

مدل سازی و پیش‌بینی رفتار دمای سالانه شهر ارومیه با استفاده از مدل باکس-جنکینز و ارتباط آن با گردش عمومی جو منطقه^۱

علیرضا موقری^{۱*}

استادیار آب و هواشناسی دانشگاه ارومیه، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، گروه جغرافیا، ارومیه- ایران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۲

چکیده

در این پژوهش به منظور آشکارسازی تغییرات احتمالی اقلیم، سری زمانی دمای میانگین سالانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۱۷ مورد مطالعه قرار گرفت. برای یافتن مدل تغییرات و پیش‌بینی رفتار سری زمانی از مدل پیش‌بینی باکس-جنکینز (مدل تلفیقی اتو رگرسیو و میانگین متحرک) استفاده شد. بعد از برازش مدل‌های مختلف، برای انتخاب مدل بهینه به سنجش میزان R^2 ، معیار اطلاع آکاییک (AIC)، خطای استاندارد رگرسیون (SEE) و معیار شوارتز-بیزین (BIC) پرداخته شد. نتایج نشان داد که مدل سری زمانی $ARIMA(2,2)(1,0)$ دارای نتایج بهتری در مقایسه با دیگر مدل‌ها بوده و روند تغییرات سری زمانی این مدل خطای کمتری دارد. پس از انتخاب بهترین مدل، با استفاده از آن مقادیر دمای میانگین سالانه برای ۱۳ سال آینده پیش‌بینی گردید. پیش‌بینی دما با استفاده از این مدل با برازش خوبی انجام پذیرفت و همبستگی مقادیر واقعی و برازش داده شده در حدود ۸۲ درصد بود. پس از اطمینان از صحت پیش‌بینی به تخمین سری زمانی تا سال ۲۰۳۰ پرداخته شد. پیش‌بینی مدل حاکی از آهنگ ملایم افزایش دما در سال‌های آینده با یک روند خطی رو به بالا است. مطالعه گردش عمومی جو منطقه نیز با استفاده از ترسیم و تحلیل نقشه‌های تفاضل برای پارامترهای ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال، چرخندگی نسبی تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال، سرعت قائم جو (امگا) و دمای هوای سطح زمین حاکی از تقویت پایداری جو و همچنین افزایش دمای هوای شهر ارومیه به میزان $0/4$ درجه سلسیوس نسبت به گذشته است که نتایج حاصل از مدل باکس-جنکینز را تایید می‌کند.

واژگان کلیدی: ارومیه، تغییرات زمانی، مدل سازی، ARIMA، دمای سالانه

^۱ - مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی نوع دوم با کد ۰۰۱/الف/۹۶ است که تحت حمایت معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه ارومیه انجام شده است.

مقدمه

تغییر اقلیم، یک منبع مهم ایجاد روند در سری‌های زمانی اقلیمی است. گرچه گرم شدن کره زمین واقعیتی است که طی سده گذشته با آن مواجه بوده‌ایم، اما به دلیل کوتاه بودن طول دوره سنجش و اندازه‌گیری مستقیم عناصر اقلیمی، نمی‌توان این واقعیت را وضعیتی قطعی و پایدار قلمداد نمود. مدل‌های اقلیمی تنها برای توضیح رفتار کوتاه مدت دستگاه اقلیم مفید بوده و هرگز توانایی توضیح رفتار میان مدت و بلند مدت اقلیم را ندارند. از طرفی به دلیل حساسیت مطالعات تغییر اقلیم داده‌های آماری به نسبت صحیح با دوره طولانی و با کیفیت مطلوب در ایستگاه‌های با شرایط استاندارد مورد نیاز می‌باشد. در حال حاضر تغییر اقلیم یک موضوع کلان در سطح هم‌دید می‌باشد که اطلاع از وقوع تغییرات و پیش‌بینی آن می‌تواند برنامه‌ریزی را برای آینده آسان‌تر نماید. بررسی‌ها نشان می‌دهد که دمای شبانه روزی ایران نسبت به پنجاه سال گذشته یک درجه سلسیوس گرم‌تر شده است. این در حالی است که افزایش دمای شبانه‌روزی ایران نسبت به پنجاه سال گذشته یک درجه سلسیوس در هر صد سال برآورد شده است. در این صورت آهنگ گرم شدن ایران چهار برابر سرعت گرمایش جهانی است (مسعودیان، ۱۳۸۷). در تعریف کلی مدل عبارت است از نمادی از واقعیت که مهمترین ویژگی‌های دنیای واقعی را به صورت کلی و ساده بیان می‌دارد. مدل‌سازی تکنیکی نوین برای توصیف، تاریخ‌گذاری، بازآفرینی و پیش‌بینی است که در سطح وسیعی به وسیله اقلیم‌شناسان به کار گرفته شده است. در این شیوه رویدادهای اقلیمی در شرایط کنترل شده و دنیای واقعی به اندازه و وضعیت دلخواه در می‌آید. بدین ترتیب درک پیچیدگی‌های سیستم اقلیم امکان پذیر می‌شود (عساکره، ۱۳۸۶).

روش‌های ساده‌ای نظیر مدل‌های رگرسیون خطی جهت بیان وضعیت پیچیده اقلیم از کفایت لازم برخوردار نیستند و وجود چرخه‌ها و تموجهای مختلف در رفتار اقلیم گویای نامناسب بودن الگوهای مزبور در برآورد و پیش‌بینی اقلیم آینده می‌باشند. اما استفاده از مدل‌های خانواده ARIMA این مشکل را رفع می‌کند. در مدل ARIMA علاوه بر عامل روند به تغییرات فصلی و تصادفی نیز توجه می‌گردد (عساکره و غیور، ۱۳۸۲). یکی از اهداف اقلیم‌شناسانی که به ساخت و تکامل بخشیدن به مدل‌های اقلیمی دست برده‌اند، آن بوده است که بر پایه اصول فیزیکی، رفتار دستگاه اقلیم را شبیه‌سازی کنند (غیور و مسعودیان، ۱۳۷۵). اقلیم‌شناسان برای ساخت مدل‌های اقلیمی از علوم مختلف بهره گرفته‌اند. در این میان، مدل‌های اقلیمی که بر پایه اصول آماری-احتمالی بنا گذاشته شده‌اند، از اهمیتی ویژه و کاربرد پرشماری برخوردارند. در این گونه مدل‌ها، ارزش‌های عددی یک دسته از پدیده‌های مورد نظر و ویژگی‌های اصلی آنها، با نشانه‌ها و نیز روابط بین این پدیده‌ها به روابط بین نشانه‌ها مانند می‌شود. در این نوع مدل‌سازی یک استراتژی سه مرحله‌ای شامل شناسایی، برازش و آزمون صحت مدل و پیش‌بینی با حدود اعتماد مشخص در نظر گرفته می‌شود (عساکره، ۱۳۸۶).

با توجه به تاثیر دما در شرایط اقلیمی هر منطقه و اهمیت پیش‌بینی آن در برنامه‌ریزی‌های محیطی، استفاده از روش‌های آماری به منظور مطالعه تغییرات و پیش‌بینی دما کاربرد وسیعی پیدا کرده است که در این میان، مدل میانگین متحرک تجمعی خود همبسته یا مدل آریمای مرتبه (p, d, q) از اعتبار بالایی برخوردار است. در این پژوهش به منظور آشکار سازی تغییرات احتمالی اقلیم، سری زمانی دمای میانگین سالانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه طی دوره آماری

۱۹۵۱-۲۰۱۷ مورد مطالعه قرار گرفت. سپس برای یافتن مدل تغییرات و پیش‌بینی رفتار سری زمانی از مدل پیش-بینی باکس-جنکینز (مدل تلفیقی اتو رگرسیو و میانگین متحرک) استفاده شد. پس از انتخاب بهترین مدل، با استفاده از آن، مقادیر دمای میانگین سالانه برای ۱۳ سال آینده پیش‌بینی گردید. در سال‌های اخیر، مدل‌سازی فیزیکی و آماری بر اساس مشخصات دراز مدت عناصر، پدیده‌ها و عوامل عمده اقلیمی توسعه بسیاری یافته است که در این میان استفاده از مدل آریمای در مطالعات خارجی و حتی در کشور ما به وفور انجام شده است. طاهری (۱۳۷۷)، مدل-بندی و پیش‌بینی دما و بارش یازده ایستگاه هواشناسی ایران را با استفاده از مدل خود همبسته میانگین متحرک ضربی تا پایان سال ۲۰۰۰ به انجام رسانده است. علیجانی (۱۳۷۸)، با استفاده از فشار سطح اقیانوس آرام و با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی آماری نوسان آتلانتیک شمالی را بررسی و بهترین مدل را جهت پیش‌بینی اتورگرسیون تشخیص داده است. عساکره و خردمند نیا (۱۳۸۰)، به الگو سازی آریمای برای متوسط دمای سالانه جاسک پرداختند و نشان دادند که دما در طی دوره آماری مورد مطالعه روند افزایشی داشته است.

جهانبخش و باباپور (۱۳۸۱)، با استفاده از مدل آریمای متوسط دمای ماهانه، الگوی فصلی ضربی (۱،۰،۰) (۰،۱،۰) آریمای را به عنوان مدل محاسباتی انتخاب کردند و بر اساس آن متوسط دمای ماهانه در ایستگاه تبریز را تا ۲۰۱۰ پیش‌بینی کردند.

خسروی و همکاران (۱۳۸۲)، تغییرات دمای ایستگاه مشهد را در دوره ۱۱۳ ساله با استفاده از مدل رگرسیون نمایی نمایش داده‌اند و تاکید نمودند که روند افزایش دمای مشهد همبستگی معنی‌داری با تغییرات کره زمین دارد. کاویانی و عساکره (۱۳۸۴)، با بررسی بارش ۱۰۳ ساله ایستگاه اصفهان و با استفاده از روش‌های ناپارامتری من-کندال فقدان روند در مشاهدات را اثبات نمودند. عساکره (۱۳۸۴) نیز در مطالعه‌ای مشابه، روند تغییرات بارش پهنه‌ای استان اصفهان را با استفاده از تحلیل روند خطی و بر اساس روش‌های زمین آمار (روش کریجینگ) بررسی کرده و نشان داد که بارش استان حاوی روند سهمی است. از این رو با برازش یک مدل آریمای بر میانگین بارش پهنه‌ای، بهترین الگو را (۲و۲و۰) ARIMA تشخیص داد.

جهانبخش و ترابی (۱۳۸۶)، به بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش ایران در فاصله سال‌های ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۵ با استفاده از تحلیل خوشه‌ای و تغییرات حداقل و حداکثر دمای ماهانه و مجموع بارندگی ماهانه پرداختند. بررسی آنها نشان داد که مقادیر حداقل دما در مناطق شمالی، سواحل دریای خزر و نواحی کوهستانی ایران دارای تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای بوده، ولی در مناطق دیگر کشور تغییرات زیادی ندارند. ترابی (۱۳۸۰) با استفاده از روش سری‌های زمانی و مدل آریمای پنج ایستگاه را در پنج ناحیه اقلیمی مورد مطالعه قرار داده و نتیجه گرفته است که مقادیر حداقل و حداکثر دما، به جز نواحی گرم و خشک در سایر مناطق تغییرات دمایی داشته است. جلالی (۱۳۹۰)، از روش‌های آماری و متفاوت برای شناسایی روند دمای بوشهر استفاده نمود. آزمون‌های آشکار سازی روند با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک (همبستگی پیرسون، اسپیرمن و منکندال) و روش‌های نسبی بر آورد روند روی مشاهدات انجام شد و با استفاده از مدل آریمای (۱و۱و۰) برای ۲۰ سال آینده با بازه اطمینان ۹۵٪ پیش‌بینی دما صورت گرفت. نتایج نشان داد که مشاهدات سالانه دمای بوشهر روند معنی‌داری دارند. ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در تعیین بهترین مدل برای پیش‌بینی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های منتخب شمال غرب ایران توسط صلاحی و همکاران (۱۴۰۲) نشان داد از بین مدل‌های میانگین متحرک (ma)، اتورگرسیون (ar)، مدل میانگین متحرک خودهمبسته

(arma) و مدل میانگین متحرک تجمعی خودهمبسته (arima) برحسب مقدار قدر مطلق آماره t بیش تر از مقدار ۲، p -value کمتر از ۰/۰۵ و کمترین مقدار معیار اطلاعات آکائیکی (aic)، مدل (۰، ۰، ۱) ar برای ایستگاه‌های سقز، زنجان، ارومیه، خوی و تبریز و مدل (۱، ۰، ۱) arima برای ایستگاه سنندج به‌عنوان بهترین مدل عمل می‌کند. نتایج پیش‌بینی نشان دهنده افزایش بارش برای سال ۲۰۲۳ و کاهش بارش برای سال‌های ۲۰۲۴ و ۲۰۲۵ است. سن زکایی (۱۹۹۸)، با تاکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی اشاره کرده است که به علت وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما، روش مدل سازی آریمای از معتبرترین روش‌های بررسی تغییرات اقلیمی است. مومانی (۲۰۰۹)، داده‌های بارش ماهانه ایستگاه فرودگاه عمان را طی ۱۹۲۲ تا ۱۹۹۹ با استفاده از مدل آریمای مورد بررسی قرار داد. نتیجه حاصله دو مدل (۱، ۰، ۰) (۱، ۱، ۰) آریمای توسعه یافته‌ای ارائه کرد و بر اساس آن بارش ماهانه را برای ۱۰ سال پیش‌بینی کرد. بورلاندو و همکاران (۱۹۹۶) از مدل‌های ARIMA جهت پیش‌بینی بارندگی‌های ساعتی در زمان وقوع آنها استفاده کردند و مقادیر به دست آمده را با داده‌های باران سنجی مقایسه کردند. آنها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که با افزایش مدت دوام بارندگی، پیش‌بینی روند دقیق‌تری داشته و با کوتاه تر شدن دوام بارندگی، اختلاف میزان باران پیش‌بینی از مقدار واقعی متناظر خود بیشتر می‌شود.

از کارهای مشابه دیگر می‌توان به تحقیقات غیور و عساکره (۱۳۸۴)، کایانی و عساکره (۱۳۸۴)، زاهدی و همکاران (۱۳۸۶)، وئی (۱۳۷۶)، ساری صراف و جامعی (۱۳۸۱)، جهانبخش و باباپور باصر (۱۳۸۲) و صلاحی و همکاران (۱۴۰۲) در ایران و باکس و جنکینز (۱۹۷۰)، جونس و همکاران (۱۹۹۷)، پروتی و همکاران (۲۰۰۰)، یو و هاشینو (۲۰۰۳)، لای و همکاران (۲۰۰۴) در خارج از کشور اشاره نمود.

داده‌ها و روش‌ها

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش میانگین دمای سالانه شهر ارومیه برای دوره آماری ۲۰۱۷-۱۹۵۱ می‌باشد که پس از مرتب نمودن در نرم افزار Excel، در محیط برنامه Eviews فراخوانی شده و پس از انجام آزمون‌های آماری و برازش و تخمین مدل، به پیش‌بینی دما تا سال ۲۰۳۰ اقدام گردید.

روش‌ها

با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر پیش‌بینی میانگین دمای سالانه ارومیه با استفاده از متدلوژی باکس-جنکینز (B-J) می‌باشد، ابتدا به بیان مختصری از روش مذکور پرداخته می‌شود. مبانی نظری این نوع الگوها، اولین بار به وسیله باکس و جنکینز (۱۳۷۱) مطرح گردید. بسط ریاضی آن به بهترین وجه به وسیله بروکول و دیویس (۱۹۹۸) ارائه شد. از منابع بسیار ساده شناخت و کاربرد این الگوها میتوان به وئی (۱۳۷۶) اشاره نمود. نکته قابل توجه در روش باکس-جنکینز این است که برای استفاده از آن باید یک سری زمانی مانا یا یک سری زمانی که پس از یک مرتبه تفاضل گیری (یا بیشتر از یک مرتبه) مانا شود، وجود داشته باشد. دلیل نیاز به داده‌های مانا این است که هر مدلی که از این داده‌ها به دست می‌آید را می‌توان با ثبات دانست و آن را مبنای معتبری برای پیش‌بینی به شمار آورد. روش باکس-جنکینز به دنبال پاسخ به این پرسش است که چگونه می‌توان تشخیص داد یک سری زمانی از یک

فرایند خود رگرسیو خالص، فرایند میانگین متحرک خالص یا یک فرایند خود رگرسیون- میانگین متحرک پیروی می‌کند. این روش چهار مرحله به شرح زیر دارد:

شناسایی

در این مرحله مقادیر مربوط به وقعه های جملات خودرگرسیونی (p)، تعداد دفعات تفاضل‌گیری برای مانا شدن (d) و تعداد جملات میانگین متحرک (q) تعیین می‌شود. برای این منظور می‌توان از ابزارهای آکائیک و شوارتز - بیزین استفاده نمود.

تخمین مدل

پس از مرحله شناسایی به تخمین پارامترهای مدل پرداخته می‌شود. گاهی اوقات برای تخمین پارامترها از روش حداقل مربعات استفاده می‌شود. اما زمانی که مدل نسبت به پارامترها، غیرخطی باشد به روش‌های تخمین غیرخطی متوسل می‌شوند.

صحت‌یابی مدل

پس از انتخاب یک مدل خاص و تخمین پارامترهای آن به این سوال پاسخ داده می‌شود که آیا مدل انتخابی داده‌ها را به خوبی برازش می‌کند؟ یک آزمون ساده برای بررسی این نکته آن است که می‌بایست باقیمانده‌های حاصل از این مدل نوفه سفید باشد. پس در صورتی که باقیمانده‌ها نوفه سفید باشند می‌توان مدل انتخابی را به عنوان یک برازش مناسب پذیرفت.

پیش‌بینی

یکی از دلایل محبوبیت و گستردگی مدل‌سازی ARIMA، توانایی و موفقیت آن در پیش‌بینی است. پیش‌بینی‌های مدل ARIMA برای دوره‌های کوتاه مدت بهتر است و در مقایسه با مدل‌سازی سنتی از قابلیت اعتماد و اتکای بیشتری برخوردار است. مدل به فرم $ARIMA(p,d,q)$ نوشته می‌شود. در این فرم که p مرتبه اتورگرسیو یا AR را تعیین می‌کند، بیانگر بستگی یک عنصر اقلیمی در زمان حال به مقادیر موثر قبلی‌اش می‌باشد. در این مدل، رگرسیون هر عنصر بر حسب مقادیر پیشین خود تعیین می‌شود. فرآیندهای اتورگرسیو در بیان حالت‌هایی مفید هستند که در آن مقدار حال سری زمانی به مقادیر قبلی آن بعلاوه یک ضریب تصادفی بستگی دارد. q مرتبه میانگین متحرک را تعیین می‌کند که بوسیله آن وابستگی سری به عناصر تصادفی حال و گذشته‌اش تعریف می‌شود. فرآیندهای میانگین متحرک یا MA در توصیف پدیده‌ای مفیدند که پیشامدها یک اثر آنی را تولید می‌کنند که برای دوره‌های کوتاه زمان باقی می‌ماند. d نیز مرتبه تفاضلی است که برای تبدیل سری نایستا به سری ایستا بکار می‌رود.

الگوی اتورگرسیو تلفیق شده با میانگین متحرک از مرتبه (p,d,q) را بصورت زیر نمایش می‌دهند (خردمند نیا و عساکره، ۱۳۸۰):

$$Z_t = \phi Z_{t-1} + \phi Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \text{رابطه ۱}$$

یا

$$\Phi_p = (B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q (B)a_t \quad \text{رابطه ۲}$$

برازش الگو پیدا کردن برآوردهای ممکن پارامترهای نامعلوم الگوی داده شده را شامل می‌شود. با رسم نمودارهای خود همبستگی و خود همبستگی جزئی سری اولیه پس از شناسایی مدل سری زمانی، پارامترهای مدل سری برآورد می‌گردد. بررسی درستی الگو به تجزیه و تحلیل کیفیت الگویی که تشخیص داده و برآورد شده مربوط می‌شود. بعد از شناسایی و برآورد پارامترهای مدل، لازم است تا کفایت الگو را با بررسی اینکه آیا فرض‌های الگو برقرار هستند، مورد ارزیابی قرار داد. فرض اساسی این است که سری باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. همچنین جهت بررسی تصادفی بودن باقیمانده‌ها نیز می‌توان نمودارهای خود همبستگی و خود همبستگی جزئی سری باقیمانده‌ها را بررسی کرد. همچنین ملاک اطلاعاتی آکائیک یا AIC برای تشخیص الگوی بهینه از بین چندین الگوی مناسب به کار برده می‌شود. این محک، تعداد پارامترهای الگو را مشخص می‌کند که طبق اصل امساک باید مدلی انتخاب شود که ضمن داشتن شرایط مطلوب در باقیمانده‌ها ضریب AIC آن نیز حداقل باشد، یعنی کمترین تعداد پارامترها که به طور قابل قبولی داده‌ها را مشخص می‌کند نیاز داشته باشد. مقدار AIC از رابطه زیر به دست می‌آید (وئی، ۱۳۷۶):

$$AIC(M) = n \ln S_a^2 + 2m \quad \text{رابطه ۳}$$

بحث و نتایج

مدل باکس - جنکینز

رویدادهای اقلیمی به عنوان پدیده‌های تصادفی به طور دقیق قابل پیش‌بینی نیستند، ولی از مشاهده پیاپی آنها آگاهی‌های مفیدی به دست می‌آید که از طریق قوانین احتمالی قابل تعریف هستند. برای مثال، ممکن است یک فرآیند اقلیمی از توزیع آماری خاصی و یا از مدل رفتاری مشخصی پیروی کند. یکی از مدل‌های مناسب برای برازش بر فرآیندهای اقلیمی مدل ARIMA است (عساکره، ۱۳۸۶). در این پژوهش، میانگین سالانه دمای شهر ارومیه برای دوره آماری ۲۰۱۷-۱۹۵۱ بررسی شد. در این راستا از روش ARIMA(p,d,q) برای الگوسازی دما بهره گرفته شد که به تفصیل شرح داده می‌شود.

همانگونه که پیش‌تر اشاره شد، شرط نخست برای بکار بردن روش ARIMA این است که برای استفاده از آن باید یک سری زمانی مانا یا یک سری زمانی که پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری (یا بیشتر از یک مرتبه) مانا شود، وجود داشته باشد. سری‌های زمانی، یکی از مهمترین داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تجربی هستند. در تحقیقات همواره چنین فرض شده که سری زمانی مانا است و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های آماری که اساس آن‌ها بر پایه t ، f ، χ^2 و ... بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد. از طرفی اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشد، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. یک متغیر سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس و ضریب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. مانایی دو حالت دارد: ضعیف و قوی. ما معمولاً حالت ضعیف را بررسی می‌کنیم. اگر تمامی گشتاورها در طول زمان ثابت باشد، سری، مانای قوی است؛ ولی اگر گشتاورهای مرتبه اول و دوم ثابت باشد سری مانای ضعیف است. با مشاهده نمودار میانگین سالانه دمای شهر ارومیه

(شکل ۱) متوجه می‌شویم که سری زمانی مانا (stationary) می‌باشد. اما برای اثبات این امر و پی بردن به این نکته که آیا سری زمانی نیاز به تفاضل‌گیری دارد یا خیر، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (Augmented Dickey-Fuller unit root Test) بهره گرفته شد. آزمون ریشه واحد، یکی از معمولی‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی (سکون) یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اساس آزمون ریشه واحد بر این منطق استوار است که وقتی در یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول $\alpha=1$ باشد، در آن صورت، سری نامانا است.

فرض کنید سری y_t بر اساس ساده‌ترین شکل خود، یک مدل خود رگرسیونی از درجه اول است؛ یعنی

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

رابطه ۴

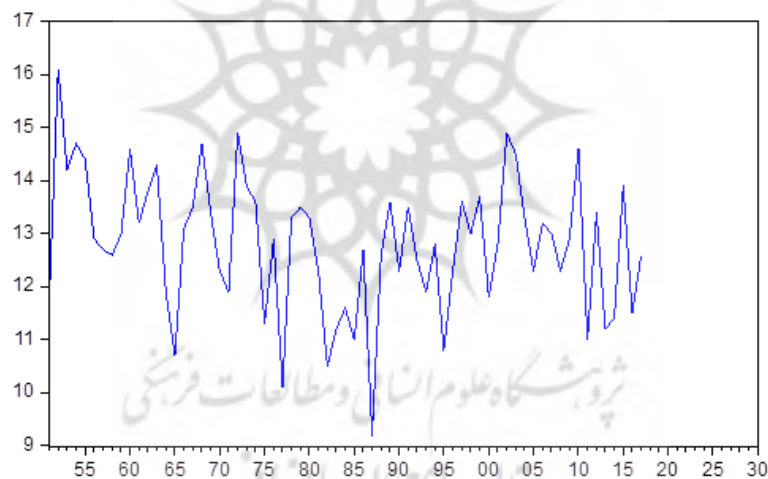
چنانچه $|\alpha| < 1$ باشد، سری مانا است.

در این آزمون فرض صفر دلیل بر نامانایی است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می‌افتد که فرض صفر رد شود؛ یعنی

$$H_0: \alpha = 1$$

رابطه ۵

پس از انجام آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته بر روی سری زمانی مشاهده شد که مقدار آماره آزمون -5.350 و مقدار بحرانی آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد -3.504 بوده و از آنجا که فرض صفر تایید می‌شود، نتیجه می‌گیریم که سری زمانی مانا (Stationary) بوده و در نتیجه نیاز به تفاضل‌گیری نمی‌باشد (جدول ۱).



شکل ۱- روند تغییرات دمای شهر ارومیه از سال ۱۹۵۱ تا ۲۰۱۷

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته بر روی میانگین سالانه دما

Null Hypothesis: OCT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.720428	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.533204	
5% level	-2.906210	
10% level	-2.590628	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OCT)
 Method: Least Squares
 Date: 03/12/19 Time: 20:01
 Sample (adjusted): 1952 2017
 Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OCT(-1)	-0.823858	0.122590	-6.720428	0.0000
C	10.56847	1.579072	6.692835	0.0000
R-squared	0.413727	Mean dependent var		0.010606
Adjusted R-squared	0.404566	S.D. dependent var		1.677739
S.E. of regression	1.294616	Akaike info criterion		3.384140
Sum squared resid	107.2660	Schwarz criterion		3.450494
Log likelihood	-109.6766	Hannan-Quinn criter.		3.410360
F-statistic	45.16415	Durbin-Watson stat		1.862070
Prob(F-statistic)	0.000000			

پس از حصول اطمینان از مانا بودن و نوسان سری زمانی حول یک محور افقی که $d=0$ را سبب می‌گردد، بر اساس نمودار همبستگی نگار (ACF) و همبستگی نگار جزئی (PACF) مقادیر p و q تعیین شد (شکل ۲). با مشاهده شاخک‌های معنی‌دار نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی، مدل $ARIMA(0, 0) (0, 1)$ به عنوان الگوی اولیه انتخاب گردید. سپس با استفاده از آزمون و خطا، مدل‌های مختلفی برازش شد تا بهترین مدل تصریح گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 پرتال جامع علوم انسانی

Sample: 1951 2030
 Included observations: 67

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.176	0.176	2.1721	0.141
		2	0.116	0.088	3.1349	0.209
		3	0.022	-0.013	3.1694	0.366
		4	-0.077	-0.093	3.6068	0.462
		5	0.208	0.245	6.8188	0.234
		6	0.181	0.137	9.3017	0.157
		7	0.035	-0.074	9.3935	0.226
		8	0.158	0.131	11.361	0.182
		9	-0.106	-0.113	12.263	0.199
		10	0.062	0.063	12.571	0.249
		11	0.014	-0.057	12.587	0.321
		12	0.019	0.030	12.618	0.397
		13	0.083	0.008	13.213	0.432
		14	-0.131	-0.163	14.708	0.398
		15	-0.234	-0.213	19.575	0.189
		16	-0.008	0.079	19.582	0.240
		17	-0.074	0.006	20.085	0.270
		18	0.129	0.054	21.646	0.248
		19	-0.039	-0.067	21.790	0.295
		20	-0.037	0.102	21.926	0.345
		21	-0.035	0.009	22.048	0.397
		22	-0.145	-0.114	24.197	0.337
		23	-0.122	-0.107	25.752	0.313
		24	-0.010	0.034	25.763	0.365
		25	-0.187	-0.162	29.620	0.239
		26	0.061	0.041	30.038	0.266
		27	-0.128	-0.046	31.929	0.235
		28	-0.104	-0.035	33.211	0.228

شکل ۲- نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی دمای ارومیه

هنگامی که به الگویی رسیدیم که برازش مدل جدید نتایج بهتری را نشان نداد، برای انتخاب مدل بهینه به سنجش میزان R^2 ، معیار اطلاع آکایک (AIC)، خطای استاندارد رگرسیون (SEE) و معیار شوارتز-بیزین (BIC) پرداخته شد. هرچه مقدار R^2 بیشتر بوده و معیارهای AIC، SEE و BIC کمتر باشد، مدل بهتر است. از سوی دیگر عدم قطعیت یک حقیقت در بکارگیری مدل‌ها است. این حقیقت از مشاهده جزء غیر معمول (خطا یا باقیمانده) در مدل‌ها قابل استنباط است. حضور این عنصر نشان دهنده وجود مقادیر تعریف نشده به وسیله مدل است. اگر این جزء غیر معمول حاوی رفتاری الگو پذیر باشد، نشان دهنده این است که توانایی مدل در انعکاس تمامی رفتار سیستماتیک فرآیند مورد بررسی ناچیز و در غیر این صورت، برآوردها با درجه صحت بالایی قابل قبول است (عساکره، ۱۳۸۶). بدین منظور پس از تخمین مدل، نمودار همبستگی نگار باقیمانده‌ها ترسیم شد (شکل ۳).

Sample: 1951 2030
Included observations: 67

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.034	0.034	0.0821	0.774
		2	-0.042	-0.044	0.2100	0.900
		3	0.100	0.103	0.9290	0.818
		4	0.001	-0.008	0.9291	0.920
		5	0.128	0.139	2.1457	0.829
		6	0.084	0.064	2.6756	0.848
		7	0.056	0.068	2.9167	0.893
		8	0.152	0.134	4.7164	0.787
		9	-0.149	-0.172	6.4760	0.691
		10	0.084	0.093	7.0422	0.721
		11	0.009	-0.074	7.0490	0.795
		12	-0.005	0.025	7.0509	0.854
		13	0.096	0.032	7.8372	0.854
		14	-0.108	-0.108	8.8600	0.840
		15	-0.223	-0.233	13.289	0.580
		16	0.005	-0.018	13.291	0.651
		17	-0.054	-0.033	13.559	0.698
		18	0.122	0.123	14.974	0.664
		19	-0.070	-0.040	15.440	0.694
		20	-0.037	0.043	15.578	0.742
		21	-0.017	-0.014	15.606	0.791
		22	-0.124	-0.033	17.182	0.753
		23	-0.071	-0.066	17.711	0.773
		24	-0.001	-0.055	17.711	0.817
		25	-0.203	-0.189	22.246	0.622
		26	0.107	0.109	23.529	0.603
		27	-0.082	-0.035	24.314	0.613
		28	-0.138	-0.083	26.563	0.542

شکل ۳- نمودار همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی باقیمانده ها

همانگونه که مشاهده می شود از آنجا که هیچ شاخص معنی داری از ACFs و PACFs وجود ندارد، مشخص می شود که باقیمانده های (residuals) مدل آریمای انتخاب شده نوفه سفید (white noise) هستند، به طوری که هیچ الگوی قابل توجه دیگری در سمت چپ سری زمانی وجود ندارد، پس می توان در اینجا توقف کرده و نیاز نیست مرتبه دیگری برای AR (p) و MA (q) در نظر گرفته شود. همانگونه که در جدول ۲ مشاهده می کنید، پس از مقایسه تمامی الگوها و معیارها، مدل $ARIMA(2,2)(1,0)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید. در جدول ۳ جزئیات ۱۰۰ مدل انتخاب شده قابل مشاهده می باشد.

جدول ۲- نمونه‌ای از مدل‌های برازش شده بر روی سری زمانی با درجه تفاضلی

Sample: 1951 2017
Included observations: 67

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ
(2,2)(1,0)	62.199805	-1.677606	-1.480171	-1.599481
(2,2)(0,0)	62.199805	-1.677606	-1.480171	-1.599481
(2,2)(0,1)	62.199805	-1.677606	-1.480171	-1.599481
(2,2)(1,1)	62.199805	-1.677606	-1.480171	-1.599481
(2,3)(1,1)	62.260517	-1.649568	-1.419227	-1.558421
(2,3)(1,0)	62.260517	-1.649568	-1.419227	-1.558421
(2,3)(0,1)	62.260517	-1.649568	-1.419227	-1.558421
(2,3)(0,0)	62.260517	-1.649568	-1.419227	-1.558421
(3,2)(0,1)	62.250949	-1.649282	-1.418941	-1.558136
(3,2)(0,0)	62.250949	-1.649282	-1.418941	-1.558136
(3,2)(1,1)	62.250949	-1.649282	-1.418941	-1.558136
(3,2)(1,0)	62.250949	-1.649282	-1.418941	-1.558136
(0,0)(0,1)	57.063270	-1.643680	-1.577868	-1.617638
(0,0)(1,0)	57.063270	-1.643680	-1.577868	-1.617638
(0,0)(0,0)	57.063270	-1.643680	-1.577868	-1.617638
(0,0)(1,1)	57.063270	-1.643680	-1.577868	-1.617638
(1,0)(0,0)	57.940270	-1.640008	-1.541290	-1.600945
(1,0)(0,1)	57.940270	-1.640008	-1.541290	-1.600945
(1,0)(1,0)	57.940270	-1.640008	-1.541290	-1.600945
(1,0)(1,1)	57.940270	-1.640008	-1.541290	-1.600945
(4,2)(1,0)	62.821031	-1.636449	-1.373202	-1.532281
(4,2)(0,0)	62.821031	-1.636449	-1.373202	-1.532281
(4,2)(1,1)	62.820744	-1.636440	-1.373193	-1.532273
(4,2)(0,1)	62.820744	-1.636440	-1.373193	-1.532273
(0,1)(1,1)	57.790866	-1.635548	-1.536831	-1.596485
(0,1)(1,0)	57.790866	-1.635548	-1.536831	-1.596485
(0,1)(0,1)	57.790866	-1.635548	-1.536831	-1.596485
(0,1)(0,0)	57.790866	-1.635548	-1.536831	-1.596485
(0,2)(0,1)	58.503733	-1.626977	-1.495354	-1.574893
(0,2)(0,0)	58.503733	-1.626977	-1.495354	-1.574893

جدول ۳- جزئیات مدل بهینه تصریح شده بر روی سری زمانی

Sample: 1951 2017
Included observations: 67
Failure to improve objective (non-zero gradients) after 87 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.545042	0.016600	153.3187	0.0000
AR(1)	-0.154719	0.226700	-0.682483	0.4976
AR(2)	-0.632352	0.127626	-4.954722	0.0000
SAR(1)	0.066484	0.279625	0.237761	0.8129
MA(1)	0.245703	35.62010	0.006898	0.9945
MA(2)	0.999999	289.9192	0.003449	0.9973
SIGMASQ	0.008559	1.238529	0.006911	0.9945
R-squared	0.197086	Mean dependent var		2.545145
Adjusted R-squared	0.116795	S.D. dependent var		0.104026
S.E. of regression	0.097763	Akaike info criterion		-1.649282
Sum squared resid	0.573456	Schwarz criterion		-1.418941
Log likelihood	62.25095	Hannan-Quinn criter.		-1.558136
F-statistic	2.454638	Durbin-Watson stat		1.965656
Prob(F-statistic)	0.034480			
Inverted AR Roots	.07	-.08+.79i	-.08-.79i	
Inverted MA Roots	-.12-.99i	-.12+.99i		

بر اساس مدل انتخاب شده $ARIMA(2,2)(1,0)$ معادله برآورد (Estimation Equation) به صورت زیر بر روی میانگین دمای سالانه ارومیه برازش شد:

$$ANNUAL = C(1) + [AR(1) = C(2), AR(2) = C(3), MA(1) = C(4), UNCOND, ESTSMPL="1951 2017"]$$

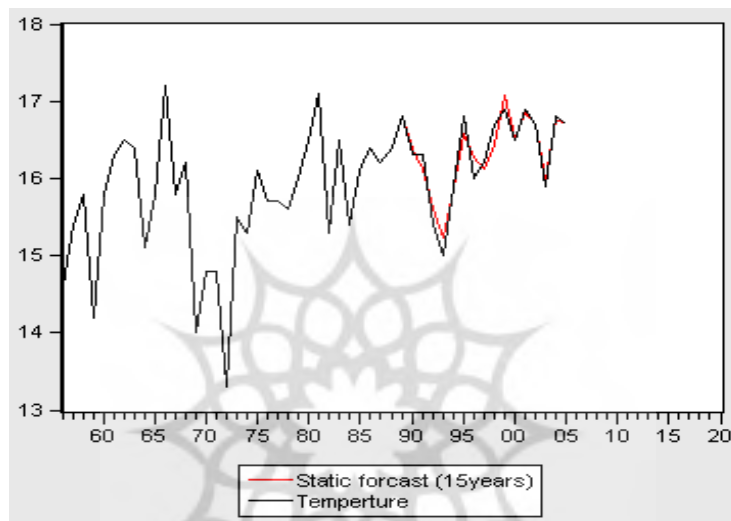
رابطه ۶

معادله نهایی با ضرایب جایگزین (Substituted Coefficients) به صورت زیر تصریح گردید:

$$\text{ANNUAL} = 11.4785270674 + [\text{AR} (1) = 0.973979907107, \text{AR} (2) = 0.0952412723882, \text{MA} (1) = -0.674941527791, \text{UNCOND, ESTSMPL} = "1951 \text{ 2017"}]$$

رابطه ۷

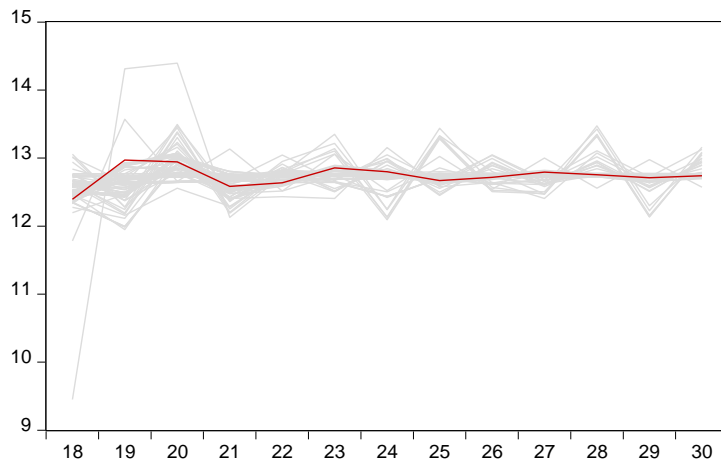
بر اساس مدل برازش شده بر روی سری زمانی، دمای ارومیه تا سال ۲۰۳۰ تخمین زده شد. لازم به توضیح است که امکان پیش‌بینی برای سال‌های بیشتر نیز وجود دارد. اما با توجه به اینکه پیش‌بینی‌های مدل ARIMA برای دوره‌های کوتاه مدت از قابلیت اعتماد بیشتری برخوردار است، دوره پیش‌بینی ۱۳ سال در نظر گرفته شد. برای اطمینان از صحت و دقت پیش‌بینی (forecast accuracy)، نمودار پیش‌بینی ساکن (Static Forecast) برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ ترسیم شد (شکل ۴).



شکل ۴- سنجش صحت پیش‌بینی دمای ارومیه با استفاده از داده‌های سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵

همانگونه که مشهود است، داده‌های حاصل از پیش‌بینی از انطباق بالایی با داده‌های واقعی برخوردارند که حاکی از دقت بالای مدل انتخاب شده در پیش‌بینی دمای سال‌های آینده می‌باشد. همچنین به منظور مقایسه مدل‌های برازش شده و میزان دقت آنها در پیش‌بینی، نمودار مقایسه پیش‌بینی (forecast comparison graph) نیز ترسیم گردید که حاکی از توان بالای مدل در تخمین دمای سال‌های آتی می‌باشد (شکل ۵).

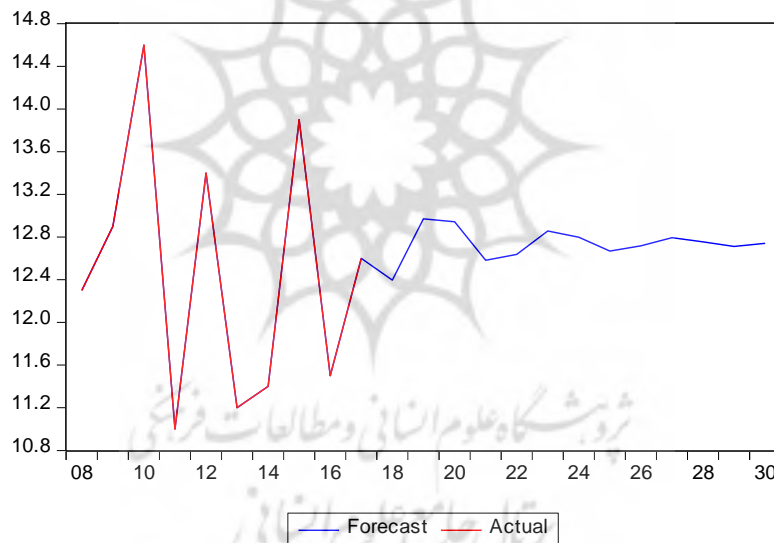
Forecast Comparison Graph



شکل ۵- نمودار مقایسه پیش‌بینی مدل‌های برازش یافته بر روی دمای ارومیه

پس از اطمینان از صحت پیش‌بینی به تخمین سری زمانی پرداخته شد. نمودار میانگین دمای سالانه تخمین زده شده تا سال ۲۰۳۰ در شکل ۴ نمایش داده شده است. همانگونه که دیده می‌شود، پیش‌بینی مدل حاکی از آهنگ ملایم افزایش دما در سال‌های آینده با یک روند خطی رو به بالا است.

Actual and Forecast



شکل ۵- پیش‌بینی میانگین سالانه دمای ارومیه تا سال ۲۰۳۰

جدول میانگین سالانه دمای شهر ارومیه برای ۱۳ سال آینده (۲۰۱۷-۲۰۳۰) نیز روند صعودی دما را به خوبی منعکس می‌نماید (جدول ۶). با توجه به افزایش دمای میانگین دوره ۲۰۱۰-۱۹۵۶ از ۱۵.۹۱ درجه سلسیوس به ۱۶.۱۶ درجه، در دوره ۲۰۱۷-۲۰۳۰ می‌توان روند صعودی دما که تاثیر تغییر اقلیم و گرمایش جهانی بر روی ایستگاه ارومیه را به خوبی اثبات می‌کند، مشاهده نمود. همبستگی مقادیر واقعی دمای میانگین ارومیه با مقادیر برازش داده شده با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون برابر ۰/۸۲ است که نشانگر برازش مناسبی می‌باشد.

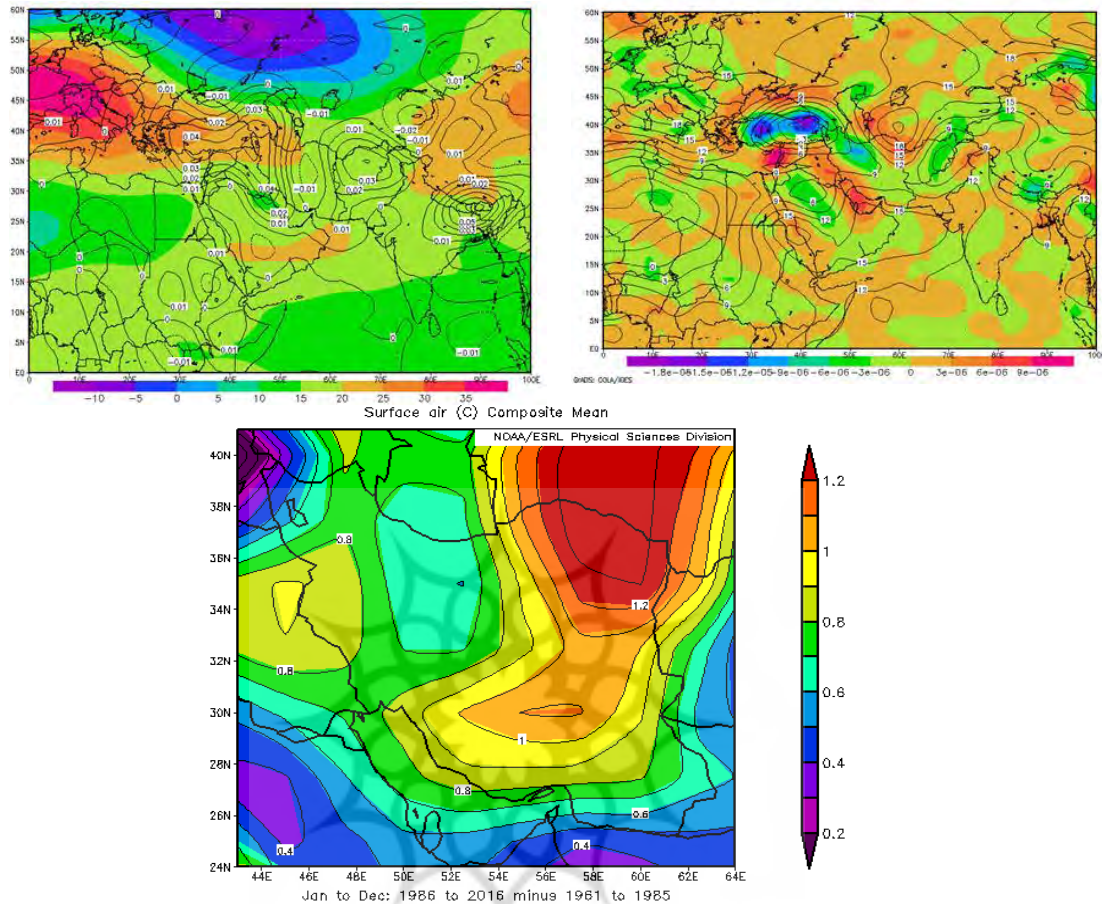
جدول ۴- پیش بینی دمای شهر ارومیه برای ۱۳ سال آینده با استفاده از مدل منتخب

سال (میلادی)	دمای سالانه (درجه سلسیوس)
۲۰۱۸	۱۲.۳۹
۲۰۱۹	۱۲.۹۷
۲۰۲۰	۱۲.۹۴
۲۰۲۱	۱۲.۵۸
۲۰۲۲	۱۲.۶۳
۲۰۲۳	۱۲.۸۵
۲۰۲۴	۱۲.۷۹
۲۰۲۵	۱۲.۶۶
۲۰۲۶	۱۲.۷۱
۲۰۲۷	۱۲.۷۹
۲۰۲۸	۱۲.۷۵
۲۰۲۹	۱۲.۷۱
۲۰۳۰	۱۲.۷۴

۴-۲- تغییرات در گردش بزرگ مقیاس جوی

برای مطالعات تغییرات سینوپتیک رخ داده در منطقه مورد مطالعه و تاثیر آن بر دمای ارومیه به مطالعه تغییرات بزرگ مقیاس جوی از طریق ترسیم و تحلیل نقشه تفاضل پارامترهای ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال، امگای سطح زمین، چرخندگی نسبی تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال و دمای هوای سطح زمین پرداخته شد. شکل ۶-الف نقشه ترکیبی تفاضل ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال (سایه روشن) و امگای سطح زمین (پربند) بین سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۶ و ۱۹۸۵-۱۹۶۱ را نشان می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌شود، تمام پهنه کشور با افزایش ارتفاع ژئوپتانسیل مواجه شده که این مقدار در شمال غرب کشور به ۲۵ متر می‌رسد و حاکی از تقویت سامانه پرفشار و پایداری بیشتر بر روی منطقه است. خطوط پربند، میزان امگای سطح زمین را به نمایش می‌گذارد. همانگونه که مشهود است، منطقه شمال غرب ایران افزایش میزان حرکت قائم جو به میزان ۰/۰۵ پاسکال بر ثانیه را نشان می‌دهد که همانند نقشه تفاضل ارتفاع ژئوپتانسیل، حاکی از افزایش پایداری جو منطقه در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۶ نسبت به دوره ۱۹۸۵-۱۹۶۱ می‌باشد. نقشه ترکیبی تفاضل چرخندگی نسبی تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال (سایه روشن) و ضخامت جو (پربند) بین سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۶ و ۱۹۸۵-۱۹۶۱ (شکل ۶) حاکی از تشدید چرخندگی منفی بر روی منطقه است (شکل ۶-ب). به عبارت دیگر، در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۶ میزان چرخندگی نسبت به دوره ۱۹۸۵-۱۹۶۱ کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته که نشان‌دهنده تشدید جو پایدار بر روی منطقه (شمال غرب کشور) و بخش عظیمی از ایران است. تنها بخش کوچکی از شمال شرق و جنوب غرب کشور افزایش چرخندگی نسبی مثبت را نمایش می‌دهد. مشاهده نقشه ضخامت جو (نقشه پربند) نیز حکایت از افزایش ارتفاع جو منطقه دارد که این مقدار در شمال غرب کشور به ۳ متر می‌رسد. بطور کلی می‌توان نتیجه گرفت که جو منطقه پایدارتر گردیده است. شکل ۶-ج نقشه تفاضل دمای هوای سطح زمین را بین سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۶ و ۱۹۸۵-۱۹۶۱ نشان می‌دهد. مطابق شکل، کل پهنه کشور با افزایش دما مواجه شده است.

استان آذربایجان غربی افزایش دما به میزان 0.7 درجه نسبت به گذشته را نشان می‌دهد. میزان افزایش دما برای شهر ارومیه 0.6 درجه سلسیوس ثبت شده است. در واقع این نقشه نتایج حاصل از مدل باکس-جنکینز مبنی بر افزایش دمای منطقه را به خوبی تایید می‌کند.



شکل ۶- نقشه ترکیبی تفاضل ارتفاع ژئوپتانسیل تراز 500 هکتوپاسکال (رنگی) و امگای سطح زمین (پربند)، (تصویر چپ)، تفاضل چرخندگی نسبی تراز 500 هکتوپاسکال (رنگی) و ضخامت جو (پربند) (تصویر راست) و تفاضل دمای هوای سطح زمین بین سال‌های $1986-2016$ و $1961-1985$ (تصویر پایین)

نتیجه‌گیری

بررسی دمای 55 ساله ($1956-2010$) ارومیه و انجام آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته بر روی سری زمانی حاکی از مانا بودن داده‌ها و نوسان حول یک محور افقی می‌باشد. اما بعد از برازش مدل‌های مختلف و انتخاب مدل $ARIMA(6,0,7)$ به عنوان مدل بهینه، شاهد آهنگ ملایم افزایش دما در سال‌های پیش بینی شده ($2010-2020$) با یک روند خطی رو به بالا هستیم. با توجه به افزایش دمای میانگین دوره $1956-2010$ از $15/91$ درجه سلسیوس به $16/16$ درجه در دوره $2010-2020$ می‌توان روند صعودی دما را که تاثیر تغییر اقلیم و گرمایش جهانی بر روی ایستگاه ارومیه را به خوبی اثبات می‌کند، مشاهده نمود. همبستگی مقادیر واقعی دمای میانگین ارومیه با مقادیر برازش داده شده با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون برابر 0.82 است که نشانگر برازش مناسب می‌باشد. پس از اطمینان از صحت پیش بینی، به تخمین سری زمانی تا سال 2020 پرداخته شد. پیش‌بینی مدل حاکی از آهنگ ملایم افزایش دما در سال‌های آینده با یک روند خطی رو به بالا است. نتایج این پژوهش گویای آن است که سنجش و

پیش‌بینی دمای سالانه منطقه با استفاده از مدل خطی آریمای از صحت و دقت بسیار بالایی برخوردار است. مطالعه گردش عمومی جو منطقه با استفاده از ترسیم و تحلیل نقشه‌های تفاضل برای پارامترهای ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال، چرخندگی نسبی تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال، سرعت قائم جو (امگا) و دمای هوای سطح زمین حاکی از تقویت پایداری جو و همچنین افزایش دمای هوای منطقه مورد مطالعه (شمال غرب ایران) می‌باشد.

قدردانی

با توجه به اینکه این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی نوع دوم با کد ۹۶/الف/۰۰۱/ معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه ارومیه می‌باشد، نگارنده بر خود لازم می‌داند از حمایت مادی و معنوی دانشگاه ارومیه کمال تشکر و قدردانی را بنماید.

منابع

- باکس جی. ای. پی و جنکینز جی. ام، ترجمه مشکانی، محمدرضا (۱۳۷۱). تحلیل سری‌های زمانی، پیش‌بینی و کنترل، جلد اول، چاپ اول، تهران، دانشگاه شهید بهشتی، ۴۲۴ صفحه.
- جلالی، مسعود و کارگر، حلیمه (۱۳۹۰). تحلیل و مدلسازی آماری دمای ایستگاه بوشهر، فصلنامه علمی پژوهشی فضای جغرافیایی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اهر، شماره ۳۳، صص ۱۴۹-۱۷۳
- جهانبخش، سعید و باباپورباصر، علی اکبر (۱۳۸۰). بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریمای، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۵۷۸، صص ۴۶-۳۴.
- جهانبخش، سعید و ترابی، سیما (۱۳۸۶). بررسی و پیش‌بینی دما و بارش در ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۴، صص ۱۲۵-۱۰۴
- خردمندنیاز، منوچهر و عساکره، حسین (۱۳۸۰). الگو سازی آریمای برای متوسط دمای سالانه هوا در جاسک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان
- خسروی، م، جاودانی، خ و محمدی نیا قرائی، س (۱۳۸۲). بررسی انطباق سری‌های زمانی دمای مشهد با نوسانات کره زمین، مجموعه مقالات سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم
- زاهدی، مجید؛ ساری صراف، بهروز و جامعی، جاوید (۱۳۸۶). تحلیل زمانی - مکانی دمای منطقه شمال غرب ایران، مجله جغرافیا و توسعه، شماره ۶، صص ۱۹۸-۱۸۳.
- صلاحی، برومند، صابر، مهناز و وطن پرست قلعه جوق، فاطمه (۱۴۰۲). ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در تعیین بهترین مدل برای پیش‌بینی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های منتخب شمال غرب ایران. جغرافیا و روابط انسانی، ۱(۶)، ۵۲۵-۵۳۸. doi: 10.22034/gahr.2023.383221.1803
- طاهری، محمد (۱۳۷۷). مدل بندی میزان دما و بارش در ۱۱ ایستگاه هواشناسی ایران و پیش‌بینی تا پایان سال ۲۰۰۰، معاونت آموزشی و پژوهشی سازمان هواشناسی کشور، تهران
- عساکره، حسین (۱۳۸۴). تحلیل روند بارش سالانه استان اصفهان، مجله نیوار، شماره ۵۶ و ۵۷
- عساکره، حسین (۱۳۸۶). بررسی آماری روند دمای سالانه تبریز، مجله اندیشه جغرافیایی، شماره اول، صص ۲۱-۹

- علیجانی، بهلول (۱۳۷۸). بررسی تغییرات زمانی بارش در ایران، دهمین کنگره جغرافیا و توسعه در دهه سوم انقلاب اسلامی، دانشگاه امام حسین(ع)، صفحه ۱۴۳
- غیور، حسنعلی و مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۷۵). دربارهٔ اقلیم و مدلسازی اقلیمی، مجلهٔ نیوار، شمارهٔ ۳۲، صص ۵۰-۳۹.
- کاوینی، محمدرضا و عساکره، حسین (۱۳۸۴). بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، شماره ۱، صص ۱۶۲-۱۴۳
- مسعودیان سید ابوالفضل (۱۳۷۵). بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، مجلهٔ پژوهش های جغرافیایی، شماره ۵۴، صص ۴۵-۲۹
- مسعودیان، ابوالفضل و کاوینی، محمدرضا (۱۳۸۷). اقلیم شناسی ایران، انتشارات دانشگاه اصفهان
- وئی ویلیام دبلیو اس، ترجمهٔ نیرومند حسنعلی (۱۳۷۶). تحلیل سری های زمانی، چاپ اول، مشهد، انتشارات دانشگاه فردوسی، ۵۸۶ صفحه.
- Katsoulis Basil D, 1987, Indications of Change of Climate from the Analysis of Air Temperature Time Series in Athens Greece, Climatic Change.10: 67- 79.
- Li Q, Zhaug H, Liu X and Huang J, 2004, Urban heat Island effect on annual mean temperature during the last 50 years in China, Theor.Appl. Climatol, 79: 165-174.
- Mearns L O, Katz R W and Schneider S H ,1984, Extreme High Temperature Events Changes in Their Probabilities with Changes in Mean Temperature, J. Climate Appl. Meteor, 23:1601-1613
- Vecchio G LO and Nanni T, 1995, The Atmospheric Temperature in Italy During the Last Hundred Years and Its Relationships with Solar Output, Theor. Appl. Climatol. 51: 159-165.
- Woodward Wayne A and Gray H L, 1993, Global Warming and the Problem of Testing for Trend in Time series Data, Journal of Climate, 6: 953-962.
- Woodward Wayne A and Gray H L,1995, Selecting a Model for Detecting the Presence of a trend, Journal of Climate, 8: 1929-1937.
- Xie Z and Cao X H,1996, Asymmetric Changes in Maximum and Minimum Temperature in Beijing, Theor. Appl. Climatol, 55: 151-156.
- Yue S and Hashino M, 2003, Temperature Trends in Japan: 1900-1996, Theor.Appl. Climatol,75: 15-27
- Borland.p;Montana.AT(1996), forecasting of storm rain full by combined use of rider,rain gages and linear models,Atomospheric research,42:199-216
- Box, G.E.P. and Jenkis, G.M. (1970); "Time Series Analysis: Forecasting and Control", San Francisco, Holden-Day.
- Brockwell Peter. J and Davis Richard. A. ,1998, Introduction to Time Series and Forecasting, Springer-Verlag,New York, pp 420
- Momani.mnail.P.E(2009).time series analysis model for rainfull data in jordan:case study for using time series analysis, american journal of environmental science 5,599,604
- Sen zekai, (1998), small sample on the variance of time Avreqes in climate time series, international journal of climatology, vol,18, pp 1725-1732.