مصرف کوتاه مدت آب در شهر تهران، گوشه (۱۳۸۲) جهت پیش بینی مصرف آب شهر تهران، تابش و همکاران (۱۳۸۳) برای پیش بینی مصرف آب روزانه شهری و شرزه ای و همکاران (۱۳۸۷) به منظور مقایسه روش های پیش بینی تقاضای سرانه آب در شهر تهران، با استفاده از روش های پیش بینی پایه رگرسیونی، خودتوضیحی، شبکه عصبی مصنوعی و روش منطق فازی، الگوی مناسب جهت پیش بینی مقادیر آبی سری زمانی مورد مطالعه خود را، ارائه داده اند.

به طور کلی با توجه به افزایش مصرف آب در سال های اخیر، نیاز به برنامه ریزی جهت عملکرد کارا و بهبود مدیریت سیستم های آب رسانی موجود، ضروری به نظر می‌رسد. یکی از پیش نیازهای مهم در برنامه ریزی، طراحی، اجرا و مدیریت بهتر منابع آب، پیش بینی دقیق تقاضای آب است. لذا در این مطالعه با توجه به اهمیت موضوع ابتدا به معرفی اجمالی روش تحلیل سری زمانی پرداخته می‌شود و سپس نتایج حاصل از کاربرد این روش برای شناسایی الگوی مصرف آب و پیش بینی آن در بخش شرب و کشاورزی استان تهران که از سد کرج تأمین می‌شود برای آینده ارائه می‌گردد.

## روش تحقیق

روش های پیش بینی بسته به اینکه به چه میزان روش های ریاضی و آماری در آن استفاده شده باشد، به طور گسترده به روشهای کیفی و کمی دسته بندی می شوند. روشهای کیفی دربردارنده تخمین ذهنی از طریق عقاید متخصصان هستند. از سوی دیگر در روشهای پیش بینی کمی، منطق پیش بینی به روشنی بیان می شود. در این روشها داده های مربوط به گذشته با هدف پیش بینی ارزش آتی متغیر موردنظر، با استفاده از روشهای آماری و ریاضی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرند (اکانل، ۱۳۷۵).

در حالت کلی می توان روشهای کمی را به دو گروه رگرسیونی و غیر رگرسیونی تقسیم کرد. روشهای غیر رگرسیونی شامل روش میانگین ساده، میانگین متحرک و انواع روشهای تعدیل نمایی است. روشهای رگرسیونی نیز به دو گروه علی و غیرعلی تقسیم بندی می شوند. از جمله روش های علی می توان به مدل خود رگرسیونی با واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH)<sup>۱</sup> و مدل خود رگرسیونی با واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH)<sup>۲</sup> اشاره کرد. روشهای رگرسیونی غیرعلی نیز شامل روش هارمونیک و فرایند ARMA<sup>۳</sup> و ARIMA<sup>۴</sup> هستند. الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک فصلی (SARIMA) که فرم توسعه یافته الگوی ARMA است برای تبیین رفتار سری های زمانی بکار می رود که علاوه بر مولفه روند زمانی دارای اثرات فصلی استوکاستیک نیز باشند. فرم کلی یک مدل SARIMA به صورت زیر می باشد (لیم و مکارل، ۲۰۰۰):

$$\phi_p(L)\Phi_p(L^S)\Delta^d\Delta_S^D A_t = \mu + \theta_q(L)\Theta_q(L^S)\varepsilon_t \quad (1)$$

که  $\varepsilon_t$  یک فرآیند نوفه سفید و  $\mu$  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 جمله ای هایی از  $L$  و  $L^S$  است به طوری که (لیم و مکارل، ۲۰۰۰):

$$\phi_p(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \quad (2)$$

$$\theta_q(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q \quad (3)$$

$$\Phi_p(L) = 1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^{PS} \quad (4)$$

$$\Theta_q(L) = 1 - \Theta_1 L - \dots - \Theta_q L^{QS} \quad (5)$$

$\phi$ ،  $\theta$ ،  $\Phi$  و  $\Theta$  پارامترهای نامعینی هستند که بایستی برآورد شوند. دو چند جمله ای اول به ترتیب اجزاء  $AR$  و  $MA$  غیر-فصلی را نشان داده و دو چند جمله ای دیگر به ترتیب اجزاء خود رگرسیون فصلی ( $SAR$ ) و میانگین متحرک فصلی ( $SMA$ ) می باشند. ریشه های واحد چند جمله ای های فوق بایستی خارج از دایره واحد قرار گرفته تا شرط ایستایی جملات خودرگرسیون و معکوس پذیری جملات میانگین متحرک برقرار باشد (لیم و مکارل، ۲۰۰۰).

مطالعات تجربی حاکی از آن است که اغلب سری های زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می باشند (برندستارپ و همکاران، ۲۰۰۴) و بیشتر از فرآیند روند تصادفی و یا فرآیند فصلی تصادفی نامانا تبعیت می نمایند (بولیو و مایرون، ۱۹۹۳). شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو طریق امکان پذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه<sup>۵</sup>

1 Auto-Regressive Conditionally Heteroscedastic

2 Generalized Auto-Regressive Conditionally

3 Autoregressive Moving Average

4 Autoregressive Integrated Moving Average

5 Sample autocorrelation function

(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 (کیم و موسی، ۲۰۰۱).

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 تلویحاً 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 (برندستارپ و همکاران، ۲۰۰۴). برای رفع این مشکل هیلبرگ و همکاران<sup>۱</sup> آزمون آماری را پیشنهاد نمودند و برای اولین بار از آن برای داده‌های فصلی سه‌ماهه استفاده کردند. این آزمون سپس توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سریهای زمانی ماهانه نیز بسط داده شد. بر اساس این رهیافت، اگر 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  $\varepsilon_t$  یک فرآیند نوفه سفید است. همچنین،  $\mu_t$  به صورت  $\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}$  تعریف می‌شود و شامل عرض از مبدا ( $\alpha$ )، روند خطی ( $t$ ) و متغیرهای موهومی ماهانه ( $D_{s,t}$ ) می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای  $\varphi(L)$  دارای ۱۲ ریشه مشخصه می‌باشد که عبارتند از (بولیو و مایرن، ۱۹۹۳):

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

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

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

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  $\pi_i$  توسط آماره‌های آزمون  $t$  و  $F$  ارزیابی می‌شوند. جهت آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و  $\pi$ ، فرضیه‌های عدم  $H_{k_1} : \pi_k < 0$  for  $k = 1, 2$ ، به طور جداگانه در برابر فرضیه گزینه  $H_{k_0} : \pi_k = 0$  for  $k = 1, 2$ ، سنجدیده می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم  $H_{k_0} : \pi_k = \pi_{k+1} = 0$  for  $k = 3, 5, 7, 9, 11$  در برابر فرضیه گزینه مبنی بر وجود حداقل یک ریشه واحد فصلی مخالف صفر ( $H_{k_0} : \pi_k = \pi_{k+1} \neq 0$  for  $k = 3, 5, 7, 9, 11$ )، با استفاده از آماره آزمون  $F$  تست می‌شود. فرضیه‌های عدم  $\pi_3 = \pi_4 = 0$ ،  $\pi_5 = \pi_6 = 0$ ،  $\pi_7 = \pi_8 = 0$ ،  $\pi_9 = \pi_{10} = 0$  و  $\pi_{11} = \pi_{12} = 0$  به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های  $\pm \frac{\pi}{2}$  (چهارماهه)،  $\pm \frac{2\pi}{3}$  (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 جرخه (ماه)	تعداد چرخه‌ها در یک سال	فراوانی‌ها	ریشه‌ها	فیلترها
--	۰	۰	۱	$(1-L)$
۲	۶	$\pi$	-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	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$	$(1-L+L^2)$

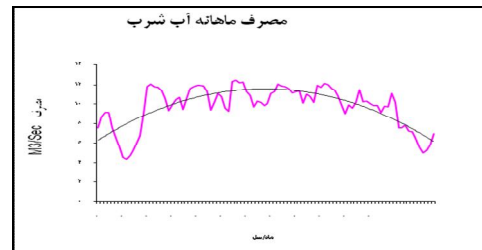
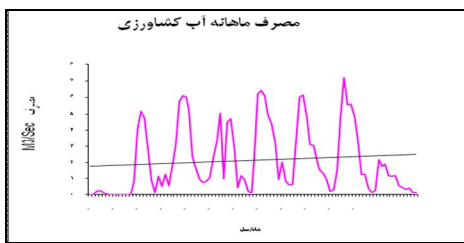
مأخذ: رودریگز و آیزورن، ۲۰۰۵

جهت برآورد انواع الگوهای ARIMA از دو روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش حداکثر راستنمایی (ML) استفاده می‌گردد. پس از تخمین الگو، جهت ارزیابی آن الگوهای با مرتبه بالاتر نیز برآورد و با الگوی اولیه مقایسه می‌شوند و الگوی درست بر اساس معیار آکایک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) و تصادفی بودن جملات باقی مانده حاصل از برآورد مشخص می‌شود. همچنین معیارهای متنوعی برای بررسی دقت روش‌های مختلف پیش‌بینی وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان به درصد میانگین مطلق خطا<sup>۱</sup> (MAPE)، درصد میانگین مطلق خطا<sup>۲</sup> (MSE) و میانگین قدر مطلق خطا<sup>۳</sup> (MAD) که بیشترین کاربرد را دارند اشاره نمود (گجراتی، ۲۰۰۵ و یربیک، ۲۰۰۵). علاوه بر آن، در این مطالعه به منظور الگوسازی رفتار تقاضای آب شرب و کشاورزی استان تهران، از میزان مصرف ماهانه آب مربوط به سال‌های ۸۸-۱۳۸۰ که از سد امیرکبیر تأمین و از شرکت آب منطقه ای استان تهران جمع‌آوری شده است، استفاده می‌شود.

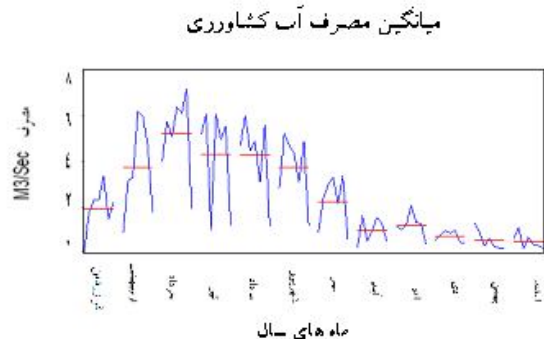
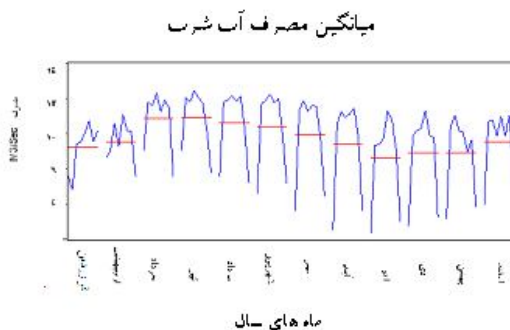
## نتایج و بحث

1 Mean absolute percentage error  
2 Mean square error  
3 Mean absolute deviation

در ابتدا به منظور بررسی رفتار سری مصرف آب شرب و کشاورزی در طول زمان و شناخت مؤلفه‌های آن، به تحلیل نموداری این سری‌ها پرداخته می‌شود. نمودار (۱) روند تغییرات مصرف آب در بخش‌های کشاورزی و شرب را طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۰ نشان می‌دهد. بررسی اولیه مصرف ماهیانه بیانگر دو مشخصه اصلی در رابطه با ماهیت داده هاست. اول اینکه حرکت رو به رشد مصرف آب کشاورزی و حرکت کاهنده مصرف آب شرب در طی سال‌های مورد بررسی حکایت از وجود مولفه روند دارد. همان‌طور که در نمودار (۱) و (۲) مشاهده می‌شود الگوی مصرف آب شرب در ماه‌های مختلف سال متفاوت می‌باشد. بخشی از این تفاوت ناشی از تفاوت شرایط آب و هوایی در ماه‌های مختلف و بخشی دیگر ناشی از آداب و رسوم نظیر خانه‌تکانی اسفند و تعطیلات نوروز می‌باشد. به عبارت دیگر با نزدیک شدن به ماه‌های گرم سال و همچنین با نزدیکی به تعطیلات آخر سال، مصرف آب افزایش می‌یابد. علاوه بر آن الگوی مصرف آب کشاورزی نیز در ماه‌های مختلف سال متفاوت می‌باشد. به طوری که مصرف آب کشاورزی از فرودین ماه افزایش یافته و در خرداد ماه که زمان انجام عملیات داشت و آبیاری محصولات است، به بیشترین مقدار خود رسیده و پس از آن و با نزدیک شدن به فصل برداشت محصول، میزان مصرف آن کاهش می‌یابد.



نگاره‌ی (۱) - روند مصرف آب شرب و کشاورزی استان تهران



نگاره‌ی ۲ - روند میانگین مصرف آب شرب و کشاورزی استان تهران در ماه‌های مختلف سال

مشخصه دوم، وجود مؤلفه تغییرات فصلی در ماهیت ایجاد سری مصرف آب شرب و کشاورزی است. با توجه به نمودار (۲) مصرف آب شرب در تیر ماه به بیشترین مقدار و در آذر ماه به کمترین مقدار می‌رسد. در واقع این بخش از تغییرات مصرف در طی سال، نوسانات فصلی محسوب می‌شود که در واقع یک حرکت سیستماتیک، گرچه نه ضرورتاً منظم، در طول یک سال می‌باشد (قهرمان زاده، سلامی، ۱۳۸۶). همچنین در رابطه با آب کشاورزی، مصرف در خرداد ماه به بیشترین مقدار و در اسفند ماه به کمترین مقدار می‌رسد. بنابراین مؤلفه تغییرات فصلی و روند از اجزای تشکیل دهنده این سری‌ها هستند که الگوسازی مصرف با توجه به آن‌ها صورت گرفته است.

به منظور شناسایی بیشتر وجود مؤلفه فصلی در مصرف آب شرب و کشاورزی، شاخص فصلی<sup>۱</sup> برای آنها از طریق میانگین متحرک مرکزی<sup>۲</sup> محاسبه گردیده که نتایج آن در جدول (۲) و (۳) آمده است. مقدار شاخص فصلی برای هر ماه در واقع میزان اختلاف مصرف آن را از متوسط کل سال را نشان می‌دهد. بالاترین مقدار شاخص فصلی در رابطه با آب شرب ماه تیر و کمترین مقدار آذر است. همچنین در مورد آب کشاورزی بالاترین مقدار شاخص فصلی به خرداد و کمترین مقدار به اسفند تعلق دارد.

جدول (۲) - مقادیر شاخص فصلی مصرف آب شرب

فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
۰/۹۱۲	۰/۹۶	۱/۱۱۳	۱/۱۱۶	۱/۰۹۸	۱/۰۸۵	۱/۰۳۸	۰/۹۸۳	۰/۸۹۲	۰/۹۱۷	۰/۹۱۳	۰/۹۷۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) - مقادیر شاخص فصلی مصرف آب کشاورزی

فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
۰/۴۵۷	۱/۸۱۳	۴/۰۹	۲/۱۰۶	۱/۲۹	۰/۸۹۱	۰/۴۷۵	۰/۲۰۰	۰/۲۶۹	۰/۱۶۸	۰/۱۳۳	۰/۱۰۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جهت استفاده از متدولوژی باکس-جنکینز برای تدوین الگوی پیش‌بینی، ابتدا وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی در سری مصرف آب شرب و کشاورزی مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور معادله (۷) بیان شده در بخش مواد و روش‌ها با استفاده از روش *OLS* تخمین زده شد. در برآورد این الگو تعداد وقفه‌های مناسب از طریق استراتژی حرکت از کل به جزء (هیلبگ، ۱۹۹۵) استفاده شد؛ بدین شکل که ابتدا معادله (۷) با ۲۴ وقفه برآورد گردید و سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی سریالی *LM* بروچ-پاگان (۱۹۸۰) تعداد وقفه‌ها به تدریج کاهش داده شد؛ بطوریکه مشخص شد جمله اخلاص سری، نوفه سفید است و نیازی به وارد کردن وقفه جهت ایستا شدن آن نیست. پس از آن آزمون ریشه واحد *BM* برای هر دو سری صورت گرفت که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴) - نتایج آزمون ریشه واحد *BM* برای سری مصرف آب شرب

مقادیر	$t_1$	$t_2$	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
محاسباتی	۲۸.۴۹	۳۱.۰۶	۳.۵۵	۹.۸۲	۴.۲۳	۹.۴۲	۳.۸۶
بحرانی (۵٪)	-۳.۱۹	-۲.۵۶	۵.۷۷	۵.۷۷	۵.۷۷	۵.۸۴	۵.۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) - نتایج آزمون ریشه واحد *BM* برای سری مصرف آب کشاورزی

مقادیر	$t_1$	$t_2$	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
محاسباتی	۱۳.۱۴	۱۴.۲۹	۳.۲۷	۴.۰۶	۵.۸۳	۵.۸۴	۶.۳۷
بحرانی (۵٪)	-۳.۱۹	-۲.۵۶	۵.۷۷	۵.۷۷	۵.۷۷	۵.۸۴	۵.۸۲

1 - Seasonal index

2 - Centered moving average

بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد در جداول (۴) و (۵)، مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون  $BM$  با مقادیر بحرانی آنها، بیانگر عدم معنی‌داری آماری آماره‌های  $F_{3,4}$ ،  $F_{7,8}$  و  $F_{11,12}$  در سطح احتمال ۵ درصد است. که با توجه به تغییر الگوی رفتار فصلی مصرف در این دوره، وجود ریشه های فصلی نیز در این سری دور از انتظار نیست. لذا سری زمانی می‌بایست با بکارگیری فیلتر تفاضل‌گیری فصلی مربوط به فراوانی های  $\frac{\pi}{۲}$ ،  $\frac{\pi}{۶}$  و  $\frac{\pi}{۳}$  ایستا شود. بنابراین فیلتر تفاضل‌گیری مناسب برای ایستا شدن این سری بصورت حاصلضرب سه فیلتر  $(1+L^2)$ ،  $(1+\sqrt{3}L+L^2)$  و  $(1-L+L^2)$  می‌باشد. همچنین مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون  $BM$  مربوط به آب کشاورزی با مقادیر بحرانی نشان دهنده وجود تمام ریشه های فصلی در سطح احتمال ۵ درصد است. لذا سری زمانی می‌بایست با بکارگیری حاصل ضرب تمام فیلتر تفاضل‌گیری فصلی ایستا شود. البته جهت اطمینان از ایستا شدن سری ها پس از تبدیل، آزمون  $BM$  دوباره بر روی داده‌ها انجام گرفت که نتایج آن نشان داد کلیه آماره‌های  $t_k$  و  $F_{k,k+1}$  در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده که دلالت بر ایستا بودن داده‌های تبدیل شده دارد. همچنین جهت انتخاب مدل بر اساس مراحل سه‌گانه باکس و جنکینز یعنی شناسایی وقفه‌های مناسب خودرگرسیون و میانگین متحرک فصلی ( $p$  و  $q$ ) و غیرفصلی ( $P$  و  $Q$ ) بر اساس بررسی رفتار  $ACF$  و  $PACF$  داده‌های ایستا شده، تخمین مدل با استفاده از روش OLS و کنترل تشخیصی اجزاء اخلاص توسط آماره یونگ و باکس و برآورد مدل‌های آلترناتیو با درجات مختلف  $p$  و  $q$  صورت گرفت. پس از انجام مراحل فوق، مدل نهایی بر اساس حداقل معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و معیارهای خطای پیش‌بینی، فرم تابعی برتر 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 میل می‌نماید و بعد از وقفه ۴ منقطع می‌شود. همچنین  $PACF$  با سرعت به سمت صفر میل نموده و بعد از وقفه ۲، ۱۲ و ۲۴، منقطع شده است. بر این اساس به نظر می‌رسد بخش غیرفصلی فرآیند سری مصرف آب شرب از الگوی خودهمبسته از درجه ۲،  $AR(2)$  و الگوی میانگین متحرک از درجه ۴  $MA(4)$  تبعیت می‌نماید. همچنین بر اساس این نمودار مشخص است که فرآیند فصلی این سری دارای دو وقفه میانگین فصلی  $SAR(2)$  می‌باشد. لذا برای پیش‌بینی مصرف آب شرب، الگوی  $SARIMA(2,0,4)(2,0,0)$  به عنوان اولین الگوی منتخب برای تخمین برگزیده شد. علاوه بر آن مدل های دیگری نیز با درجات مختلف  $p$  و  $q$  برآورد گردید. همچنین آزمون نوفه سفید بودن اجزاء اخلاص با استفاده از آزمون یونگ و باکس نیز نشان داد که از بین الگوهای برآوردی تنها ۴ مدل ارائه شده در جدول (۶) دارای جزء اخلاص بدون خودهمبستگی بوده است. لذا با توجه به معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و معیارهای خطای پیش‌بینی، در نهایت الگوی  $SARIMA(3,1,3)(1,1,1)_{12}$  در میان سایرین برای پیش-بینی مصرف آب شرب مناسب تشخیص داده شد. خطای پیش‌بینی این الگو، بر اساس معیار میانگین قدرمطلق درصد خطا<sup>۱</sup> ۴.۸۲ درصد بوده که کمترین درصد خطا و کمترین مقادیر معیارهای  $AIC$  و  $BSC$  را در بین الگوهای برآوردی به خود اختصاص داده است.

جدول (۶) - نتایج الگوهای پیش‌بینی مصرف آب شرب

SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA
(۴,۱,۳)	(۳,۱,۳)	(۳,۱,۶)	(۳,۱,۳)	(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

1 - Mean absolute percentage deviation (MAPD)



۰.۹۹۳	-۰.۱۸۵	۰.۱۹۵	-۰.۱۸۲	BSC
۶.۴۳	۶.۲۵	۶.۳۲	۴.۸۲	MAPE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین مقایسه مقادیر واقعی و پیش بینی شده مصرف آب شرب برای ۸ ماه آخر سال ۱۳۸۷ در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول (۷) - مقادیر واقعی و پیش‌بینی ۸ ماه آخر مصرف آب شرب سال ۱۳۸۷ (مترمکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	درصد خطا
مرداد	7.58	8.03	5.86
شهریور	7.81	7.78	0.50
مهر	7.21	6.94	3.79
آبان	7.17	6.65	7.24
آذر	6.48	5.95	8.25
دی	5.63	5.65	0.25
بهمن	5.06	4.97	1.82
اسفند	5.26	5.44	3.22
میانگین	۶.۵۰	۶.۳۱	۴.۸۲

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 می نماید و بعد از وقفه ۲ منقطع می شود. همچنین  $PACF$  با سرعت به سمت صفر میل می نماید بعد از وقفه ۲، ۱۲ و ۳۶، منقطع شده است. بر این اساس به نظر می رسد بخش غیرفصلی فرآیند سری مصرف آب شرب از الگوی خودهمبسته از درجه ۲،  $AR(2)$  و الگوی میانگین متحرک از درجه ۲،  $MA(2)$  تبعیت می نماید. همچنین بر اساس این نمودار مشخص است که فرآیند فصلی این سری دارای سه وقفه میانگین فصلی  $SAR(3)$  و یک میانگین متحرک فصلی  $SMA(1)$  می باشد. لذا برای پیش‌بینی مصرف آب کشاورزی اولین الگوی انتخابی برای تخمین، الگوی  $SARIMA(5,0,2)(1,0,1)$  انتخاب گردید. از میان الگوهای برآوردی مربوط به آب کشاورزی که دارای جزء اخلاص بدون خودهمبستگی بوده اند در جدول (۸) ارائه شده است. در نهایت با توجه به معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و معیارهای خطای پیش‌بینی در میان آن ها، برای آب کشاورزی الگوی  $SARIMA(1,0,5)(5,0,4)_{12}$  مناسب تشخیص داده شد. خطای پیش‌بینی این الگو، بر اساس معیار میانگین قدرمطلق درصد خطا<sup>۱</sup> ۶.۷۰ درصد بوده که کمترین درصد خطا و کمترین مقادیر معیارهای  $AIC$  و  $BSC$  را در بین الگوهای برآوردی به خود اختصاص داده است. علاوه بر آن، مقایسه مقادیر واقعی و پیش بینی شده مصرف آب کشاورزی برای ۸ ماه آخر سال ۱۳۸۷ در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول (۸) - نتایج الگوهای پیش‌بینی مصرف آب کشاورزی

SARIMA	SARIMA	SARIMA	SARIMA
(1,0,5)	(0,0,0)	(0,0,4)	(p,d,q)
(5,0,4)	(4,1,4)	(5,0,4)	(P,D,Q)

1 - Mean absolute percentage deviation (MAPD)

-3.68	-۱.۵۷	-۳.۰۸	AIC
-3.16	-۰.۲۴	-۲.۶۳	SC
6.70	۱۱.۷۷	۹.۲۸	MAPE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۹) - مقادیر واقعی و پیش‌بینی ۸ ماه آخر مصرف آب کشاورزی سال ۱۳۸۷ (مترمکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	درصد خطا
مرداد	۱.۱۶	۱.۲۴	۶.۳۹
شهریور	۱.۱۹	۱.۲۹	۸.۷۳
مهر	۰.۵۹	۰.۵۷	۳.۴۳
آبان	۰.۴۹	۰.۴۸	۳.۴۴
آذر	۰.۳۸	۰.۴۱	۶.۱
دی	۰.۴۳	۰.۴۴	۱.۳۷
بهمن	۰.۲	۰.۲۴	۱۸.۲۸
اسفند	۰.۲	۰.۱۵	۲۶.۸۳
میانگین	۰.۵۸	۰.۶	۶.۷۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین مقادیر پیش‌بینی و مقایسه آن‌ها با مقادیر واقعی مصرف آب شرب و کشاورزی برای نیمه اول سال ۱۳۸۸ برای تمام الگوهای منتخب به ترتیب در جداول (۱۰) و (۱۱)، ارائه شده است.

جدول (۱۰) - مقایسه مقادیر پیش‌بینی و واقعی مصرف آب شرب برای ۶ ماه اول سال ۱۳۸۸ (مترمکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی سال	SARIMA (۳,۱,۳)	SARIMA (۳,۱,۳)	SARIMA (۴,۱,۳)	SARIMA (۳,۱,۳)
فروردین	5.68	۷.۲۲	۵.۱۳	۶.۶۹	۶.۶۹
اردیبهشت	6.92	۸.۴۴	۷.۱۸	۷.۷۷	۷.۱۴
خرداد	9.26	۸.۰۲	۶.۵۵	۷.۲۲	۶.۸۹
تیر	۷.۹۹	۷.۴۰	۶.۳۰	۶.۷۸	۵.۹۵
مرداد	۶.۹۱	۶.۶۷	۶.۱۳	۶.۲۰	۵.۱۴
شهریور	۷.۰۴	۵.۵۷	۵.۳۴	۵.۳۲	۴.۶۷
درصد خطا	-	۱۵.۷۰	۱۶.۵۴	۱۶.۹	۲۱.۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق و شرکت آب منطقه ای تهران

جدول (۱۱) - مقادیر پیش بینی ۷ ماه مصرف آب کشاورزی سال ۱۳۸۸ (مترمکعب / ثانیه)

ماه	مقدار واقعی سال ۸۸	SARIMA	SARIMA	SARIMA
		(۰,۰,۰)	(۰,۰,۴)	(۱,۰,۵)
		(۴,۱,۴)	(۵,۰,۴)	(۵,۰,۴)
فروردین	۰	۲.۴۵	۲.۱۲	۱.۱
اردیبهشت	۳.۳۰	۶.۷۷	۴.۴۷	۳.۸۹
خرداد	۳.۵۰	۶.۸۴	۷.۳۹	۶.۴۳
تیر	۴.۶۵	۹.۹۸	۴.۵۷	۳.۰۸
مرداد	۳.۸	۴.۲۷	۸.۲۰	۶.۸۲
شهریور	۳.۱	۳.۵۳	۷.۹۲	۶.۷۱
مهر	۳.۳	۳.۶۹	۴.۶۲	۳.۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق و شرکت آب منطقه ای تهران

همان طور که در جدول (۱۰) و (۱۱) مشاهده می شود با گذشت زمان، پیش بینی برای ماه های بعد، با خطای بیشتری صورت می گیرد. زیرا با توجه به مدل های ارائه شده برای هر یک از سری ها، مقدار هر سری، تابعی از مقادیر گذشته خود در ماه های قبل می باشد. بنابراین الگو های ارائه شده نه به طور دقیق ولی این امکان را فراهم می نماید که بتوان نسبت به تغییرات مصرف آب در بخش شرب و کشاورزی آگاهی یافت تا در صورت نیاز به طراحی برنامه های مؤثرتری در خصوص آن ها اقدام نمود.

### نتیجه گیری

این مطالعه با هدف الگوسازی رفتار مصرف آب شرب و کشاورزی در سطح استان تهران با استفاده از روش باکس و جنکینز انجام گردید. همچنین جهت آزمون ریشه های واحد فصلی و غیرفصلی بر مبنای تکنیک HEGY که توسط بولیو و ماریون (۱۹۹۳) برای داده های ماهیانه بسط داده شد، استفاده شده است. با توجه به تغییر الگوی رفتار فصلی مصرف آب شرب و کشاورزی در این دوره، وجود ریشه های فصلی در این دو سری دور از انتظار نبود که نتایج آزمون نیز وجود ریشه های واحد فصلی را نشان داد. علاوه بر آن جهت انتخاب مدل بر اساس مراحل سه گانه باکس و جنکینز یعنی شناسایی وقفه های مناسب خودرگرسیونی 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 OLS و کنترل تشخیصی اجزاء اخلاص توسط آماره یونگ و باکس و برآورد مدل های آلترناتیو با درجات مختلف  $p$  و  $q$  صورت گرفت. لذا با توجه به معیارهای  $AIC$ ،  $BSC$  و معیارهای خطای پیش بینی در نهایت برای مصرف آب شرب و کشاورزی به ترتیب الگوی  $SARIMA(1,1,1)$  و  $SARIMA(3,1,3)$  و  $SARIMA(1,0,5)$  و  $SARIMA(5,0,4)$  از میان سایر الگوها مناسب تشخیص داده شد که دارای کمترین میانگین درصد خطای پیش بینی و کمترین معیارهای  $AIC$  و  $BSC$  در بین الگوهای برآوردی است. بنابراین با توجه به کمبود آب در ایران به عنوان یکی از عوامل محدود کننده اصلی توسعه فعالیت های اقتصادی در دهه های آینده، تدوین و طراحی برنامه مؤثرتری جهت دستیابی به تعادل نسبی در زمینه عرضه و مصرف آب یک اصل ضروری است که این مهم جز با ایجاد یک نظام جامع مدیریت آب میسر نیست. بنابراین تجدید نظر در الگوی مصرف شرب و صرفه جویی آب خصوصاً در بخش ضروری به نظر می رسد. لذا با استفاده از الگوهای برآورد شده در این مطالعه امکان پیش بینی مصرف آب در بخش های شرب و کشاورزی در ماه های آتی فراهم شده است تا بر اساس آن برنامه ریزی های بهتری در جهت اجرای سیاست ها و مدیریت منابع آب صورت گیرد.

## منابع

- تجربشی م و ا. ابریشم چی (۱۳۸۳) مدیریت تقاضای منابع آب کشور، همایش روش های پیشگیری از اتلاف منابع ملی. اکابل ب. (۱۳۷۵) پیش بینی سری های زمانی: شناسایی، تخمین و پیش بینی، ترجمه ر. شیوا، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران.
- تابش م. و س. گوشه و ج. یزدان پناه (۱۳۸۳) ارائه یک رابطه برای پیش بینی مصرف روزانه آب شهری با استفاده از شبکه های عصبی مصنوعی، اولین کنگره ملی مهندسی عمران، دانشگاه شریف.
- شرزه ای غ. و م. احراری و ح. فخرایی (۱۳۸۷) پیش بینی تقاضای آب شهر تهران با استفاده از الگوهای ساختاری، سری های زمانی و شبکه عصبی نوع GMDH، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۴.
- قهرمانزاده م و ح. ا. سلامی (۱۳۸۶) الگوی پیش بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران، علوم کشاورزی ایران، شماره (۱): ۱-۱۷.
- کریمی د (۱۳۸۰) کاربرد منطق فازی در پیش بینی کوتاه مدت مصرف آب تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- گوشه س (۱۳۸۲) تخمین کوتاه مدت آب شهری با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- Abeysingue T (1994) Deterministic seasonal models and spurious regressions. *Journal of Econometrics*, 61: 259–272.
- Beaulieu J. J. and J. A. Miron (1993) Seasonal unit roots in aggregate U.S data, *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.
- Brendstrup B., S. Hylleberg, M. Q. Nielsen., S. Lars, and L. Stentoft (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8: 326-394.
- Dickey D. A., D. P. Hasza and W. A. Fuller (1984) Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association* 79: 355–367.
- Frances P. H. and B. Hobijn (2002) Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*. 36: 305–310.
- Hylleberg S (1995) Tests for seasonal unit roots: general to specific or specific to general, *Journal of Econometrics*, 69: 5-25
- Hylleberg S., R. F. Engle., C.W.J. Granger and B.B. Yoo (1990) Seasonal integration and co integration, *Journal of Econometrics*, 99: 215-238.
- Hylleberg S., C. Jorgensen and N. K. Sorensen (1993) Seasonal in macroeconomic time series. *Empirical Economics* 18: 321–335.
- Ghysels E., H. S. Lee and J. Noh (1994) Testing for unit roots in seasonal time series: Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 62: 415–442.
- Gujarati D. N (2005) Basic econometrics, New Dehi, MC Graw Hill.
- 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.
- Quevedo J. and G. Cembrano (1986) Water demand forecasting through time series analysis, Proceedings water and data Processing, Presse Ponts et Chaussées, Paris
- Yerbeek M (2005) A guide to modern econometrics, John Wiley & Sons, 2nd Edition West Sussex.
- Zhou S.L., T. A. McMahon and J. Lewis (2000) Forecasting daily urban water demand: a case study of Melbourne, *Journal of Hydrology*, Vol.236, No.2, pp 153-164.



## Forecasting Models for Domestic and Agricultural Water Consumptions in Tehran Province (Case Study: Amirkabir Dam)

Samaneh abedi & saied yazdani<sup>1</sup>

### Abstract

Regarding the important role of forecasting water consumption in water resources management and implementing appropriate short- and long-run policies in order to optimize water demand, this study was done upon adopting a model to forecast water consumption applying Box-Jenkins' approach. To do so, monthly data for the domestic and Agricultural Water Consumptions of Tehran Province over the period 1380-1388 was used. The seasonal and unseasonal unit roots were tested based on the HEGY, developed by Beaulieu and Miron (1993) for monthly data. The results suggested that water consumption time series has three seasonal unit roots for domestic sector whereas it has the all seasonal unit roots for the agriculture sector. Following Box-Jenkins' approach on the converted data,  $SARIMA(3, 1, 3)(1, 1, 1)_{12}$  and  $SARIMA(2, 0, 3)(3, 1, 3)_{12}$  were chosen to forecast water consumption in domestic and agriculture sectors, respectively.

**JEL:** Q25

**Keywords:** Domestic and Agricultural Water Consumption, Tehran Province, Seasonal Unit Root Test, Box and Jenkins, SARIMA.

---

<sup>1</sup> Respectively, PhD student of natural resource economic and professor of agricultural economic, Faculty of agricultural economic and Development, university of Tehran, Iran.  
Email: ssabedi@ut.ac.ir