

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شماره ۱۱۶، زمستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2022.353487.1304

مقاله پژوهشی

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های حاشیه دریای خزر: مقایسه الگوی مارکوف-سوئیچینگ و شبکه عصبی

محمد خوش‌موا^۱، مصطفی گودرزی^۲، قاسم نوروزی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۷/۲۴

چکیده

در جهان امروز، مدیریت عرضه و تقاضای آب نقش محوری در سامان‌دهی و برنامه‌ریزی تأمین آب شرب ساکنان شهرها و روستاها و همچنین، تأمین منابع آب کشاورزان و صنعت‌گران دارد، به‌ویژه آنکه در وضعیت کنونی، تمام کشورهای جهان با تبعات تغییرات اقلیمی نیز مواجه‌اند. در این راستا، در پژوهش حاضر، به پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان‌های حاشیه دریای خزر به روش زنجیره مارکوف-سوئیچینگ و مقایسه آن با مدل شبکه عصبی مصنوعی با بهره‌گیری از داده‌های فصلی دوره

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر، قائم‌شهر، ایران.

۲- نویسنده مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر، قائم‌شهر، ایران.

(m.goudarzi@qaemiau.ac.ir)

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر، قائم‌شهر، ایران.

داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ پرداخته شد. مقایسه کارآیی مدل‌های تقاضای آب برآوردشده به روش شبکه عصبی مصنوعی و چرخشی مارکوف با استفاده از معیارهای میانگین مربع خطا (MSE)، مجذور میانگین مربع خطا (RMSE)، میانگین قدرمطلق خطا (MAE)، و میانگین قدرمطلق درصد خطا (MAPE) نشان داد که رویکرد چرخشی مارکوف، نسبت به مدل‌های شبکه عصبی، برای پیش‌بینی تقاضای آب، کارآیی بیشتری دارد. همچنین، پیش‌بینی تقاضای آب کشاورزی برای دو دوره فصلی و سالانه، به ترتیب، طی دوره‌های ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ و ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ صورت گرفت.

کلیدواژه‌ها: پیش‌بینی تقاضای آب، بخش کشاورزی، مارکوف - سوئیچینگ، شبکه عصبی.

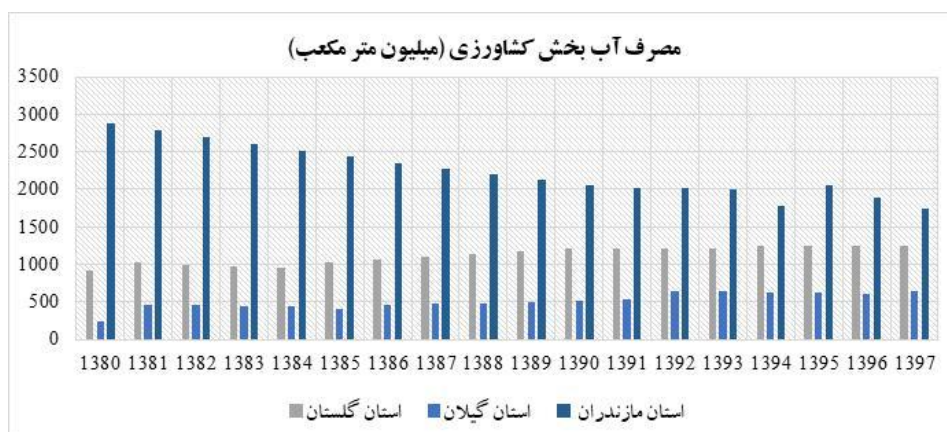
طبقه‌بندی JEL: Q11, Q18, Q25, Q31

مقدمه

آب، به‌عنوان یک منبع طبیعی گران‌بها، نیاز اساسی بشر و اصلی‌ترین دارایی ملی جوامع است (Pereira et al., 2002)، اما کمیابی و افزایش آلودگی منابع آب از یک طرف و افزایش سریع تقاضای آب از طرف دیگر، منجر به بحران آب در سراسر جهان و ایران شده است (Rahimi Feyzabad et al., 2014). افزون بر این، بیشتر منابع آبی زمین شور است و تنها سه درصد آن را آب شیرین تشکیل می‌دهد؛ از این‌رو، تخصیص بهینه و منطقی منابع آبی کلید استفاده پایدار از منابع آب به‌شمار می‌رود (Wang et al., 2018). همچنین، اثرات تغییرات اقلیمی بر منابع آب در آینده نزدیک بحران کمیابی آب را برجسته‌تر خواهد کرد. از این‌رو، افزایش کمبود آب در مناطق خشک و نیمه‌خشک سراسر جهان از قبیل شمال آفریقا، خاورمیانه و آسیا دور از انتظار نخواهد بود (Gohar et al., 2015). یافته‌های مطالعه بلنک و همکاران (Blanke et al., 2007) در کشور چین نشان می‌دهد که توزیع منابع آب در سراسر این کشور یکنواخت نیست، به‌گونه‌ای که برخی از بخش‌های چین نسبت به سایر بخش‌ها از بارش بیشتری برخوردار است. ایران، به‌دلیل قرار گرفتن در کمربند خشک جغرافیایی و نوار بیابانی که در ۲۵ تا ۴۰ درجه عرض شمالی واقع شده است، از مناطق خشک و کم‌باران جهان

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....

به‌شمار می‌رود (Zamani et al., 2010). همچنین، میزان بارندگی در فصول مرطوب و توزیع آن از سالی به سال دیگر به‌طور گسترده متفاوت است، به‌گونه‌ای که طبق گزارش مرکز ملی اقلیم و مدیریت بحران خشکسالی، در ایران، میزان بارش‌ها در دو ماه اول سال ۱۴۰۰ در مقایسه با روند بلندمدت با کاهش حدودشصت درصدی مواجه شده است. در نتیجه، به‌دلیل خشکسالی‌های متعدد، بحران آب تشدید شده و تقریباً بر تمام بخش‌های کشور تأثیرگذار بوده (Yazdanpanah et al., 2014) و این مسئله بر مصرف آب کشور نیز اثر داشته است. برای نمونه، نمودار ۱ روند میزان مصرف آب بخش کشاورزی در سه استان نوار شمالی کشور را بر حسب میلیون متر مکعب برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ نشان می‌دهد.



ماخذ: سالنامه‌های آماری استان‌ها طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۷ (Statistical Center of Iran)

نمودار ۱- مقایسه روند مصرف آب بخش کشاورزی در سه استان گلستان، گیلان و مازندران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷

همان‌گونه که در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، روند مصرف آب در بخش کشاورزی در استان مازندران با تأثیرپذیری از کاهش بارندگی‌ها رو به کاهش گذاشته و با این همه، همواره در دوره مورد بررسی، بالاتر از استان‌های گیلان و گلستان بوده است. روند مصرف آب در استان‌های گیلان و گلستان در دوره مورد بررسی نوسانی بوده است و به نظر می‌رسد که بیشتر

استان مازندران از کم آبی تأثیر پذیرفته است. از آنجا که در این سه استان، بیشتر کشت های آبی رواج دارد و محصولات با مصرف آب پنهان بالا مثل برنج، پرتقال و کیوی کشت می شوند، بررسی این سه استان در روند مصرف آب دارای اهمیت فراوان خواهد بود.

کمبود آب باعث مشکلات عظیمی برای مردم و جوامع شده، به گونه ای که نه تنها مانع توسعه اقتصادی بلکه مانع زیست انسانی در برخی مناطق شده است. کمبود آب، منافع اجتماعی و اقتصادی را تهدید می کند و محرکی مهم برای بروز جنگ ها و درگیری هاست (Allouche, 2011). عدم دسترسی به آب منجر به کاهش سطح رفاه افراد می شود. همچنین، کمبود آب تهدیدی عمده برای توسعه پایدار بخش کشاورزی به ویژه در مناطق روستایی به شمار می رود (Yazdanpanah et al., 2015)، چراکه آب از مهم ترین نهاده های مؤثر بر توسعه کشاورزی و خروجی آن بوده و تأمین مواد غذایی به میزان در دسترس بودن آن وابسته است. کمبود آب، از طریق تغییر در بازده کشاورزی و در نتیجه، تغییر در ترکیب کالاهای تولیدی و صادراتی و نیز افزایش قیمت مواد غذایی، با تأثیر گذاری بر بازار و مصرف کنندگان، بر امنیت غذایی در کشورهای در حال توسعه مؤثر است (Qureshi et al., 2013). از این رو، کمبود آب محدودیت هایی عمده برای کشاورزی در دهه های آینده، به ویژه در مناطق خاصی از آسیا و آفریقا در پی خواهد داشت (March et al., 2012)، به گونه ای که بر اساس مطالعه یزدان پناه و همکاران (Yazdanpanah et al., 2014). به دلیل کمبود آب، بسیاری از مناطق کشور قابلیت کشاورزی خود را از دست داده اند؛ در نتیجه، شماری روزافزون از روستاییان منابع درآمد خود را در حال کاهش یا نابودی می بینند و از این رو، کمبود آب پیامدهایی چندبعدی برای جامعه دارد، چراکه بر هر دو بخش اجتماعی و اقتصادی مؤثر بوده و تهدید کننده پایداری منابع طبیعی است (Adeba et al., 2015).

با توجه به اهمیت این مسئله، برنامه ریزی برای استفاده بهینه از آب ضروری به نظر می رسد (Esmaeili and Vazirzadeh, 2009). بدین منظور، برآورد تقاضای آب اولین مرحله برای تخصیص بهینه منابع آب بوده و هدف آن استنباط تقاضای آب در آینده با توجه به استفاده

تاریخی از آن، وضعیت فعلی و تغییرات محیطی است. به‌طور کلی، تقاضای آب به عوامل گوناگون مانند جمعیت، آب‌بها، اقلیم، محیط زیست و اقتصاد مربوط می‌شود (Wang et al., 2018). در همین راستا، برای جلوگیری از سوءمدیریت و استفاده ناکارآمد از منابع آبی در بخش‌های مختلف، سیاست‌گذاری‌هایی صورت گرفته، به‌گونه‌ای که طیف گسترده‌ای از راه‌حل‌ها برای مدیریت دسترسی به آب و تقاضای آن توسعه یافته است. این سیاست‌ها، به‌طور کلی، عبارت‌اند از کاهش تخصیص آب، انتقال آب، استفاده هم‌زمان از آب‌های زیرزمینی و سطحی، ذخیره آب‌های زیرزمینی، بازیافت و استفاده مجدد از فاضلاب، نمک‌زدایی آب دریا، بهبود راندمان مصرف آب، اتخاذ فناوری‌های حفاظت آب، تغییر ترکیب محصول، تنظیم حداقل جریان زیست‌محیطی و به‌کارگیری ابزارهای اقتصادی مانند قیمت‌گذاری و تجارت آب از جمله خرید آب برای مصارف زیست‌محیطی (Hurlimann et al., 2009). بنابراین، از یک سو، باید اقداماتی برای جلوگیری از کمبود آب شناسایی، اولویت‌بندی و اجرا شود و از سوی دیگر، اقدامات تعدیلی برنامه‌ریزی‌شده اتخاذ شود (Martin-Carrasco et al., 2013). با این همه، این اقدامات و برنامه‌ریزی‌ها نیازمند پایش اطلاعات موجود و پیش‌بینی آینده به‌منظور طرح‌ریزی سناریوهای مختلف برای حالات پیش‌بینی شده است، که خود با بهره‌گیری از یک مدل جامع و کارآمد قابل اجرا خواهد بود. در همین راستا، در مطالعه حاضر، برای یافتن بهترین مدل از میان دو مدل مطرح در مطالعات اخیر یعنی، مدل مارکوف-سوئیچینگ^۱ و شبکه عصبی مصنوعی^۲، از داده‌های فصلی شده دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ برای مدل‌سازی و پیش‌بینی تقاضای آب کشاورزی سه استان نوار شمالی کشور (گیلان، گلستان و مازندران) استفاده شده و سپس، برای رسیدن به مدل جامع و کارآ، از معیارهای بررسی کارآیی و آزمون‌های برازش بهره‌گیری شده است.

-
1. Markov-Switching model
 2. Artificial Neural Networks (ANN)

پیشینه تحقیق

تاکنون، پژوهش‌های گوناگون در زمینه پیش‌بینی و برآورد تابع تقاضای آب با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی در ایران و جهان صورت گرفته است. روش سری زمانی (Li et al., 2016)، تحلیل رگرسیون (Wang et al., 2017) و شبکه عصبی مصنوعی (Zhang et al., 2018) از جمله روش‌های سنتی مطرح در زمینه برآورد تقاضای آب‌شمار می‌روند. در مطالعات خارجی، لیو و همکاران (Liu et al., 2003)، با استفاده از مدل WDF-ANN، تقاضای آب شهر ویتان چین را برای سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ برآورد کردند. داگنیو (Dagneu, 2012) نیز به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای آب با تأکید بر منابع آبی موجود در شهر، درآمد خانوارها، موقعیت تحصیلی سرپرست خانوار، بعد خانوار، جنسیت، مالکیت منزل مسکونی و آب‌بها برای منطقه جنوب غربی اتیوپی پرداخته، که نتیجه این مطالعه بیانگر تأثیر هزینه‌های ماهانه، مالکیت منزل مسکونی و موقعیت تحصیلی سرپرست خانوار بر تقاضای آب بوده است. مطالعات دیگری نیز قیمت آب و درآمد خانوار را از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر مصرف آب مسکونی می‌دانند که از آن میان، می‌توان به پژوهش‌های نوگس و تامس (Nauges and Thomas, 2003)، گارسیا-والیناس (García-valiñas, 2005)، مارتینز و فورتوناتو (Martins and Fortunato, 2007)، رویس و همکاران (Ruijs et al., 2008) و یودهیستیرا و همکاران (Yudhistira et al., 2020) اشاره کرد.

همچنین، در مطالعات داخلی، کاظمی و همکاران (Kazemi et al., 2017) به معرفی برخی از روش‌های پیش‌بینی تقاضای بلندمدت آب مثل برون‌یابی متوسط، تجزیه و تحلیل روند، صاف کردن نمایی، باکس-جنکینز به همراه روش ARIMA، رگرسیون چندمتغیره و روش‌های ناپارامتریک مثل شبکه‌های عصبی و سیستم منطق فازی پرداخته‌اند. صادقی سقدل و همکاران (Sadeghi Soghdel et al., 2012)، با دو روش شبکه عصبی مصنوعی و ARIMA، به مدل‌سازی و پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب شهری پرداخته و نتایج روش شبکه عصبی مصنوعی را بهتر از نتایج روش ARIMA ارزیابی کرده‌اند. کاظمی و همکاران (Kazemi et al., 2010) نیز در مقایسه

روش‌های پیش‌بینی تقاضای انرژی در بخش حمل‌ونقل، مدل زنجیره مارکوف خاکستری را نسبت به مدل رگرسیونی، مناسب دانسته‌اند. آرام و عاقلی (Aram and Agheli, 2012)، در مقایسه سه رویکرد ARIMA، شبکه عصبی مصنوعی و مدل تلفیقی تبدیل موجک به منظور پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهر تهران برای ده روز بعد، دقت مدل تلفیقی تبدیل موجک را بیش از دو رویکرد دیگر ارزیابی کرده‌اند. همچنین، یزدانی و همکاران (Yazdani et al., 2014)، به منظور پیش‌بینی مصرف آب شرب و کشاورزی در استان تهران، با استفاده از رویکرد باکس-جنکینز برای تشخیص الگوی مناسب، تقاضای آب را برای هر دو حالت برآورد کردند و الگوی ARIMA فصلی را مناسب تشخیص دادند. تابش و دینی (Tabesh and Dini, 2010)، برای انتخاب بهترین مدل از بین شبکه‌های عصبی پرسپترون سه لایه با خروجی خطی و غیرخطی و پرسپترون چهار لایه با خروجی غیرخطی و مدل RBF مطالعه‌ای ترتیب دادند که بر اساس نتایج آن، تقاضای آب تخمینی توسط مدل پرسپترون سه لایه با خروجی غیرخطی عملکرد و دقت بالایی داشته است. حاجی‌پور و همکاران (Hajipour et al., 2015)، در بررسی تأثیر مدیریت تقاضای آب در بخش کشاورزی بر منابع آب دشت بجنورد، از مدل شبیه‌سازی منابع آب (WEAP) و اتصال آن به مدل شبیه‌سازی آب زیرزمینی (MODFLOW) مصارف حوضه آبریز دشت بجنورد از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ و اعتبارسنجی از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ استفاده کردند. نتایج نشان داد که به کارگیری هم‌زمان راهبردهای مختلف بهتر از حالت‌های منفرد در مدیریت مصرف آب است. جبل‌عاملی و گودرزی‌فراهانی (Jebel-Ameli and Goodarzi Farahani, 2013)، با استفاده از مدل برازش شده مبتنی بر حداکثرسازی تابع مطلوبیت استون-گری و مدل‌های خودرگرسیونی به همراه مدل‌های هم‌انباشته، به برآورد تابع تقاضای بلندمدت آب شهری قم با توجه به تأثیر متغیر یارانه بر آن پرداختند. نتایج برای دوره زمانی ۱:۱۳۸۷ تا ۶:۱۳۹۰ نشان داد که در تمام مدل‌ها کاهش یا حذف یارانه آب، تقاضای آب شهری را کاهش می‌دهد. تقوایی و همکاران (Taghvaei et al., 2011) به مقایسه دو مدل توسعه‌یافته رگرسیون خطی چندگانه (AURWD-MLR) و شبکه عصبی مصنوعی (AURWD-ANN) در پیش‌بینی تقاضای آب مسکونی

شهری سالانه پرداختند؛ نتایج بیانگر کارآمدی مدل AURWD-ANN نسبت به AURWD-MLR است.

با توجه به مطالعات پیش گفته، محققان همواره به دنبال بهترین روش برای مدل سازی و پیش بینی تقاضای آب بوده اند، به گونه ای که با واقعیت تطابق بیشتری داشته باشد. به نظر می رسد که تأکید بیشتر محققان بر قدرت رویکرد شبکه عصبی مصنوعی است؛ برای نمونه، مطالعات لیو و همکاران (Liu et al., 2003)، ژانگ و همکاران (Zhang et al., 2018) و تقوایی و همکاران (Taghvaei et al., 2011). با این حال، رویکرد مارکوف- سوئیچینگ یا چرخشی مارکوف، با اینکه جزو روش های قوی در اقتصادسنجی است، چندان مورد توجه نبوده است. از این رو، لزوم طرح ریزی پژوهشی برای مقایسه این دو مدل بیش از پیش احساس می شود. در همین راستا، در پژوهش حاضر، به مدل سازی و پیش بینی تقاضای آب کشاورزی برای سه استان حاشیه دریای خزر (مازندران، گیلان و گلستان) پرداخته شده و دوره مربوط به مدل سازی ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ و همچنین، دوره مربوط به پیش بینی از ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ به صورت فصلی و از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ به صورت سالانه بوده است. وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات در جامعیت، مقایسه ای بودن و منطقه مورد مطالعه است؛ افزون بر این، بازه زمانی مورد بررسی مطالعه حاضر جدیدتر است و از این رو، می تواند راهنمایی مناسب تر برای مدیریت مصرف آب باشد.

روش شناسی تحقیق

در پی، به معرفی اجمالی مدل ها و آزمون های مورد استفاده در تحقیق حاضر پرداخته می شود.

معرفی مدل مارکوف- سوئیچینگ

بسیاری از متغیرهای اقتصادی، در طول زمان با تأثیرپذیری از مسائلی همچون بحران های مالی (Jeanne and Masson, 2003; Cerra and Saxena, 2005; Hamilton, 2005)،

سیاسی (Hamilton, 1988; Sims and Zha, 2006; Davig, 2004) و تصمیمات اقتصادی (Hamilton, 1989; Chauvet and Hamilton, 2006)، به‌گونه‌ای چشمگیر دچار شکست‌های متعدد ساختاری می‌شوند که در نتیجه، در طول زمان، الگوی رفتاری ارتباط بین متغیرهای اقتصادی متحول می‌شود و رابطه‌ای جدید بین آنها شکل می‌گیرد. مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ برای اولین بار توسط کوانت (Quandt, 1972) و گلدفلد و کوانت (Goldfeld and Quandt, 1973) ارائه شدند. پس از آن، در پی استخراج چرخه‌های تجاری، همیلتون (Hamilton, 1989) این مدل‌ها را بسط داد. در مدل کوانت (Quandt, 1972)، سازوکارهای انتقال از هم مستقل هستند، ولی در مدل‌های گلدفلد و کوانت (Goldfeld and Quandt, 1973) و همیلتون (Hamilton, 1988)، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر با زنجیره مرتبه اول مارکوف انجام می‌گیرد. مدل‌های چرخشی مارکوف، دگرگون‌یالگوی رفتاری (تغییر وضعیت) طی زمان را برای داده‌ها به‌صورت درون‌زا مدل‌سازی می‌کنند. یک مدل چرخشی مارکوف ترکیبی از دو یا چند مدل مجزاست که بر اساس سازوکار چرخشی مارکوف، با همدیگر ادغام شده‌اند (Hamilton, 1994).

لازم به توضیح است که این مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی در سه مورد برتری کامل دارند: (۱) در این روش، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد و این تغییرات می‌توانند به‌دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند؛ در عین حال، در این مدل، به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (Janczura and Weron, 2012)؛ (۲) تفاوت واریانس‌ها نیز یکی از ویژگی‌های مدل مارکوف به‌شمار می‌رود؛ به‌دیگر سخن، مدل مارکوف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند؛ و (۳) این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور، در هر مقطعی از زمان (وضعیت‌های مختلف) است.

اگر در مدل اولیه مورد نظر، متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته به‌صورت تأخیری در سمت راست مدل ظاهر شوند، با توجه به اینکه ضرایب متغیرها نیز می‌توانند در رژیم‌های مختلف، متفاوت

باشند، در این صورت، با پیروی از کلمنتس و کرولزینگ (Clements and Krolzig, 2002) و کولوگنی و مانرا (Cognigni and Manera, 2009)، می‌توان یک حالت تعمیمی برای مدل‌های چرخشی مارکوف خود توضیح با متغیر توضیحی وقفه‌دار ((MS(K)-ARX(p,q)) به صورت رابطه زیر تعریف کرد:

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t)y_{t-p} + \dots + \sum_i^q \beta_j(s_t)X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t) \quad (1)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، X_t متغیر مستقل و c عرض از مبدأ و ε_t جزء اخلاص مدل است؛ p و q نیز به ترتیب، وقفه‌های y و X بوده، تمامی عناصر سمت راست این رابطه تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) هستند؛ همچنین، s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیر قابل مشاهده است که در طول زمان، بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری، تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. در رابطه (۱)، هر کدام از اجزای رژیمی می‌توانند به صورت غیر رژیمی نیز ظاهر شوند که در این صورت، شش مدل چرخشی متفاوت پدید خواهد آمد (Cognigni and Manera, 2009).

همان گونه که پیش‌تر گفته شد، در مدل‌های چرخشی مارکوف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست و از این رو، نمی‌توان مشخص کرد که در زمان t ، دقیقاً در کدام رژیم یا وضعیت قرار دارد؛ با این حال، می‌توان به صورت تقریبی گفت که کدام رژیم محتمل است. تعیین وضعیت s_t از طریق توابع احتمال انتقالی یک فرآیند متناهی K حالتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد، بدین مفهوم که بر اساس زنجیره K حالتی مارکوف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته خود است؛ و برای سادگی، فرض می‌شود که زنجیره مارکوف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده (DGP) در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود (Cognigni and Manera, 2009).

$$\begin{cases} s_t \in \{1, 2, \dots, K\}, P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij} \\ \sum_{j=1}^k P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, K\} \end{cases} \quad (2)$$

که در آن، Ω_{t-1} حد بالای s_t است. با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $K \times K$ ، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که در هر عنصر آن (P_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد.

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \dots & P_{kk} \end{bmatrix}, \sum_{j=1}^K P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, K\}, 0 \leq P_{ij} \leq 1 \quad (3)$$

در مدل‌های چرخشی مارکوف، رفتار متغیر y_t ، علاوه بر ε_t و متغیرهای مستقل، به متغیر s_t نیز وابسته است. مسلماً به دلیل تغییر رژیم در طول زمان و تفاوت پارامترها در مدل‌های مربوط به هر رژیم، مقادیر میانگین شرطی مقادیر توضیح داده شده متغیر y_t و به تبع آن، جزء اخلاص مربوط به هر رژیم و در نهایت، واریانس مدل مربوط به هر رژیم می‌تواند متفاوت باشد. بر این اساس، با فرض اینکه ε_t از یک توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس رژیمی $\sigma^2(s_t)$ پیروی کند ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$)، احتمال وقوع y_t ها در رژیم‌های مختلف به صورت رابطه زیر خواهد بود (Cognigni and Manera, 2009):

$$f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sigma(s_t)\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(y_t - \pi(s_t))^2}{2\sigma^2(s_t)}\right) \quad (4)$$

که در آن، $\pi(s_t)$ و $\sigma^2(s_t)$ ، به ترتیب، میانگین شرطی و واریانس متغیر y_t هستند که هر دو تابع متغیر وضعیت (s_t) به شمار می‌روند. بنابراین، احتمال وقوع y_t ، به عنوان یک متغیر تصادفی در هر نقطه از زمان، به متغیر تصادفی و نهفته s_t وابسته خواهد بود. از سوی دیگر، با توجه به اینکه توزیع s_t به مقادیر گذشته خود وابسته است، احتمال وقوع s_t مستقل نیست. با این توضیحات، یک احتمال مشترک بین وقوع y_t و s_t وجود دارد ($f(y_t, s_t | \Omega_{t-1})$). بر اساس این ویژگی و خاصیت توابع حداکثر درست‌نمایی مبنی بر حداکثرسازی احتمال مشترک وقوع کمیت‌های تصادفی در نمونه به منظور حداکثرسازی احتمال رخداد نمونه مورد بررسی در

جامعه آماری، می توان از این توابع برای برآورد تمامی کمیت های تصادفی مدل استفاده کرد. از این رو، می توان در قالب رابطه زیر این گونه نوشت (Clements and Krolzig, 2002):

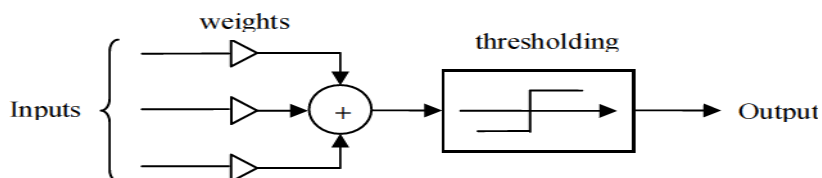
$$L = f(y_t, s_t = j | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) P(s_t = j | s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) \quad (5)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درست نمایی، حداکثرسازی تابع لگاریتم درست نمایی ($\log L$) نسبت به پارامترهای تابع است.

مدل شبکه عصبی مصنوعی (ANN)

شبکه های عصبی متشکل از مجموعه گره ها و اتصالات بین آنهاست. تعامل بین گره ها از طریق این اتصالات سبب بروز یک رفتار کلی از سوی شبکه می شود که چنین رفتاری به تنهایی در هیچ کدام از مؤلفه های شبکه دیده نمی شود. هر تعامل متفاوت، شبکه ای متمایز را ایجاد می کند. در نتیجه، انواع مختلفی از شبکه ها وجود دارد. در این بین، برخی از شبکه ها گره را به عنوان یک نورون مصنوعی در نظر می گیرند. در اصطلاح، به چنین شبکه هایی، شبکه عصبی مصنوعی (ANN) گفته می شود (Sayyadi, 2008).

در یک نگاه ساده، باید آناتومی یک عصب شامل ورودی هایی باشد که در نقش سیناپس انجام وظیفه می کنند. این ورودی ها در وزن هایی ضرب می شوند تا قدرت سیگنال را تعیین کنند. در نهایت، یک عملگر ریاضی تصمیم گیری می کند که آیا نورون فعال شود یا خیر؛ اگر جواب مثبت باشد، میزان خروجی نیز مشخص می شود. بنابراین، شبکه عصبی با استفاده از مدل ساده شده عصب واقعی به پردازش اطلاعات می پردازد. از این رو، می توان مدلی ساده برای توصیف یک نورون پیشنهاد کرد، که در شکل ۱ نشان داده شده است.



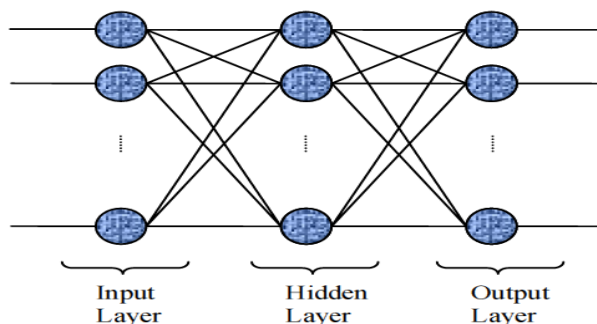
مأخذ: صیادی (Sayyadi, 2008)

شکل ۱- مدل ریاضی ساده شده عصب واقعی

جدای از ساده‌سازی‌های اعمال‌شده، تفاوت اصلی این مدل با واقعیت در این است که در شبکه واقعی، ورودی‌ها سیگنال‌های زمانی هستند، حال آنکه در این مدل، اعداد حقیقی ورودی محسوب می‌شوند. در مدل ارائه‌شده در شکل ۱، تنوع بسیاری وجود دارد، از جمله اینکه وزن‌های یک شبکه عصبی (که مقدار خروجی را منتقل می‌کنند) می‌توانند مثبت یا منفی باشند. از طرفی، توابع مورد استفاده برای آستانه‌گذاری می‌توانند متفاوت باشند؛ از مشهورترین این توابع می‌توان به آرک-تانتانت^۱، سیگموئید^۲ و آرک-سینوس^۳ اشاره کرد. این توابع باید پیوسته و هموار بوده و مشتق‌پذیر باشند. علاوه بر آن، تعداد گره‌های ورودی می‌تواند متغیر باشد؛ و با افزایش تعداد گره‌ها، تعیین وزن‌ها با مشکل مواجه خواهد شد. تعیین وزن‌های بهینه و تنظیم مقادیر آنها بیشتر به صورت بازگشتی انجام می‌شود. بدین منظور، شبکه را با استفاده از قواعد و داده‌ها آموزش داده و با بهره‌گیری از قابلیت یادگیری شبکه، الگوریتم‌های متنوعی پیشنهاد می‌شود، که همگی سعی در نزدیک کردن خروجی تولیدشده توسط شبکه به خروجی ایده‌آل و مورد نظر دارند (Sayyadi, 2008).

هرچند، نحوه مدل کردن نورون از جمله نکات کلیدی در کارآیی شبکه عصبی است، اما نحوه برقراری اتصالات و چیدمان (توپولوژی) شبکه نیز عاملی بسیار مهم و اثرگذار به شمار می‌رود. یکی از ساده‌ترین و در عین حال، کارآمدترین چیدمان‌های پیشنهادی برای مدل‌سازی عصب‌های واقعی، مدل پرسپترون چندلایه^۴ است که از یک لایه ورودی، یک یا چند لایه پنهان و یک لایه خروجی تشکیل یافته است. در این ساختار، تمام نورون‌های یک لایه به تمام نورون‌های لایه بعد متصل هستند. این چیدمان، یک شبکه با اتصالات کامل را تشکیل می‌دهد. شکل ۲ شمای یک شبکه پرسپترون سه لایه را نشان می‌دهد.

-
1. Arctan
 2. Sigmoid
 3. Arcsin
 4. Multi Layer Perceptron (MLP)



مأخذ: صیادی (Sayyadi, 2008)

شکل ۲- پرسپترون سه لایه با اتصالات کامل)

از شکل ۲ می‌توان استنباط کرد که تعداد نورون‌های هر لایه مستقل از تعداد نورون‌های لایه‌های دیگر است. توجه بدین نکته حائز اهمیت است که در شکل ۲، هر دایره تجمیع شده شامل عمل گردآوری و آستانه‌گذاری (عبور از تابع غیرخطی سیگموئید) است. به‌طور کلی، شبکه‌های عصبی مصنوعی از لحاظ یادگیری دو دسته هستند: شبکه‌های با وزن ثابت و شبکه‌های با وزن متغیر (شبکه‌های یادگیرنده). در این میان، شبکه‌های یادگیرنده نیز به دو دسته با سرپرست^۱ و بدون سرپرست^۲ تقسیم می‌شوند. در شبکه‌های با سرپرست، در مرحله آموزش، از نمونه‌هایی استفاده می‌شود که خروجی ایده‌آل متناظر با آنها از پیش موجود است. به دیگر سخن، در این گونه شبکه‌ها، نمونه‌های داده ورودی برچسب دارند. در شبکه‌های بدون سرپرست، بر اساس یک معیار (برای نمونه، فاصله) و بر اساس نوعی رقابت، خروجی مورد نظر در کلاس جداگانه قرار می‌گیرد. از آنجا که شبکه عصبی مدل ساده‌شده اعصاب بدن است، همانند آن، قابلیت یادگیری خواهد داشت. به دیگر سخن، شبکه با استفاده از اطلاعاتی که از ورودی و توسط سرپرست خود دریافت می‌کند، قادر به فراگیری روند موجود در الگوهاست؛ از این رو، باید نمونه‌های بسیاری به دفعات به شبکه ارائه شود تا بتواند با تغییر وزن‌های شبکه، خروجی مورد نظر را دنبال کند.

1. supervised
2. unsupervised

فصلی کردن داده‌ها به روش دنتون

روش دنتون (Denton, 1971)، برای فصلی کردن داده‌ها به‌ویژه زمانی که تعداد داده‌های سالانه کمتر از حدی است که بتوان به‌گونه‌ای معتبر، مدل اقتصادسنجی را برآورد و تفسیر کرد، بسیار کارآمد است. این شیوه‌که توسط دی‌فونزو و همکاران (Di Fonzo et al., 2012) در صندوق بین‌المللی پول بهبود یافته است، با استفاده از روش حداقل مربعات، تفاوت در تعدیل نسبی فصل‌های نزدیک را نسبت به قید کلی سالانه حداقل می‌کند؛ از این‌رو، تغییرات در سری‌های فصلی به بهترین شکل حفظ می‌شود. آنها تصحیح دیگری برای شیوه بهبود یافته صندوق بین‌المللی پول ارائه دادند که تصریح ماتریسی روش دنتون را نشان می‌دهد. در پی، به تشریح این روش ساده صندوق بین‌المللی پول پرداخته می‌شود.

اگر داشته باشیم:

$$y = (y_1, \dots, y_{SN}) \quad (6)$$

که در آن، $1 \times SN$ بردار مقادیر نامعلومی باشد که برآورد خواهد شد، و

$$y_0 = (y_{0,1}, \dots, y_{0,N}) \quad (7)$$

که در آن، $1 \times N$ بردار مقادیر موجود باشد، آنگاه می‌توان دو بردار را با رابطه کلی زیر به هم مرتبط ساخت:

$$Jy = y_0 \quad (8)$$

که در آن، J با ابعاد $N \times SN$ یک ماتریس موقتی به صورت زیر است:

$$J = I_N \otimes \hat{I}_S \quad (9)$$

که در آن، S معرف مرتبه کل است که در اینجا، برابر با ۴ در نظر گرفته می‌شود (چون مقصود فصلی‌سازی داده‌هاست).

اگر $p = (p_1, \dots, p_{SN})$ با ابعاد $SN \times 1$ بردار مقادیر مقدماتی باشد، به گونه‌ای که:

$$Jp \neq y_0 \quad (10)$$

آنگاه روش دنتون (Denton, 1971) به دنبال مقادیری از y خواهد بود که تغییرات آن تا حد ممکن به مقادیر سری اولیه (p) نزدیک باشد و در عین حال، محدودیت زیر را برآورده کند. مک کلر و شولت (McKellar and Cholette, 1984) راه‌حلی برای این مسئله حداقل‌سازی درجه دوم مقید ارائه می‌کنند که بر اساس آن، باید اختلاف متناسب بین سری معیار و سری مقدماتی تا حد ممکن ثابت باشد:

$$\min \sum_{t=2}^{SN} \left(\frac{y_t}{p_t} - \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}} \right)^2$$

$$s. t: \sum_{t \in T} y_t = y_{0,T} \quad for \ T = 1, \dots, N \quad (11)$$

شکل ماتریسی رابطه (۱۱) به صورت زیر است:

$$\min (y - p) Q (y - p) \quad (12)$$

$$s. t: Jy = y_0$$

که در آن، $Q = \hat{p}^{-1} D D \hat{p}^{-1}$ و $\hat{p} = diag(p)$ بوده و D دارای ابعاد $SN - 1 \times SN$ ماتریس تفاضل اول است، که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 \\ & \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

در این صورت، با استناد به مطالعه دی فونزو (Di Fonzo, 2003)، جواب مسئله

حداقل‌سازی رابطه (۱۲) برابر خواهد بود با:

$$\begin{bmatrix} y \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{p} & 0 \\ 0 & I_{SN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D D & \hat{p} J \\ J \hat{p} & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ y_0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

از این‌رو، با استفاده از رابطه (۱۴)، λ به اندازه s بین دو دوره ایجاد خواهد شد، که نرخ رشد آن با نرخ رشد سری اصلی برابر خواهد بود. در حالتی که فصلی‌سازی مدنظر باشد، همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، این رابطه به‌صورت کاملاً مکانیکی داده‌های سالانه را فصلی خواهد کرد.

معیارهای ارزیابی کارآیی مدل‌ها

به‌منظور بررسی کارآیی پیش‌بینی مدل‌ها، از چهار معیار میانگین مربعات خطا (MSE)، مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE) استفاده می‌شود.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^m (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{m} \quad (15)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^m (\hat{Y}_t - Y_t)^2}{m}} \quad (16)$$

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^m |\hat{Y}_t - Y_t|}{m} \quad (17)$$

$$MPAE = \frac{\sum_{t=1}^m \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right|}{m} \quad (18)$$

از آنجا که هر کدام از معیارهای یادشده جنبه‌ای خاص از عملکرد مدل‌ها را نشان می‌دهند، استفاده از همه این معیارها برای ارزیابی الگوها و قدرت پیش‌بینی آنها مفید خواهد بود. در ادامه، ابتدا با بهره‌گیری از روش دنتون (Denton, 1971)، داده‌های سالانه دوره زمانی تحقیق (۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷) به داده‌های فصلی تبدیل می‌شود تا با رفع مشکل احتمالی کمبود داده‌ها، دقت مدل‌ها افزایش یابد. بنابراین، مدل‌ها با استفاده از داده‌های فصلی جدید که برای دوره ۱:۱۳۸۰ تا ۴:۱۳۹۷ است، برآورد خواهند شد. پس از آن، آزمون ریشه واحد بر داده‌ها اعمال می‌شود. در نهایت، پس از برآورد مدل مارکوف-سوئیچینگ و شبکه عصبی مصنوعی،

بررسی نتایج این برآورد به همراه نتایج پیش‌بینی صورتخواهد گرفت. برای دستیابی به مدل کارآتر نیز از معیارهای ارزیابی کارآیپیش گفته استفاده خواهد شد.

نتایج

در سالنامه آماری استان‌ها، میزان مصرف آب به صورت سالانه ثبت می‌شود که برای سال‌های محدودی موجود است؛ از این رو، به دلیل کمبود داده، امکان استفاده از داده‌های سالانه برای پیش‌بینی سال‌های آتی وجود ندارد. بر این اساس، همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، در مطالعه حاضر، با استفاده از روش دنتون (Denton, 1971)، با تبدیل داده‌های سالانه دوره زمانی مورد بررسی به داده‌های فصلی، هجده مشاهده سالانه به ۷۲ مشاهده فصلی بدل شده است، که مبنایی مناسب برای پیش‌بینی سال‌های آتی فراهم می‌آورد. سپس، داده‌های تقاضای آب فصلی، با تقسیم بر جمعیت استان، به داده‌های سرانه تبدیل شده‌اند. در پایان نیز از متغیرهای سرانه لگاریتم گرفته شده است. در جدول ۱، آماره‌های توصیفی تقاضای آب استان‌های گیلان، گلستان و مازندران در بخش کشاورزی، طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۷ ارائه شده است.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی تقاضای آب در بخش کشاورزی به تفکیک استان‌های مورد بررسی

استان	گیلان	گلستان	مازندران
نماد	AGRGLN	AGRGLS	AGRMZN
میانگین	۵۱۰/۷۵	۱۱۲۲/۰۳	۲۲۴۵/۳۸
میانه	۴۸۶/۴۱	۱۱۵۶/۳۰	۲۱۵۹/۹۵
حداکثر	۶۴۴/۵۰	۱۲۴۹/۱۷	۲۸۸۰/۹۳
حداقل	۲۴۷/۷۷	۹۱۳/۷۸	۱۷۴۸/۰۵
انحراف معیار	۱۰۳/۳۳	۱۱۷/۰۸	۳۴۲/۵۸
چولگی	-۰/۵۷	-۰/۴۳	۰/۳۹
کشیدگی	۳/۳۵	۱/۶۸	۲/۰۲
آماره جارک- برا (JB)	۱/۰۶	۱/۸۵	۱/۱۸
سطح احتمال آماره JB	۰/۵۹	۰/۴۰	۰/۵۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....

بر اساس سطح معنی‌داری پنج درصدی، تمامی متغیرهای تحقیق به‌جز تقاضای آب استان گلستان دارای توزیع نرمال هستند. همچنین، مطابق با پارامترهای میانگین تا حداقل مصرف آب، تقاضای آب بخش کشاورزی استان مازندران در مقایسه با دو استان دیگر زیاد است، به‌گونه‌ای که تقاضای آب این استان تقریباً چهار برابر استان گیلان و دو برابر استان گلستان است.

آزمون ریشه واحد

یکی از فرضیه‌ها بر اساس آن، به‌کارگیری روش‌های سستی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی در نظر گرفته می‌شود، مانا بودن متغیرهای مورد بررسی است. اگر در تخمین مدل اقتصادسنجی، متغیرها مانا نباشند، آنگاه رگرسیون برآوردشده جعلی یا کاذب خواهد بود. در این راستا، آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها اهمیت خواهند یافت که در مطالعه حاضر، از آزمون KPSS بهره گرفته شده، که نتایج این آزمون برای متغیرهای مورد بررسی در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون KPSS

نتیجه	مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف			آماره KPSS	متغیر
	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۱		
I(0)	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۶۳۰	LAGRGLN
I(0)	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۱۳۱۴	LAGRGLS
I(0)	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۱۳۵۳	LAGRMZN

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج حاصل از ریشه واحد KPSS در جدول ۲، فرض صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ریشه واحد در مورد تمام متغیرها طی دوره مورد بررسی پذیرفته شده است؛ از این‌رو، کلیه متغیرها در سطح مانا هستند.

برآورد تقاضای آب بخش کشاورزی به روش چرخشی مارکوف

به منظور تخمین مدل‌های چرخشی مارکوف، نخست، باید تعداد بهینه رژیم‌ها، تعداد وقفه‌های بهینه (p و q) و نوع مدل چرخشی تعیین شود که بدین منظور، از معیار AIC استفاده می‌شود؛ سپس، باید نشان داده شود که حضور متغیر وضعیت (رژیم) در مدل الزامی است و به دیگر سخن، باید فرض صفر آزمون نسبت درست‌نمایی^۱ که بر خطی بودن مدل اشاره دارد، در برابر فرض غیرخطی بودن آن (تصریح مدل چرخشی) آزمون شود. افزون بر این، برای اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در پسماندها، از آزمون پورتمانتو^۲ و برای بررسی ناهمسانی واریانس نیز از آزمون ARCH استفاده شده، که نتایج این آزمون‌ها در جداول ۳ تا ۵ به تفکیک استان آمده است.

جدول ۳- بررسی معیارهای خوبی برازش مدل تقاضای آب کشاورزی در استان مازندران به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRMZN				
آماره‌های خوبی برازش	LR	۲۹۹/۳۲۲	تعداد مشاهدات	۶۷
	AIC	-۷/۸۳۱	تعداد پارامترها	۳۷
آزمون‌های تشخیص	توزیع	آماره محاسباتی	سطح احتمال	
LR آزمون خطی بودن	$\chi^2(26)$	۱۱۸/۲۲۰	۰/۰۰۰	
نرمال بودن	$\chi^2(2)$	۰/۴۵۹	۰/۷۹۵	
ARCH(1)	F(1,28)	۰/۰۰۸	۰/۹۲۸	
پورتمانتو	$\chi^2(12)$	۱۱/۷۵۷	۰/۴۶۵	
توابع احتمال انتقالات	رژیم، زمان	0t	1t	2t
	t+1, 0	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
	t+1, 1	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
	t+1, 2	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
ویژگی‌های رژیمی	رژیم	تعداد فصل	احتمال تجمعی	دوره دوام
	صفر	۱۸	۰/۲۶۹	۱/۸۰۰
	یک	۳۵	۰/۵۲۲	۴/۳۸۰
	دو	۱۴	۰/۲۰۹	۲/۸۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Likelihood Ratio (LR) test
2. Portmanteau test

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....

همان‌گونه که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، وجود دو رژیم برای تقاضای آب کشاورزی استان مازندران در رویکرد مارکوف- سوئیچینگ مورد تأیید است. همچنین، بر اساس معیار آکائیک، متغیر وابسته از پنج وقفه قبل خود تأثیرپذیری دارد. توابع احتمال انتقالات، احتمال سوئیچ یا انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را بیان می‌دارد که در مورد استان مازندران، این احتمالات بین رژیم‌های صفر تا دو برابر است؛ یعنی، احتمال بقا و تغییر رژیم از صفر به یک و از یک به دو با هم برابر است و اگر برای نمونه، سیستم در رژیم دو باشد، احتمال برگشت آن به رژیم یک برابر با $0/333$ است. آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) نیز خطی بودن مدل تقاضای آب کشاورزی برای استان مازندران را رد می‌کند؛ از این‌رو، از منظر آماری، مدل غیرخطی بوده و دارای دو رژیم است. بر اساس نتایج آزمون‌های ARCH و پورتمانو، مدل‌های برآوردی فاقد ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی است.

جدول ۴- بررسی معیارهای خوبی برازش مدل تقاضای آب کشاورزی در استان گلستان به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRIGLS				
آماره‌های خوبی برازش	LR	۲۹۰/۲۶۵	تعداد مشاهدات	۶۶
	AIC	-۷/۸۵۷	تعداد پارامترها	۳۱
آزمون‌های تشخیص	توزیع	آماره محاسباتی	سطح احتمال	
LR	$\chi^2(20)$	۴۵/۳۴۳	۰/۰۰۱	
نرمال بودن	$\chi^2(2)$	۲/۴۹۱	۰/۲۸۸	
ARCH(1)	F(1,33)	۰/۰۴۷	۰/۸۲۹	
پورتمانو	$\chi^2(12)$	۱۲/۷۲۷	۰/۳۸۹	
توابع احتمال انتقالات	رژیم، زمان	0t	1t	2t
	t+1, 0	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
	t+1, 1	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
	t+1, 2	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳
ویژگی‌های رژیمی	دوره دوام	تعداد فصل	احتمال تجمعی	رژیم
	۱/۴۷۰	۲۵	۳۷/۸۸۰	صفر
	۱/۳۳۰	۲۰	۳۰/۳۰۰	یک
	-۲/۰۵۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	دو

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برخلاف مدل مارکوف- سوئیچینگ استان مازندران، در رویکرد چرخشی مارکوف مربوط به تقاضای آب کشاورزی استان گلستان (جدول ۴)، فقط وجود یک رژیم مورد تأیید است و وجود رژیم دوم، با عنایت به دوره دوام منفی، قابل تأیید نیست. همچنین، نتایج آزمون LR خطی بودن مدل را رد می‌کند. در این مدل نیز پنج وقفه از متغیر وابسته در بین متغیرهای توضیحی حضور خواهند داشت. با توجه به توابع احتمال انتقالات و در نظر گرفتن تأیید وجود یک رژیم، می‌توان گفت که احتمال بقا و انتقال از رژیم صفر به رژیم یک و برعکس با هم برابر است. افزون بر این، نتایج آزمون‌های ARCH و پورتمانو بیانگر عدم ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل‌هاست.

جدول ۵- بررسی معیارهای خوبی برازش مدل تقاضای آب کشاورزی در استان گیلان به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRIGN				
آماره‌های خوبی برازش	LR	۲۴۲/۰۸۱	تعداد مشاهدات	۶۱
	AIC	-۷/۳۸۰	تعداد پارامترها	۱۷
آزمون‌های تشخیص	توزیع	آماره محاسباتی	سطح احتمال	
آزمون خطی بودن LR	$\chi^2(26)$	۵۴/۰۹۱	۰/۰۰۰	
نرمال بودن	$\chi^2(2)$	۰/۱۵۴	۰/۹۲۶	
ARCH(1)	F(6,32)	۰/۴۶۴	۰/۸۳۰	
پورتمانو	$\chi^2(12)$	۱۱/۱۸۴	۰/۵۱۳	
توابع احتمال انتقالات	رژیم، زمان	0t	1t	2t
	t+1, 0	۰/۵۵۴	۰/۲۰۵	-
	t+1, 1	۰/۴۴۶	۰/۷۹۵	-
	t+1, 2	-	-	-
ویژگی‌های رژیم‌ها	دوره دوام	تعداد فصل	احتمال تجمعی	
	رژیم			
	صفر	۲۰	۰/۳۲۸	۲/۲۲۰
	یک	۴۱	۰/۶۷۲	۴/۵۶۰
دو	-	-	-	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای استان گیلان نیز مدل مارکوف- سوئیچینگ وجود یک رژیم را تأیید کرده است. بر اساس معیار AIC، مدل تا پنج وقفه از متغیر وابسته تأثیر می‌پذیرد. همچنین، نتایج آزمون ARCH و پورتمانتو مؤید عدم وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل‌هاست. بر اساس نتایج آزمون LR نیز مدل چرخشی برآورد شده بر مدل‌های خطی ارجحیت دارند. همچنین، بر اساس توابع احتمال انتقالات، احتمال بقا در رژیم صفر $0/554$ و احتمال انتقال از رژیم صفر به یک برابر با $0/446$ است؛ از این رو، احتمال تغییر رژیم از صفر به یک کمتر از حضور در رژیم صفر است. احتمال بقای رژیم یک برابر با $0/795$ است و احتمال انتقال از رژیم یک به صفر برابر $0/205$ است؛ از این رو، احتمال بقای رژیم یک بسیار بیشتر از انتقال از آن به رژیم صفر است؛ بنابراین، رژیم یک پایدارتر است.

در ادامه، در جداول ۶ تا ۸ نیز تخمین مدل مارکوف- سوئیچینگ برای دوره ۱:۱۳۸۰ تا ۴:۱۳۹۷ در سه استان مازندران، گلستان و گیلان نمایش داده شده است. شایان یادآوری است که با عنایت به نتایج آزمون‌های خوبی برازش، تمام پارامترهای مدل‌ها شامل عرض از مبدأ، ضرایب متغیرهای دامی و وقفه‌های متغیر وابسته به رژیم وابسته خواهد بود. همچنین، در مدل چرخشی مارکوف، علاوه بر مقادیر گذشته متغیر وابسته، از متغیرهای مجازی فصلی (پاییز، زمستان و تابستان، به ترتیب، DP، DZ و DT) و متغیر روند (Trend) نیز استفاده شده است.

جدول ۶- نتایج برآورد تقاضای آب کشاورزی در استان مازندران به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRMZN					
متغیرهای مستقل	رژیم	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	صفر	۰/۳۱۴	۰/۰۹۸	۳/۱۹۰	۰/۰۰۳
	یک	۰/۰۷۷	۰/۰۰۱	۹۷/۳۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۱۱۵	۰/۰۲۶	-۴/۴۰۰	۰/۰۰۰
Y(-1)	صفر	۲/۷۳۹	۰/۲۰۳	۱۳/۵۰۰	۰/۰۰۰
	یک	۲/۳۹۸	۰/۰۳۱	۷۷/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۱/۷۷۳	۰/۱۰۶	۱۶/۷۰۰	۰/۰۰۰
Y(-2)	صفر	-۳/۲۸۳	۰/۵۵۳	-۵/۹۴۰	۰/۰۰۰
	یک	-۱/۶۲۴	۰/۰۳۳	-۴۹/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۱/۰۰۴	۰/۱۸۷	-۵/۳۶۰	۰/۰۰۰
Y(-3)	صفر	۱/۹۴۴	۰/۶۴۴	۳/۰۲۰	۰/۰۰۵
	یک	-۰/۵۱۷	۰/۰۵۴	-۹/۶۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۰/۱۵۷	۰/۱۴۷	۱/۰۷۰	۰/۲۹۳
Y(-4)	صفر	-۰/۴۳۹	۰/۴۲۸	-۱/۰۳۰	۰/۳۱۳
	یک	۰/۷۹۵	۰/۰۶۶	۱۲/۱۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۳۶۳	۰/۱۳۳	-۲/۷۷۰	۰/۰۰۹
Y(-5)	صفر	۰/۰۷۹	۰/۱۸۲	۰/۴۳۴	۰/۶۶۸
	یک	-۰/۰۴۲	۰/۰۳۱	-۱/۳۵۰	۰/۱۸۸
	دو	۰/۴۲۶	۰/۰۷۰	۶/۰۶۰	۰/۰۰۰
DT	صفر	۰/۰۳۵	۰/۰۰۵	۷/۲۸۰	۰/۰۰۰
	یک	۰/۰۲۷	۰/۰۰۰	۶۲/۷۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۰/۰۲۸	۰/۰۰۶	۴/۵۵۰	۰/۰۰۰
DP	صفر	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۴۲۴	۰/۶۷۵
	یک	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۲۷/۹۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۰/۰۱۳	۰/۰۰۳	۴/۶۵۰	۰/۰۰۰
DZ	صفر	۰/۰۲۱	۰/۰۰۸	۲/۷۱۰	۰/۰۱۱
	یک	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۶/۱۹۰	۰/۰۰۰
	دو	۰/۰۱۷	۰/۰۰۳	۵/۴۴۰	۰/۰۰۰
Trend		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴/۰۱۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با عنایت به نتایج، عرض از مبدأ به همراه وقفه‌های اول و دوم و ضریب متغیر دامی فصول تابستان و زمستان در سطح معنی‌داری پنج درصد برای تمام رژیم‌ها معنی‌دار هستند، که به معنی تأثیرگذار بودن فصول مختلف و تأثیرپذیری تقاضای آب بخش کشاورزی از حداقل دو سال پیش‌تر است. به دیگر سخن، میزان مصرف آب کشاورزی در فصول مختلف با هم تفاوت دارد و این تفاوت نیز از نظر آماری معنی‌دار و قابل توجه است. همچنین، الگوی کشت و محصول کشت‌شده در دو سال پیش بر تقاضای آب سال مورد بررسی تأثیرگذار است. معنی‌دار بودن عرض از مبدأ در هر سه رژیم نیز به معنی وجود مقدار ثابتی از تقاضای آب است که به متغیرهای مدل ربط ندارد و مستقل از آنها در بخش کشاورزی همواره وجود دارد. عرض از مبدأ و جمله‌اخلال، در کل، اثر سایر متغیرها در تقاضای آب بخش کشاورزی را نشان می‌دهند، که البته در مدل کنونی دیده نشده‌اند؛ از این رو، این تأثیر می‌تواند مثبت یا منفی باشد. متغیر روند نیز دارای ضریب صفر و معنی‌دار است، که به معنی عدم وجود هرگونه روند در تقاضای آب کشاورزی مازندران است. وقفه سوم متغیر وابسته در رژیم صفر و یک معنی‌دار است. وقفه چهارم نیز تنها در رژیم‌های یک و دو معنی‌دار است. وقفه پنجم هم تنها در رژیم دو معنی‌دار بوده، که دارای اثر مثبت است. وقفه اول در هر سه رژیم اثر مثبت بر متغیر وابسته دارد. در مقابل، وقفه دوم دارای اثر منفی در هر سه رژیم است. وقفه سوم در رژیم صفر و یک و وقفه چهارم در رژیم‌های یک و دو، به ترتیب، دارای اثر مثبت و منفی بر متغیر وابسته است. این تغییرات می‌تواند ناشی از تغییر الگوی کشت یا تغییر محصول کشت‌شده از نظر میزان آب موردنیاز در هر سال در بیشتر نواحی استان باشد. همه این تفسیرها برای فصل بهار است. فصول تابستان و زمستان دارای اثر مثبت معنی‌دار اندکی بر تقاضای آب استان مازندران در هر سه رژیم است. فصل پاییز نیز به جز رژیم صفر، اثر مثبت معنی‌دار اندکی بر تقاضای آب کشاورزی استان مازندران دارد. با این تفاسیر، در استان مازندران، بیشترین تقاضای آب مربوط به فصل تابستان و کمترین آن مربوط به فصل بهار است.

نتایج برآورد تقاضای آب کشاورزی استان گلستان را به روش مارکوف-سوئیچینگ در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷- نتایج برآورد تقاضای آب کشاورزی در استان گلستان به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRIGLS					
متغیرهای مستقل	رژیم	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	صفر	۰/۲۰۹	۰/۰۹۸	۳/۱۹۰	۰/۰۰۳
	یک	-۰/۲۰۲	۰/۰۰۱	۹۷/۳۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۵۸۸	۰/۰۲۶	-۴/۴۰۰	۰/۰۰۰
Y(-1)	صفر	۲/۱۷۲	۰/۲۰۳	۱۳/۵۰۰	۰/۰۰۰
	یک	۱/۸۸۸	۰/۰۳۱	۷۷/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۱/۹۰۳	۰/۱۰۶	۱۶/۷۰۰	۰/۰۰۰
Y(-2)	صفر	-۱/۳۱۳	۰/۵۵۳	-۵/۹۴۰	۰/۰۰۰
	یک	-۰/۸۸۰	۰/۰۳۳	-۴۹/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۸۷۳	۰/۱۸۷	-۵/۳۶۰	۰/۰۰۰
Y(-3)	صفر	-۰/۲۷۰	۰/۶۴۴	۳/۰۲۰	۰/۰۰۵
	یک	-۰/۴۲۶	۰/۰۵۴	-۹/۶۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۴۰۰	۰/۱۴۷	۱/۰۷۰	۰/۲۹۳
Y(-4)	صفر	۰/۵۳۰	۰/۴۲۸	-۱/۰۳۰	۰/۳۱۳
	یک	۰/۵۰۴	۰/۰۶۶	۱۲/۱۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۰/۳۴۵	۰/۱۳۳	-۲/۷۷۰	۰/۰۰۹
Y(-5)	صفر	-۰/۰۹۳	۰/۱۸۲	۰/۴۳۴	۰/۶۶۸
	یک	-۰/۱۰۸	۰/۰۳۱	-۱/۳۵۰	۰/۱۸۸
	دو	-۰/۰۴۱	۰/۰۷۰	۶/۰۶۰	۰/۰۰۰
DT	صفر				
	یک	۰/۰۲۶	۰/۰۰۲	۱۶/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو				
DP	صفر				
	یک	۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	۵/۲۸۰	۰/۰۰۰
	دو				
DZ	صفر				
	یک	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۳/۴۲۰	۰/۰۰۲
	دو				
Trend		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۵۲۰	۰/۱۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، برای استان گلستان، همانند مدل استان مازندران، عرض از مبدأ و وقفه‌های اول و دوم متغیر وابسته برای همه رژیم‌ها معنی‌دار هستند. وقفه‌های سوم، چهارم، و پنجم نیز به ترتیب، در رژیم‌های صفر و یک، یک و دو، و دو معنی‌دار هستند. متغیرهای مجازی فصل‌های تابستان، پاییز و زمستان نیز معنی‌دارند. با این حال، وجود رژیم صفر و یک در تقاضای آب بخش کشاورزی استان گلستان قابل تأیید است؛ از این‌رو، تقاضای آب سال مورد بررسی در رژیم صفر و یک و رژیم یک از تقاضای آب سه و چهار سال پیش‌تر در بخش کشاورزی تأثیر می‌پذیرد که این تأثیر، به ترتیب، مثبت و منفی است. افزون بر این، تقاضای آب سال پیشین و سال پیش‌تر از آن بر تقاضای آب کنونی تأثیر دارد که این تأثیر، به ترتیب، مثبت و منفی است. این موضوع نشان از تغییر عمده در محصول کشت‌شده از منظر آب‌بری در این استان به صورت دوساله یا سالانه دارد. متغیر روند نیز معنی‌دار نیست؛ از این‌رو، تقاضای آب استان گلستان از روندی خاص تأثیر نمی‌پذیرد. بنابراین، با رعایت نکات یادشده، عرض از مبدأ در رژیم صفر تأثیر مثبت و در رژیم یک تأثیر منفی بر تقاضای آب بخش کشاورزی استان دارد. همان‌گونه که در مورد استان مازندران بیان شد، عرض از مبدأ مدل به همراه جمله اخلاص اثر سایر متغیرها بر تقاضای آب بخش کشاورزی را نشان می‌دهد، که البته در مدل حضور نیافته‌اند. وقفه پنجم نیز در هر دو رژیم تأثیر معنی‌دار ندارد؛ از این‌رو، تقاضای آب پنج سال قبل تأثیری بر تقاضای آب کنونی ندارد. همچنین، با عنایت به ضرایب متغیرهای مجازی، در هر فصل، مقدار اندکی بر تقاضای آب بخش کشاورزی افزوده می‌شود و بیشترین تقاضای آب در بخش کشاورزی مربوط به فصل تابستان و کمترین آن مربوط به فصل بهار است.

نتایج برآورد تقاضای آب کشاورزی استان گیلان به روش مارکوف- سوئیچینگ در

جدول ۸ آمده است.

جدول ۸- نتایج برآورد تقاضای آب کشاورزی در استان گیلان به روش چرخشی مارکوف

متغیر وابسته: LAGRIGN					
متغیرهای مستقل	رژیم	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدأ	صفر	۰/۲۰۹	۰/۰۰۷	۲۸/۷۰۰	۰/۰۰۰
	یک	-۰/۲۰۲	۰/۰۰۳	-۶۵/۳۰۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۵۸۸	۰/۰۲۴	-۲۴/۷۰۰	۰/۰۰۰
Y(-1)	صفر	۲/۱۷۲	۰/۰۵۸	۳۷/۶۰۰	۰/۰۰۰
	یک	۱/۸۸۸	۰/۰۷۹	۲۳/۹۰۰	۰/۰۰۰
	دو	۱/۹۰۳	۰/۰۴۳	۴۴/۰۰۰	۰/۰۰۰
Y(-2)	صفر	-۱/۳۱۳	۰/۱۳۳	-۹/۸۶۰	۰/۰۰۰
	یک	-۰/۸۸۰	۰/۱۶۱	-۵/۴۹۰	۰/۰۰۰
	دو	-۰/۸۷۳	۰/۰۸۲	-۱۰/۶۰۰	۰/۰۰۰
Y(-3)	صفر	-۰/۲۷۰	۰/۱۵۳	-۱/۷۷۰	۰/۰۸۶
	یک	-۰/۴۲۶	۰/۱۹۱	-۲/۲۳۰	۰/۰۳۲
	دو	-۰/۴۰۰	۰/۱۳۵	-۲/۹۶۰	۰/۰۰۵
Y(-4)	صفر	۰/۵۳۰	۰/۱۱۳	۴/۶۷۰	۰/۰۰۰
	یک	۰/۵۰۴	۰/۱۶۱	۳/۱۳۰	۰/۰۰۴
	دو	۰/۳۴۵	۰/۱۳۵	۲/۵۵۰	۰/۰۱۵
Y(-5)	صفر	-۰/۰۹۳	۰/۰۴۶	-۱/۹۹۰	۰/۰۵۴
	یک	-۰/۱۰۸	۰/۰۶۸	-۱/۵۸۰	۰/۱۲۳
	دو	-۰/۰۴۱	۰/۰۶۲	-۰/۶۶۲	۰/۵۱۲
DT	صفر				
	یک	۰/۰۲۶	۰/۰۰۲	۱۶/۵۰۰	۰/۰۰۰
	دو				
DP	صفر				
	یک	۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	۵/۲۸۰	۰/۰۰۰
	دو				
DZ	صفر				
	یک	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۳/۴۲۰	۰/۰۰۲
	دو				
Trend		۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۵۲۰	۰/۱۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با عنایت به نتایج جداول ۵ و ۸ و با توجه به معنی‌داری‌ها، در رژیم صفر، عرض از مبدأ، وقفه‌های اول و چهارم به‌همراه متغیرهای مجازی سه فصل دارای تأثیر معنی‌دار مثبت و وقفه دوم دارای تأثیر معنی‌دار منفی بر تقاضای آب کشاورزی استان گیلان هستند، بدین معنی که تقاضای آب سال قبل و چهار سال پیش اثر مثبت بر تقاضای آب سال مورد بررسی و تقاضای آب دو سال پیش تأثیر منفی بر تقاضای آب سال مورد بررسی در بخش کشاورزی دارد که به دلیل تغییر عمده در نوع محصول کشت‌شده در هر سال، می‌تواند رخ دهد. همچنین، اثر مثبت و معنی‌دار فصول بر تقاضای آب بخش کشاورزی بیانگر افزوده شدن مقداری اندک بر تقاضای آب فصل بهار با تغییر فصل است. همان‌گونه که برای دو استان مازندران و گلستان نیز گفته شد، عرض از مبدأ و جمله اخلاص بیانگر اثر سایر متغیرها بر تقاضای آب بخش کشاورزی است، که میانگین این آثار در رژیم صفر مثبت است. در رژیم یک، عرض از مبدأ، وقفه‌های دوم و سوم دارای اثر منفی معنی‌دار و وقفه‌های اول و چهارم به‌همراه متغیر مجازی فصل‌ها دارای تأثیر معنی‌دار مثبت بر تقاضای آب کشاورزی استان یادشده است. در صورت حضور سال مورد بررسی در رژیم یک، تقاضای آب بخش کشاورزی دو و سه سال پیش بر تقاضای آب سال مورد بررسی اثر منفی دارد و تقاضای آب سال پیش و چهار سال پیش تر دارای اثر مثبت بر تقاضای آب سال مورد بررسی است. همچنین، رژیم صفر و یک از روندی خاص تأثیر نپذیرفته است.

در ادامه، به طراحی مدل شبکه عصبی پیش‌بینی‌کننده سری‌های زمانی تقاضای آب بخش کشاورزی پرداخته می‌شود.

برآورد تقاضای آب بخش کشاورزی به روش شبکه عصبی

پس از بررسی انواع شبکه‌های عصبی، بهترین مدل انتخاب می‌شود. از آنجا که مدل شبکه عصبی بر اساس اطلاعات گذشته سری زمانی تقاضای آب بخش کشاورزی استان‌های مورد مطالعه برآورد می‌شود، برای انتخاب مدل بهینه، باید وقفه بهینه و تعداد نوروهای لایه پنهان تعیین شود. دوره مورد استفاده برای مرحله مدل‌سازی از ۱:۱۳۸۰ تا ۴:۱۳۹۷ است. این محاسبات در جدول ۹ آمده است.

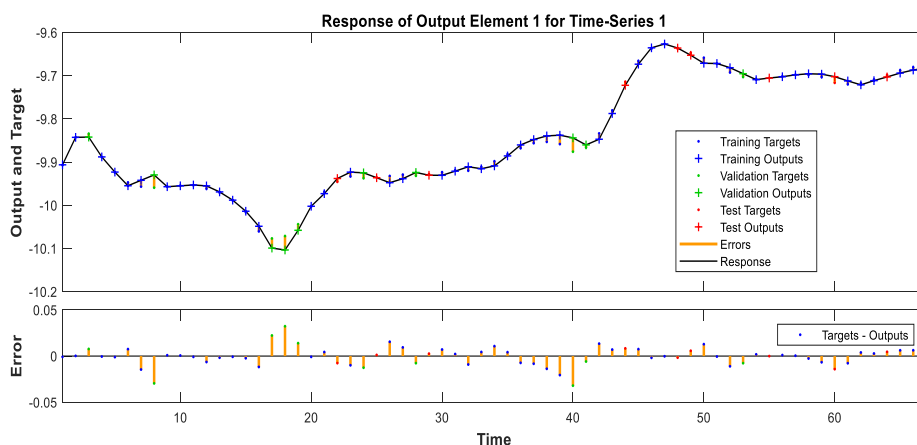
جدول ۹- ویژگی‌های مدل شبکه عصبی تقاضای آب بخش کشاورزی برای دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴

استان	متغیر	ضریب تعیین			تعداد نورون‌ها در لایه پنهان	وقفه بهینه
		آموزش	ارزیابی	تست		
گیلان	LAGRIGLN	۰/۹۹۸۱	۰/۹۹۰۳	۰/۹۹۸۵	۵	۱۰
گلستان	LAGRGLS	۰/۹۸۴۱	۰/۹۶۸۰	۰/۹۸۶۲	۵	۱۰
مازندران	LAGRMZN	۰/۹۹۹۱	۰/۹۹۸۵	۰/۹۹۸۲	۸	۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۹ ملاحظه می‌شود، در همه مدل‌های بهینه، ده نورون در لایه پنهان تعیین شده است، اما تعداد وقفه‌های بهینه در مدل‌ها یکسان نیست. همچنین، در ارتباط با همه متغیرها، هفتاد درصد مشاهدات به‌منظور آموزش، پانزده درصد برای ارزیابی و پانزده درصد دیگر نیز برای آزمون به کار گرفته شده است.

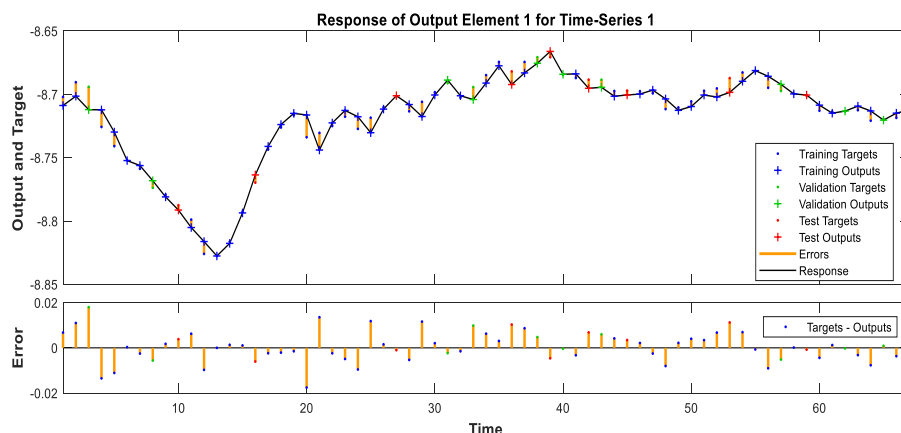
نمودارهای ۲ تا ۴ نتایج شبیه‌سازی تقاضای آب بخش کشاورزی را برای سه استان به روش شبکه عصبی نشان می‌دهد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

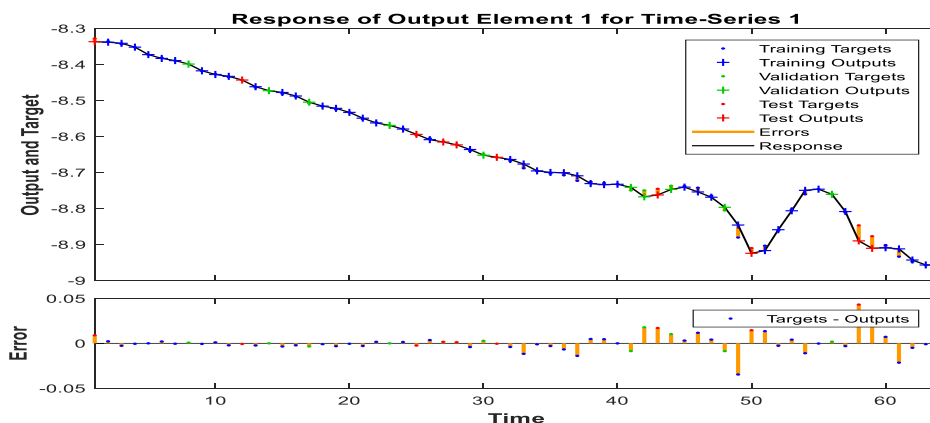
نمودار ۲- نتایج شبیه‌سازی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گیلان به روش شبکه عصبی

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳- نتایج شبیه‌سازی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گلستان به روش شبکه عصبی



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴- نتایج شبیه‌سازی تقاضای آب بخش کشاورزی استان مازندران به روش شبکه عصبی

در نمودارهای بالا، نتایج شبیه‌سازی تقاضای آب استان‌های گیلان، گلستان و مازندران با استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعی آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، هر کدام از نمودارها به دو بخش تقسیم شده است؛ بخش بالایی نمایانگر نتایج آموزش، ارزیابی و آزمون است و بخش پایینی میزان خطای مقادیر شبیه‌سازی شده را با داده‌های واقعی نشان می‌دهد. مقایسه نمودارهای ۱ و ۲ نشان‌دهنده روندهایی مشابه است، به گونه‌ای که تقاضای آب

بخش کشاورزی در هر دو به صورت نوسانی رو به افزایش است. البته لازم به ذکر است که نمودار ۱ داده‌های سالانه است، در حالی که در نمودار ۲، از داده‌های فصلی شده استفاده شده است. با این حال، شباهت موجود در روندها نشان از کارآیی تجربی مدل شبکه عصبی مصنوعی دارد. این شباهت، در مقایسه نمودارهای ۳ و ۴ با نمودار ۱ نیز مشهود است. با این همه، بهتر است برای نتیجه‌گیری بهتر، از روش‌های آماری برای مقایسه دو رویکرد مورد استفاده در مطالعه بهره گرفته شود.

ارزیابی عملکرد و کارآیی پیش‌بینی مدل‌ها

همان‌گونه که در بخش روش‌شناسی بیان شد، در تحقیق حاضر، به منظور بررسی کارآیی پیش‌بینی مدل‌ها، از چهار معیار میانگین مربعات خطا (MSE)، مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین قدر مطلق خطا (MAPE) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این معیارها برای مدل چرخشی مارکوف و شبکه عصبی در جدول ۱۰ آمده است.

جدول ۱۰- ارزیابی کارآیی مدل شبکه عصبی و مدل چرخشی مارکوف در پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی

استان	روش پیش‌بینی	متغیر هدف	MAPE	MAE	MSE	RMSE
گیلان	MS-ARMA	LAGRIGLN	۰/۰۰۰۲۹	۰/۰۰۲۸۲	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۴۷۶
گلستان	MS-ARMA	LAGRGLS	۰/۰۰۰۱۰	۰/۰۰۰۸۹	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۱۲۸
مازندران	MS-ARMA	LAGRMZN	۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۲۷۳
گیلان	شبکه عصبی	LAGRIGLN	۰/۰۰۰۵۹	۰/۰۰۵۸۴	۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۱۴۸۰
گلستان	شبکه عصبی	LAGRGLS	۰/۰۰۰۵۵	۰/۰۰۴۸۰	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۶۰۶
مازندران	شبکه عصبی	LAGRMZN	۰/۰۰۰۷۲	۰/۰۰۶۲۶	۰/۰۰۰۱۰	۰/۰۱۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۱۰، مدل MS-ARMA با دارا بودن حداقل میانگین قدر مطلق خطا، میانگین درصد قدر مطلق خطا، میانگین مربعات خطا و مجذور میانگین مربعات خطا در پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی سه استان، نسبت به مدل شبکه عصبی، کارآیی بالاتری داشته است. بنابراین، به منظور پیش‌بینی آتی تقاضای آب بخش کشاورزی سه استان، بهتر است از مدل‌های MS-ARMA استفاده شود.

پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....

پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی

در بخش‌های قبل، تقاضای آب بخش کشاورزی در استان‌های گلستان، گیلان و مازندران به روش شبکه عصبی و چرخشی مارکوف مدل‌سازی شد. در این بخش، بر مبنای مدل‌های شبیه‌سازی شده، پیش‌بینی درصد تغییر تقاضای آب بخش کشاورزی برای بیست فصل (پنج سال) از ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ صورت گرفته، که نتایج آن در جدول ۱۱ و نمودارهای ۵ تا ۱۰ ارائه شده است.

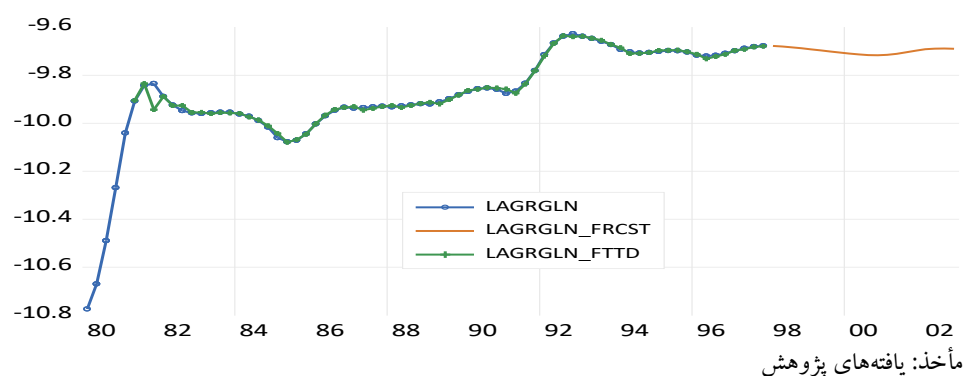
جدول ۱۱- پیش‌بینی درصد تغییر تقاضای آب بخش کشاورزی با رویکردهای شبکه عصبی و چرخشی مارکوف در سه استان مورد بررسی به صورت فصلی در دوره ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴

فصل	رویکرد چرخشی مارکوف			رویکرد شبکه عصبی مصنوعی		
	مازندران	گلستان	گیلان	مازندران	گلستان	گیلان
۱۳۹۸:۱	-۸/۹۷۲۲	-۸/۷۲۹۰	-۹/۶۷۷۰	-۸/۹۵۳۶	-۸/۷۱۵۷	-۹/۶۷۸۱
۱۳۹۸:۲	-۸/۹۶۸۹	-۸/۷۲۴۱	-۹/۶۷۹۵	-۸/۹۲۲۲	-۸/۷۱۳۶	-۹/۶۸۰۴
۱۳۹۸:۳	-۸/۹۶۷۶	-۸/۷۱۷۷	-۹/۶۸۴۴	-۸/۸۷۲۳	-۸/۷۱۱۲	-۹/۶۸۳۷
۱۳۹۸:۴	-۸/۹۶۷۴	-۸/۷۱۱۲	-۹/۶۹۱۱	-۸/۸۲۶۴	-۸/۷۰۹۳	-۹/۶۸۷۷
۱۳۹۹:۱	-۸/۹۸۳۱	-۸/۷۱۸۳	-۹/۶۹۹۱	-۸/۸۱۴۶	-۸/۷۰۶۸	-۹/۶۹۲۰
۱۳۹۹:۲	-۸/۹۹۲۸	-۸/۷۱۲۲	-۹/۷۰۸۲	-۸/۸۴۸۳	-۸/۷۰۴۷	-۹/۶۹۶۵
۱۳۹۹:۳	-۹/۰۰۷۸	-۸/۷۰۷۳	-۹/۷۱۸۰	-۸/۹۵۲۴	-۸/۷۰۲۳	-۹/۷۰۱۰
۱۳۹۹:۴	-۹/۰۲۷۶	-۸/۷۰۴۵	-۹/۷۲۸۳	-۹/۰۹۲۳	-۸/۷۰۰۴	-۹/۷۰۵۵
۱۴۰۰:۱	-۹/۰۶۵۲	-۸/۷۱۷۰	-۹/۷۳۸۹	-۹/۰۸۴۸	-۸/۶۹۸۴	-۹/۷۰۹۶
۱۴۰۰:۲	-۹/۰۹۴۵	-۸/۷۱۶۹	-۹/۷۴۹۷	-۸/۹۲۱۱	-۸/۶۹۷۱	-۹/۷۱۳۲
۱۴۰۰:۳	-۹/۱۱۹۳	-۸/۷۱۸۲	-۹/۷۶۰۵	-۸/۸۳۸۶	-۸/۶۹۵۹	-۹/۷۱۵۸
۱۴۰۰:۴	-۹/۱۳۰۱	-۸/۷۲۱۱	-۹/۷۷۱۳	-۸/۹۳۳۰	-۸/۶۹۵۴	-۹/۷۱۶۶
۱۴۰۱:۱	-۹/۱۳۶۰	-۸/۷۲۸۴	-۹/۷۸۱۹	-۹/۰۹۲۳	-۸/۶۹۵۰	-۹/۷۱۵۰
۱۴۰۱:۲	-۹/۱۱۷۹	-۸/۷۴۲۰	-۹/۷۹۲۳	-۹/۱۱۴۶	-۸/۶۹۵۲	-۹/۷۱۰۷
۱۴۰۱:۳	-۹/۰۹۷۸	-۸/۷۴۵۸	-۹/۸۰۲۴	-۸/۹۶۷۲	-۸/۶۹۵۲	-۹/۷۰۴۳
۱۴۰۱:۴	-۹/۰۹۰۳	-۸/۷۵۰۱	-۹/۸۱۲۱	-۸/۸۲۸۳	-۸/۶۹۵۵	-۹/۶۹۷۴
۱۴۰۲:۱	-۹/۱۲۲۸	-۸/۷۶۷۹	-۹/۸۲۱۵	-۸/۹۵۰۴	-۸/۶۹۵۴	-۹/۶۹۱۹
۱۴۰۲:۲	-۹/۱۷۷۸	-۸/۷۷۱۶	-۹/۸۳۰۵	-۹/۱۴۶۴	-۸/۶۹۵۵	-۹/۶۸۹۰
۱۴۰۲:۳	-۹/۲۵۷۸	-۸/۷۷۵۴	-۹/۸۳۹۲	-۹/۰۳۸۱	-۸/۶۹۵۲	-۹/۶۸۸۵
۱۴۰۲:۴	-۹/۳۴۲۸	-۸/۷۸۰۰	-۹/۸۴۷۳	-۸/۷۳۱۱	-۸/۶۹۵۳	-۹/۶۸۹۶

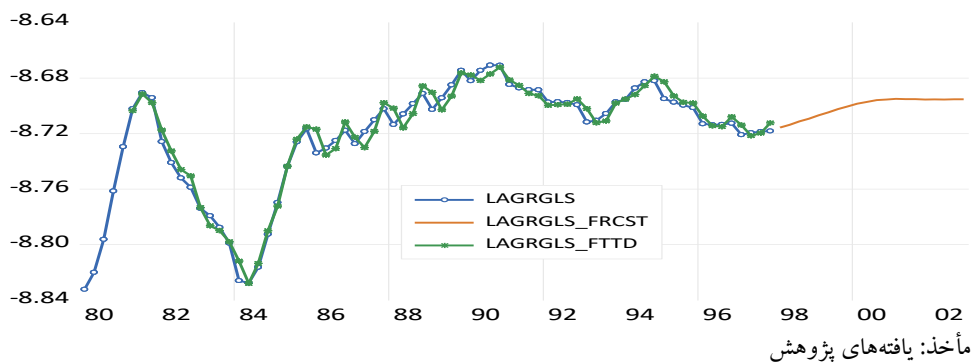
مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول ۱۱ ملاحظه می‌شود، پیش‌بینی درصد تغییر تقاضای آب سه استان به روش مارکوف-سوئیچینگ (چرخشی مارکوف) و شبکه عصبی تفاوت اندکی با هم دارند و هر دو رویکرد کاهش تقاضای آب بخش کشاورزی در سه استان مورد بررسی را نتیجه گرفته‌اند، که نکته‌ای قابل تأمل است.

همچنین، پیش‌بینی درصد تغییر تقاضای آب بخش کشاورزی برای سه استان گیلان، گلستان و مازندران در نمودارهای ۵ تا ۷ آمده است.

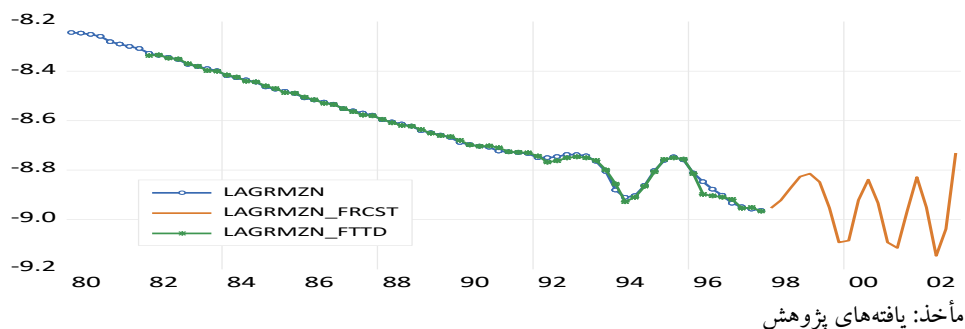


نمودار ۵- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گیلان به روش شبکه عصبی



نمودار ۶- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گلستان به روش شبکه عصبی

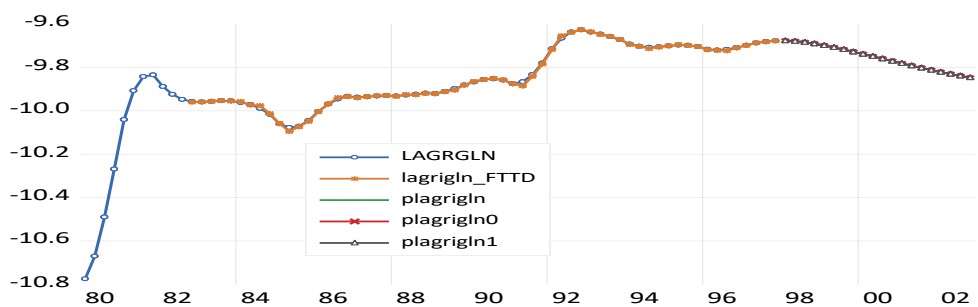
پیش‌بینی تقاضای آب در بخش کشاورزی استان‌های.....



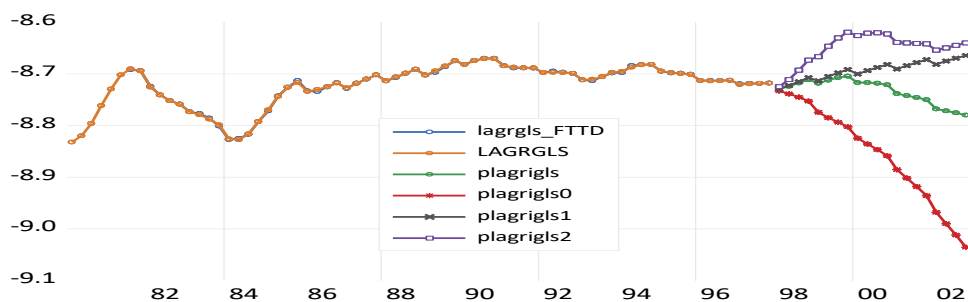
نمودار ۷- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان مازندران به روش شبکه عصبی

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، با توجه به روند پیشین و نوسان‌های آن، پیش‌بینی سازگارتر با داده‌های موجود از روند پیش رو با روش شبکه عصبی در در نمودارهای بالا نمایش داده شده است. روند کاهشی تقاضای آب بخش کشاورزی در استان مازندران نوسانی و تابع فصل پیش‌بینی شده است، در حالی که روند آتی تقاضای آب برای استان‌های گیلان و مازندران به روند خطی نزدیک است، که به سیاست‌های سازمان جهاد کشاورزی در این سه استان، میزان بارندگی و روش کشت بستگی دارد.

پیش‌بینی درصد تغییر تقاضای آب بخش کشاورزی این سه استان با رویکرد مارکوف-سوئیچینگ (چرخشی مارکوف) نیز در نمودارهای ۸ تا ۱۰ نشان داده شده است.

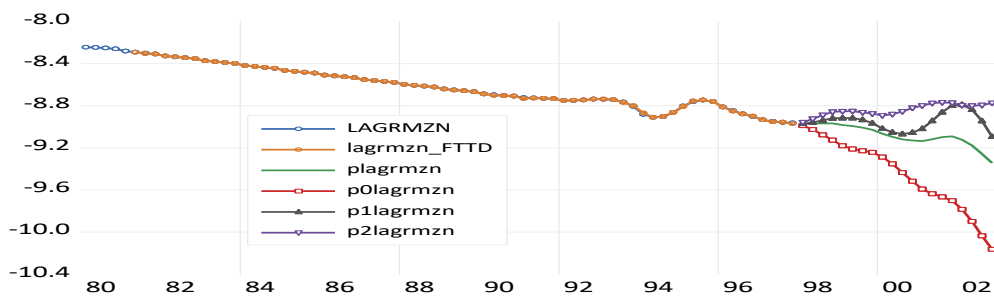


نمودار ۸- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گیلان به روش چرخشی مارکوف



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۹- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گلستان به روش چرخشی مارکوف



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۰- پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی استان مازندران به روش چرخشی مارکوف

پیش‌بینی روند تقاضای آب بخش کشاورزی استان‌های گیلان، گلستان و مازندران، با توجه به تأیید رژیم‌های بودن مدل، چندشاخه شده است، البته در مورد استان گیلان، به دلیل نزدیک بودن نتایج پیش‌بینی به یکدیگر، روند چندشاخه به صورت یک شاخه نمایش داده شده است. به دیگر سخن، روند تاریخی تقاضا و تأیید وجود رژیم‌های چندگانه به پیش‌بینی‌های متفاوت خواهد انجامید. همچنین، با عنایت به نتایج جداول ۴ و ۵، در استان‌های گیلان و گلستان، رژیم صفر و یک مورد تأیید واقع شده بود؛ از این رو، نتایج پیش‌بینی رژیم دو قابل اتکا نیست (روند بنفش). خط سبز رنگ حالت رگرسیون خطی را نشان می‌دهد. روندهای

مشکی و قرمز نیز به ترتیب، بیانگر پیش‌بینی رژیم‌های یک و صفر از روند تغییر درصدی آبی تقاضای آب بخش کشاورزی هستند.

همان‌گونه که در نمودار ۸ ملاحظه می‌شود، روند آبی تقاضای آب بخش کشاورزی استان گیلان در سه حالت رگرسیون معمولی، رژیم صفر و رژیم یک روند کاهشی را نشان می‌دهد؛ اما برخلاف آن، نمودارهای ۹ و ۱۰ روندهایی متفاوت را برای تقاضای آب بخش کشاورزی در استان‌های گلستان و مازندران پیش‌بینی می‌کنند. نگاهی به نمودار ۹ نشان می‌دهد که از بین رژیم‌های تأییدشده، رژیم یک پیش‌بینی افزایش تقاضا را دارد، در حالی که رژیم صفر با تأکید جدی افت تقاضا را متصور است. همچنین، نتایج نمودار ۱۰ بیانگر اختلاف بین مقادیر درصد تغییر میزان تقاضای آب پیش‌بینی‌شده بخش کشاورزی است، به گونه‌ای که رژیم دو افزایش در تقاضا را پیش‌بینی کرده و رژیم یک روند نوسانی را متصور است؛ و در مقابل، رژیم صفر افت قابل توجهی را در تقاضا پیش‌بینی می‌کند. از آنجا که همواره تعداد سناریوی بیشتر برای آینده احتمال خطا را پایین می‌آورد، بهتر است برنامه‌ریزان حوزه مدیریت آب بخش کشاورزی از مدل‌هایی استفاده کنند که حالات مختلف را در نظر می‌گیرند تا بتوان با توجه به هر حالت، سناریوی جداگانه تهیه کرد و آماده بود. بر اساس نتایج ارزیابی عملکرد دو مدل شبکه عصبی و مارکوف-سوئیچینگ نیز هم‌راستا با این نظر، رویکرد مارکوف-سوئیچینگ ارجحیت دارد.

در ادامه، جدول ۱۲ پیش‌بینی احتمال وقوع رژیم‌های مختلف تقاضای آب در بخش کشاورزی سه استان مورد مطالعه روش چرخشی مارکوف را برای دوره ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ نشان می‌دهد.

جدول ۱۲- پیش‌بینی احتمال وقوع رژیم‌های مختلف تقاضای آب بخش کشاورزی به روش مارکوف- سوئیچینگ برای دوره ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴

دوره	مازندران			گیلان		گلستان	
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
۱۳۹۸:۱	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۲۲۶	۰/۷۷۴	۰/۵	۰/۵
۱۳۹۸:۲	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۲۸۴	۰/۷۱۶	۰/۵	۰/۵
۱۳۹۸:۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۰۴	۰/۶۹۶	۰/۵	۰/۵
۱۳۹۸:۴	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۱۱	۰/۶۸۹	۰/۵	۰/۵
۱۳۹۹:۱	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۱۴	۰/۶۸۶	۰/۵	۰/۵
۱۳۹۹:۲	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۱۵	۰/۶۸۵	۰/۵	۰/۵
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
۱۴۰۲:۴	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۰/۳۱۵	۰/۶۸۵	۰/۵	۰/۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

داده‌های پیش‌بینی سالانه سرانه بر حسب متر مکعب/ نفر برای دوره ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ در جدول ۱۳ آمده است. این داده‌ها همان داده‌های پیش‌بینی فصلی لگاریتم تقاضای سرانه بر حسب میلیون متر مکعب/ نفر است که به داده‌های سالانه بر حسب متر مکعب/ نفر تبدیل شده است.

جدول ۱۳- پیش‌بینی سالانه تقاضای آب بخش کشاورزی با رویکردهای شبکه عصبی و مارکوف- سوئیچینگ برای دوره ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ (متر مکعب/ نفر)

دوره	رویکرد مارکوف- سوئیچینگ			رویکرد شبکه عصبی		
	گلستان	گیلان	مازندران	گلستان	گیلان	مازندران
۱۳۹۸	۶۵۲/۸۴۲	۲۴۹/۳۴۰	۵۰۹/۱۶۹	۶۵۸/۱۱۲	۲۴۹/۴۶۵	۵۴۹/۶۷۳
۱۳۹۹	۶۵۹/۳۳۷	۲۴۱/۸۸۹	۴۹۲/۳۲۶	۶۶۳/۹۸۳	۲۴۵/۴۴۵	۵۳۴/۱۲۰
۱۴۰۰	۶۵۴/۲۶۱	۲۳۲/۰۱۶	۴۴۵/۷۸۳	۶۶۸/۵۵۶	۲۴۱/۷۷۴	۵۲۳/۸۹۸
۱۴۰۱	۶۳۷/۶۲۶	۲۲۲/۴۵۲	۴۴۲/۰۶۳	۶۶۹/۵۵۱	۲۴۳/۴۶۴	۴۹۶/۶۳۴
۱۴۰۲	۶۱۸/۹۹۸	۲۱۴/۲۶۴	۳۹۵/۴۰۸	۶۶۹/۴۶۲	۲۴۷/۶۶۳	۵۱۶/۵۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۱۳، رویکرد شبکه عصبی روند کلی تقاضای آب بخش کشاورزی در مازندران نزولی، در گیلان نوسانی و در گلستان صعودی پیش‌بینی کرده و در رویکرد مارکوف- سوئیچینگ نیز روند کلی تقاضای آب بخش کشاورزی برای هر سه استان نزولی پیش‌بینی شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی برای استان‌های گلستان، گیلان و مازندران طی دوره ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ بوده و در این راستا، از دو مدل شبکه عصبی و مارکوف- سوئیچینگ (چرخشی مارکوف) و داده‌های فصلی شده به روش دنتون (Denton, 1971) طی دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ استفاده شده است.

در گام اول، برای اطمینان از کاذب نبودن مدل‌سازی، آزمون ریشه واحد روی متغیرها اجرا شد که نتایج بیانگر مانا بودن تمام متغیرها در سطح بوده و از این رو، نتایج حاصل از پیش‌بینی قابل اتکا است. الگوی بهینه شبکه عصبی مصنوعی برای تقاضای آب کشاورزی سه استان مورد مطالعه با ده نورون در لایه پنهان برآورد شد. هرچند، وقفه‌های متغیر وابسته برای هر کدام از الگوها به تعداد متفاوت شناسایی شدند. در گام بعدی، تقاضای آب بخش کشاورزی در سه استان مورد بررسی به روش چرخشی مارکوف تخمین زده شد. در این مدل نیز تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها متمایز از هم شناسایی شدند. با استفاده از معیار آکائیک (AIC)، الگوی بهینه انتخاب شد. همچنین، بر اساس آزمون نسبت درست‌نمایی، مشخص شد که الگوهای رژیمی نسبت به الگوهای خطی (غیررژیمی) از کارآیی بیشتری برخوردارند. به عبارت بهتر، تقاضای آب بخش کشاورزی در استان‌های مورد بررسی رفتار رژیمی دارد، بدین معنی که رابطه تقاضای آب بخش کشاورزی غیرخطی بوده و به شکل تغییر رژیم است و از این رو، استفاده از رویکرد چرخشی مارکوف در مدل‌سازی و پیش‌بینی ضرورت خواهد داشت. مقایسه کارآیی مدل‌های تقاضای آب برآورد شده به روش‌های شبکه عصبی مصنوعی و چرخشی مارکوف با

معیارهای میانگین مربعات خطا (MSE)، مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE) نشان داد که مدل‌سازی تقاضای آب در بخش کشاورزی برای سه استان مازندران، گلستان و گیلان در دوره مورد مطالعه با روش چرخشی مارکوف کاراتر از مدل شبکه عصبی مصنوعی است. پس از این مرحله، پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی برای سه استان به هر دو روش برای دوره فصلی ۱۳۹۸:۱ تا ۱۴۰۲:۴ و دوره سالانه ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲، به ترتیب، در جداول ۱۲ و ۱۳ ارائه شده و همچنین، برای درک بهتر روندها، نتایج پیش‌بینی‌ها با هر دو روش یادشده به تفکیک استان در نمودارهای ۵ تا ۱۰ نمایش داده شده است.

همان‌گونه که در جدول ۱۲ مشخص است، احتمال بقا و انتقال از رژیم صفر به یک در استان گلستان با هم برابر است؛ از این رو، با تطبیق این نتیجه با نتایج نمودار ۹، لزوم ایجاد دو سناریوی متفاوت (یکی، برای احتمال افزایش تقاضا و دیگری، برای احتمال کاهش تقاضای آب در بخش کشاورزی) وجود دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران استانی در استان گلستان در این حوزه بدان نکته توجه داشته و دو سناریو به‌منظور مدیریت ذخایر آب برای فصول آبی آماده کنند تا در صورت تحقق هر کدام، بخش کشاورزی با بحران مواجه نشود.

در مورد استان گیلان، وضعیت متفاوت است و احتمال بقای رژیم یک بیش از رژیم صفر است. البته، با عنایت به نتایج نمودار ۸، نتایج پیش‌بینی هر دو تقریباً مشابه است و از این رو، احتمال می‌رود که با تحقق این روند، ذخایر آبی تقویت شود.

اما در خصوص استان مازندران، با عنایت به اعتبار رژیم‌های صفر و یک به‌همراه رژیم دو و احتمالات بقا و انتقال مساوی بین رژیم‌ها و همچنین، با توجه به نمودار ۱۰، باید مسئولان استانی به تدوین سه سناریو در خصوص مدیریت آب بخش کشاورزی بپردازند (یکی، برای حالت تحقق کاهش تقاضا و دیگری، برای نوسان تقاضا و یکی دیگر هم برای افزایش تقاضا) تا از اتلاف منابع آبی جلوگیری شود و برای همه حالات، آمادگی لازم وجود داشته باشد.

با این حال، به صورت کلی، روند سالانه پیش‌بینی‌های تقاضای آب بخش کشاورزی در سه استان مورد بررسی با رویکرد مارکوف- سوئیچینگ نزولی است؛ از این رو، انتظار می‌رود که با مدیریت صحیح، ذخایر آبی تقویت شود.

با توجه به نتایج تحقیق حاضر، برای مدل‌سازی و پیش‌بینی تقاضای آب بخش کشاورزی، استفاده از رویکرد مارکوف- سوئیچینگ یا همان چرخشی مارکوف به جای رویکرد شبکه عصبی مصنوعی به دیگر پژوهشگران این حوزه توصیه می‌شود، زیرا این مدل مطابق با نتایج حاصل از معیارهای کارآیی، عملکرد بهتری در مقایسه با رویکرد شبکه عصبی مصنوعی داشته است.

منابع

1. Adeba, D., Kansal, M.L. and Sen, S. (2015). Assessment of water scarcity and its impacts on sustainable development in Awash basin, Ethiopia. *Sustainable Water Resources Management*, 1(1): 71-87.
2. Allouche, J. (2011). The sustainability and resilience of global water and food systems: political analysis of the interplay between security, resource scarcity, political systems and global trade. *Food Policy*, 36: S3-S8.
3. Aram, A.R. and Agheli, L. (2012). A hybrid model for forecasting daily urban water demand. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 9(1): 1-17.(Persian)
4. Blanke, A., Rozelle, S., Lohmar, B., Wang, J. and Huang, J. (2007). Water saving technology and saving water in China. *Agricultural Water Management*, 87(2): 139-150.
5. Cerra, V. and Saxena, S.C. (2005). Did output recover from the Asian crisis? *IMF Staff Papers*, 52(1): 1-23.
6. Chauvet, M. and Hamilton, J.D. (2006). Dating business cycle turning points. *Contributions to Economic Analysis*, 276: 1-54.
7. Clements, M.P. and Krolzig, H.M. (2002). Can oil shocks explain asymmetries in the US business cycle?. In: J.D. and Hamilton, B. Raj (eds) *Advances in Markov-Switching Models*. Studies in Empirical Economics. Physica, Heidelberg.
8. Cologni, A. and Manera, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: a Markov-Switching analysis for the G-7 countries. *Economic Modelling*, 26(1): 1-29.

9. Dagneu, D.C. (2012). Factors determining residential water demand in north western Ethiopia, the case of Merawi. Doctoral Dissertation, Cornell University.
10. Davig, T. (2004). Regime-switching debt and taxation. *Journal of Monetary Economics*, 51(4): 837-859.
11. Denton, F.T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333): 99-102.
12. Di Fonzo, T. (2003). Constrained retropolation of high-frequency data using related series: a simple dynamic model approach. *Statistical Methods and Applications*, 12(1): 109-119.
13. Di Fonzo, T., Marini, M. and Zieschang, K. (2012). On the extrapolation with the Denton proportional benchmarking method. Washington, DC: International Monetary Fund (IMF).
14. Esmaeili, A. and Vazirzadeh, S. (2009). Water pricing for agricultural production in the South of Iran. *Water Resources Management*, 23(5): 957-964.(Persian)
15. García-valiñas, M.A. (2005). Efficiency and equity in natural resources pricing: a proposal for urban water distribution service. *Environmental and Resource Economics*, 32(2): 183-204.
16. Gohar, A.A., Amer, S.A. and Ward, F.A. (2015). Irrigation infrastructure and water appropriation rules for food security. *Journal of Hydrology*, 520: 85-100.
17. Goldfeld, S.M. and Quandt, R.E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1(1): 3-15.
18. Hajipour, M., Zakerinia, M., Ziaee, A. and Hesam, M. (2015). Water demand management in agriculture and its impact on water resources of Bojnourd basin with WEAP and MODFLOW models. *Water and Conservation*, 22(4): 85-101.(Persian)
19. Hamilton, J.D. (1994). Time series econometrics. Princeton University Press.
20. Hamilton, J.D. (1988). Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: an investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 385-423.
21. Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(2): 357-384.
22. Hamilton, J.D. (2005). What's real about the business cycle? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(4): 435-452.

23. Hurlimann, A., Dolnicar, S. and Meyer, P. (2009). Understanding behaviour to inform water supply management in developed nations: a review of literature, conceptual model and research agenda. *Journal of Environmental Management*, 91(1): 47-56.
24. Janczura, J. and Weron, R. (2012). Efficient estimation of Markov regime-switching models: an application to electricity spot prices. *AStA Advances in Statistical Analysis*, 96(3): 385-407.
25. Jeanne, O. and Masson, P. (2000). Currency crises, sunspots and Markov-Switching regimes. *Journal of International Economics*, 50(2): 327-350.
26. Jebel-Ameli, F. and Goodarzi Farahani, Y. (2013). The effect of targeted subsidy on demand rate of urban water in Qom city. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 7(22): 101-119.(Persian)
27. Kazemi, A., Modarres, M. and Mehregan, M. (2010). Transport energy demand forecasting using Markov Chain Grey model: case study of Iran. *Industrial Management Journal*, 3(2): 117-132.(Persian)
28. Kazemi, M., Jalili Ghazizadeh, M. and Darabi, A. (2017). An overview of some methods for forecasting urban water demand. Tehran: Shahid Beheshti University.(Persian)
29. Li, H., Zhang, C., Miao, D., Wang, T., Feng, Y., Fu, H., . . . Zhao, M. (2016). Water demand prediction of Grey Markov model based on GM (1.1). Proceedings of the 2016 3rd International Conference on Mechatronics and Information Technology, Atlantis Press.
30. Liu, J., Savenije, H.H. and Xu, J. (2003). Forecast of water demand in Weinan City in China using WDF-ANN model. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 28(4-5): 219-224.
31. March, H., Therond, O. and Leenhardt, D. (2012). Water futures: reviewing water-scenario analyses through an original interpretative framework. *Ecological Economics*, 82: 126-137.
32. Martin-Carrasco, F., Garrote, L., Iglesias, A. and Mediero, L. (2013). Diagnosing causes of water scarcity in complex water resources systems and identifying risk management actions. *Water Resources Management*, 27(6): 1693-1705.
33. Martins, R. and Fortunato, A. (2007). Residential water demand under block rates: a Portuguese case study. *Water Policy*, 9(2): 217-230.
34. McKellar, R.C. and Cholette, H. (1984). Synthesis of extracellular proteinase by *Pseudomonas fluorescens* under conditions of limiting carbon, nitrogen, and phosphate. *Applied and Environmental Microbiology*, 47(6): 1224-1227.

35. Nauges, C. and Thomas, A. (2003). Long-run study of residential water consumption. *Environmental and Resource Economics*, 26(1): 25-43.
36. Pereira, L.S., Oweis, T. and Zairi, A. (2002). Irrigation management under water scarcity. *Agricultural Water Management*, 57(3): 175-206.
37. Quandt, R.E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association*, 67(338): 306-310.
38. Qureshi, M.E., Hanjra, M.A. and Ward, J. (2013). Impact of water scarcity in Australia on global food security in an era of climate change. *Food Policy*, Elsevier, 38: 136-145.
39. Rahimi Feyzabad, F., Yazdanpna, M., Forouzani, M., Mohammadzadeh, M. and Borton, R. (2015). Investigation of the relationship between social capital and farmers' intention toward establishment of and membership in Water User's Associations: the case of Aleshtar County. *Cooperation and Agriculture*, 3(12): 77-95.(Persian)
40. Ruijs, A., Zimmermann, A. and van den Berg, M. (2008). Demand and distributional effects of water pricing policies. *Ecological Economics*, 66(2-3): 506-516.
41. Sadeghi Soghdel, H., Zolfaghari, M. and Aram, R. (2012). Modeling and forecasting of urban water short-run demand. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 0(20): 159-172.(Persian)
42. Sayyadi, O. (2008). Preliminary orientation with artificial neural network. PhD Thesis. Tehran: Sharif University of Technology. (Persian)
43. Sims, C.A. and Zha, T. (2006). Were there regime switches in US monetary policy? *American Economic Review*, 96(1): 54-81.
44. Statistical Center of Iran (2001-2018). Available at: <https://www.amar.org.ir> (Persian).
45. Tabesh, M. and Dini, M. (2010). Forecasting daily urban water demand using artificial neural networks, a case study of Tehran urban water. *Journal of Water and Wastewater*, 21(1), 84-95.(Persian)
46. Taghvaei, A., Pourjafar, M., Hosseinabadi, M. and Riyahi Medvar, H. (2011). Developing an expert system model for predicting annual urban residential water demand using artificial neural network (case study: Ilam city). *Journal of Architect, Urban Design and Urban Planning*, 4(6): 63-74.(Persian)
47. Wang, F., Zhang, Y., Rao, Q., Li, K. and Zhang, H. (2017). Exploring mutual information-based sentimental analysis with kernel-based extreme learning machine for stock prediction. *soft Computing*, 21(12): 3193-3205.

48. Wang, H., Wang, W., Cui, Z., Zhou, X., Zhao, J. and Li, Y. (2018). A new dynamic firefly algorithm for demand estimation of water resources. *Information Sciences*, 438: 95-106.
49. Yazdani, Saeid, Abedi, Samaneh and Abedi, Sepideh (2014). Forecasting models for domestic and agricultural water consumptions in Tehran province (case study: Amirkabir dam). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 45(1): 41-48.(Persian)
50. Yazdanpanah, M., Hayati, D., Hochrainer-Stigler, S. and Zamani, G. (2014). Understanding farmers' intention and behavior regarding water conservation in the Middle-East and North Africa: a case study in Iran. *Journal of Environmental Management*, 135: 63-72.(Persian)
51. Yazdanpanah, M., Hayati, D., Thompson, M., Zamani, G. and Monfared, N. (2014). Policy and plural responsiveness: taking constructive account of the ways in which Iranian farmers think about and behave in relation to water. *Journal of Hydrology*, 514, 347-357.
52. Yazdanpanah, M., Rahimi Feyzabad, F., Forouzani, M., Mohammadzadeh, S. and Burton, R.J. (2015). Predicting farmers' water conservation goals and behavior in Iran: a test of social cognitive theory. *Land Use Policy*, 47: 401-407.
53. Yudhistira, M., Sastiono, P. and Meliyawati, M. (2020). Exploiting unanticipated change in block rate pricing for water demand elasticities estimation: evidence from Indonesian suburban area. *Water Resources and Economics*, 32: 100-161.
54. Zamani, G., Zarafshani, K. and Moradi, K. (2010). Study of psychological coping strategies of Fars province farmers in drought. *Scientific Journal of Rescue and Relief*, 1(4): 14-23.(Persian)
55. Zhang, M., Wang, H., Cui, Z. and Chen, J. (2018). Hybrid multi-objective cuckoo search with dynamical local search. *Memetic Computing*, 10(2): 199-208.

