

واکاوی تاثیر شهر بر تغییرات سالانه دما در شمال شرق ایران

دریافت مقاله: ۹۱/۱۰/۱۷ پذیرش نهایی: ۹۳/۱۰/۲۹

صفحات: ۱۹۶-۱۷۵

محمد لطفی: دانشجوی دکتری اقلیم شناسی، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران^۱

Email: lotfimd@yahoo.com

پهلول علیجانی: استاد اقلیم شناسی، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

Email: bralijani@gmail.com

پرویز ضیائیان فیروزآبادی: دانشیار سنجش از دور، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

Email: rsgis1000@yahoo.com

چکیده

به منظور بررسی تاثیر شهر بر دمای سالانه در شمال شرق ایران، از داده‌های ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، تربت حیدریه، بیرجند و بار در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۱ استفاده شد. داده‌های دمای میانگین، کمینه و بیشینه سالانه، تا سال ۲۰۱۱ از سازمان هواشناسی دریافت و سال‌های فاقد داده به روش رگرسیون جایگزین گردید. برای سری دمای میانگین سالانه ایستگاه‌ها با توجه به نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، مدل آریمای انتخاب و جهت صحت و برازش هر مدل از معیارهای، ریشه میانگین مربعات خطا، قدرت توجیه و فرض تصادفی بودن باقیمانده-ها استفاده شد. مدل $AR(2,1,0)$ برای سری دمای میانگین مشهد و بیرجند، مدل $AR(1,1,0)$ برای دمای میانگین سبزوار، مناسب‌ترین مدل تشخیص داده شدند. جهت تشخیص روند و تغییرات در هر سری از آزمون من کندال و t استفاده شد، در آزمون t ، میانگین دهه اول هر سری با میانگین دهه اخیر آزمون گردید، ایستگاه‌ها بر اساس موقعیت به دو دسته داخل محدوده شهری و خارج از محدوده شهری تقسیم شدند. نتایج نشان می‌دهد روند دما در ایستگاه‌های داخل شهر و خارج شهر کاملاً متفاوت است، دمای میانگین، بیشینه و کمینه سالانه در ایستگاه‌های داخل محدوده شهری روند افزایشی نشان دادند، در حالیکه در ایستگاه‌های خارج از شهرها دمای میانگین سالانه بدون روند و حتی دمای بیشینه ایستگاه‌های تربت حیدریه، بار و دمای کمینه بیرجند روند، کاهش یافته است.

کلیدواژگان: روند دما، آریمای من کندال، آزمون t ، شمال شرق

^۱ نویسنده مسئول: تهران-دروازه دولت-خیابان شهید مفتاح-دانشگاه خوارزمی-دانشکده علوم جغرافیایی

مقدمه

امروزه تغییر اقلیم مهمترین چالش محیطی قرن ۲۱ شناخته شده است، انسان با دخالت‌های خود در محیط طبیعی، باعث تغییرات محیط از جمله اقلیم می‌شود، انسان در چند دهه اخیر با کشف و استفاده بیش از حد سوخت‌های فسیلی، باعث افزایش گازهای گلخانه‌ای شده است، میزان دی اکسید کربن از ۲۸۰ قسمت در میلیون در قبل از انقلاب صنعتی به ۳۹۱ قسمت در میلیون در سال ۲۰۱۱ رسیده است (IPCC, 2013). انسان به عنوان تنها موجود متفکر در کره زمین فعالیت‌های خود را با اقلیم منطقه سازگار کرده، البته اقلیمی که در طول زمان تغییر نداشته باشد، اقلیم هر منطقه، هوای غالب در آن منطقه می‌باشد (علیجانی و کاویانی، ۱۳۷۱: ۸) که مهمترین عناصر آن بارش و دما است. چنانچه عناصر اقلیمی در طی زمان تغییرات معنی‌داری را نشان دهد تغییر اقلیم، اطلاق می‌شود (IPCC, 2001) و بدلیل خسارات جانی و مالی که برای انسان به همراه دارد یک مخاطره به شمار می‌رود. چنانچه دما افزایش یابد مشکلات عدیده‌ای در بخش‌های کشاورزی، صنعت و اقتصاد بوجود می‌آید، با افزایش ۲ درجه سانتیگراد دما، نیاز آبی گیاهان ۶ درصد افزایش می‌یابد (علیزاده و همکاران، ۱۳۸۱) و یا با افزایش دما و روند افزایش جمعیت، نیاز به آب بیشتر می‌شود و احتمال بحران‌ها و نزاع‌ها بر سر منابع آبی بیشتر خواهد شد. چنانچه فرض گرم شدن کره زمین اثبات شود و نتایج آن مانند بالا آمدن آب دریاها و اقیانوس‌ها، تغییرات بارش، افزایش سیل و فرسایش خاک، کاهش پوشش گیاهی، و غیره عملی شود، خسارات جبران ناپذیری به کره زمین وارد خواهد شد.

با توجه به اهمیت موضوع تحقیقات متعددی در مورد تغییرات و پیش بینی عناصر اقلیمی در مناطق مختلف جهان انجام شده است، برای افزایش دما در سطح جهانی و منطقه‌ای، لینهنگ-لیانگ و جی پترکرشوا^۱ (۱۹۹۵)، هگرل^۲ و همکاران (۱۹۹۶)، تومازیکس و همکاران (۲۰۰۶)^۳ و گورودو و الاهی^۴ (۲۰۱۰)، تحقیقاتی ارائه داده‌اند. در مورد تغییرات بارش نیز تحقیقاتی انجام شده است (تاسچتو و میتوهوانگلد^۵ ۲۰۰۹، لینهنگ لیانگ و جی پتر کرشوا ۱۹۹۵). بسیاری از محققین با استفاده از مدل‌های باکس جنکیز عناصر آب و هوایی را پیش بینی کرده‌اند، نظیر اولاوی کارنر^۶ (۲۰۰۹) که برای حداکثر دمای سطحی هوا و حداکثر تابش خورشیدی، مدلی

1-Lineheng Liang, peter. G Kershaw

2-Hegrel

3-Tomozeix

4-Gurudeo, Ilahee

5-Taschetto, Matthew England

6-Olavi Karner

ARIMA^۱ ارائه نمود و یا ایکسرلی^۲ (۲۰۰۹) از مدل GLM و ARIMA برای تجزیه و تحلیل دمای ماهانه استکهلم استفاده کرد، برای مقایسه مدل‌های GLM و ARIMA دوره‌ی مورد مطالعه را به سه قسمت تقسیم نمود و برای هر زیر دوره مدل GLM و ARIMA انتخاب کرد و نتایج پیش‌بینی مدل ARIMA را دقیقتر از مدل GLM تشخیص داد. شمس نیا و همکاران (۲۰۰۹) پارامترهای آب و هوایی ایستگاه آباد و صراف و همکاران (۲۰۱۱) دمای ماهانه و رطوبت نسبی اهواز را با مدل‌های ARIMA پیش‌بینی نموده‌اند و همچنین نیل^۳ (۲۰۰۹) برای بارش جردان با استفاده از فرض تصادفی بودن باقیمانده‌ها برآورده‌ترین مدل ARIMA را انتخاب و به پیش‌بینی پرداخت. برخی محققان با توجه به موقعیت ایستگاه‌ها به بررسی روند دما پرداخته‌اند مانند رن و همکاران^۴ (۲۰۰۸) ۲۳۸ ایستگاه هواشناسی شمال چین را به شش دسته ایستگاه-های روستایی، شهری کوچک، شهری متوسط، شهری بزرگ و ایستگاه‌های متروپلیتن تقسیم کرد و روند دما در ایستگاه‌های شهرهای بزرگ را ۰/۱۶ و ایستگاه‌های شهرهای کوچک را ۰/۰۷ در هر دهه بدست آورد. همچنین فنگ^۵ و همکاران (۲۰۱۴) علاوه بر بررسی ایستگاه‌های شهری و خارج شهر، به دوره توسعه اقتصادی و شرایط جغرافیایی ایستگاه‌ها نیز پرداختند و نتیجه گرفتند علاوه بر تاثیر شهرنشینی بر روند دما، روند دمای ایستگاه‌های واقع شده در دشت با فلات و واحه تفاوت معنی‌داری نشان می‌دهند.

در ایران نیز، تحقیقات متعددی در مورد تغییرات عناصر اقلیمی انجام شده است. اغلب این تحقیقات جهت تشخیص روند عناصر اقلیمی، از آزمون ناپارامتریک من-کندال استفاده کرده‌اند (رضیئی و همکاران ۱۳۸۴، ابراهیمی، عزیزاده و جوانمرد ۱۳۸۴، جهانبخش و همکاران ۱۳۸۹، و عزیزی و روشنی ۱۳۸۷) و یا برخی از محققین از روش شیب خط و رگرسیون خطی، بهره گرفته‌اند (جهانبخش و ترابی ۱۳۸۳، قائمی و عساکره ۱۳۸۲) و میرموسوی (۱۳۸۷) از روش همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن استفاده کرده است.

همچنین جهت پیش‌بینی عناصر اقلیمی در ایران از مدل‌های باکس جنکیز استفاده شده است (علیجانی و بنی وهاب ۱۳۸۴، جهانبخش و ترابی ۱۳۸۳، ابراهیمی و همکاران ۱۳۸۴) و غیور عساکره (۱۳۸۴)، با روش فوریه دمای مشهد را پیش‌بینی کرده‌اند، همچنین حجازی زاده و

7-Autoregressive Integrated Moving Avera

8-XierLi

9-Momani

10-Ren

11-Fang

شیرخانی (۱۳۸۴) به پیش‌بینی دوره‌های خشک کوتاه مدت خراسان با روش زنجیره مارکف پرداخته‌اند.

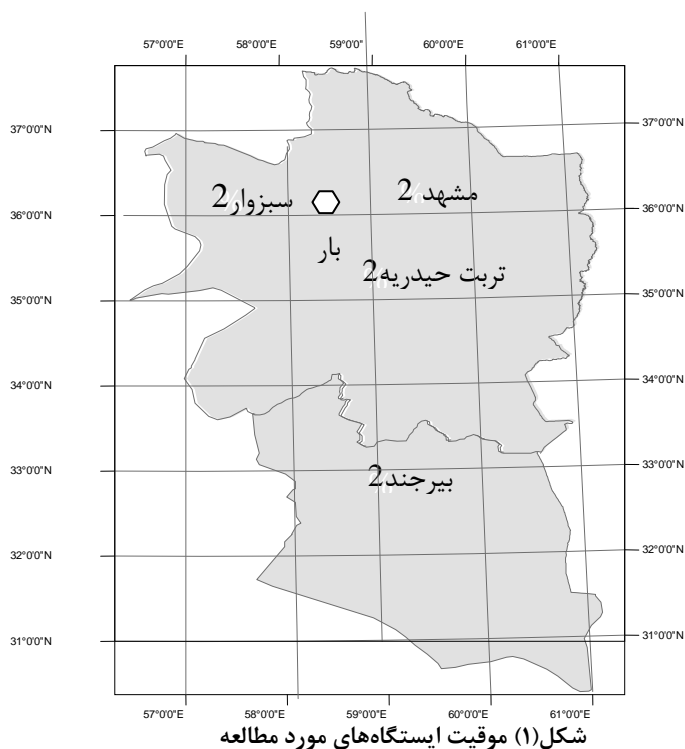
نتایج تحقیقات انجام شده در ایران نشان می‌دهد تغییرات دما اغلب به صورت محلی می‌باشد، مانند تحقیق میر موسوی (۱۳۸۷) که در مورد دمای سالانه تبریز به روند افزایشی و دمای ماکو، روند کاهش‌ی اشاره داشته و یا عزیزی و روشنی (۱۳۸۷) برای دمای گرگان روند کاهش‌ی و دیگر ایستگاه‌های سواحل خرز، روند افزایشی نتیجه‌گیری کرده‌اند. همچنین ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۴)، از گرم شدن دمای دشت مشهد به عنوان نمایه‌ای از تغییر اقلیم یاد کرده‌اند، ولی جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳)، تغییرات اقلیمی در ایران را یکسان ندانسته، و به تغییر حداکثر دما در سواحل شمال، نواحی کوهستانی و تغییر حداقل دما در سایر نواحی به جز سواحل جنوبی اشاره کرده‌اند. همچنین جهانبخش و همکاران (۱۳۸۹) افزایش دما در برخی از ایستگاه‌های حوضه کرخه را به اثبات رسانده‌اند.

در اغلب تحقیقات انجام شده در ایران به موقعیت مکانی ایستگاه‌های هواشناسی توجه نشده، که آیا روند دما متأثر از جزیره حرارتی شهر است و یا مربوط به گرمایش جهانی می‌باشد، برخی محققان به گرمایش منطقه شمال شرق ایران اشاره داشته‌اند (ابراهیمی، علیزاده و جوانمرد ۱۳۸۴)، شمال شرق ایران به عنوان یک قطب کشاورزی، دارای محصولاتی چون زعفران، گندم، چغندر قند، پسته و غیره می‌باشد، البته که مناطق کشاورزی در خارج از محدوده شهرها استقرار یافته‌اند. در این تحقیق از داده‌های پنج ایستگاه هواشناسی که دو ایستگاه در محدوده شهری و سه ایستگاه خارج از سکونت‌گاه‌های شهری واقع شده‌اند استفاده می‌شود تا تفاوت روند دمای داخل شهر و خارج شهر مشخص شود. بنابراین بررسی تغییرات دما با توجه به موقعیت مکانی ایستگاه هواشناسی در شمال شرق ایران امری ضروری به نظر می‌رسد.

مواد و روش‌ها

جهت بررسی تاثیر شهر بر سری‌های دمای میانگین، کمینه و بیشینه سالانه در شمال شرق کشور، از پنج ایستگاه که طولانی‌ترین دوره آماری را داشتند استفاده شد، داده‌های دمای ایستگاه‌های مشهد، سبزوار، بیرجند، تربت حیدریه و بار، از سال ۱۹۶۰ تا سال ۲۰۱۱ از سازمان هواشناسی کشور دریافت و داده‌های مفقود به روش رگرسیون جایگزین گردید. سپس با استفاده از مشخصات طول و عرض جغرافیایی بر حسب درجه، دقیقه و ثانیه در تصاویر ماهواره‌ای موقعیت دقیق ایستگاهها مشخص شد، دو ایستگاه مشهد و سبزوار در پیرامون شهر و سه

ایستگاه تربت حیدریه، بیرجند و بار در خارج شهر واقع شده‌اند. منظور از ایستگاه‌های خارج از شهر ایستگاه‌های هستند که حداقل ۴ کیلومتر با نزدیکترین شهر و ایستگاه‌های شهری ایستگاهی است که حداکثر ۵۰۰ متر از مرز شهر فاصله داشته باشند.



جدول (۱) مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه	عرض جغرافیایی	طول جغرافیایی	ارتفاع به متر	دوره آماری
مشهد*	۳۶ ۱۴	۵۹ ۳۸	۹۹۹	۱۹۶۰-۲۰۱۱
سبزوار*	۳۶ ۱۲	۵۷ ۴۳	۹۷۷	۱۹۶۰-۲۰۱۱
تربت حیدریه	۳۵ ۱۶	۵۹ ۱۳	۱۴۵۰	۱۹۶۰-۲۰۱۱
بیرجند	۳۲ ۵۲	۵۹ ۱۲	۱۴۹۱	۱۹۶۰-۲۰۱۱
بار	۳۶ ۲۷	۵۸ ۴۲	۱۵۲۰	۱۹۶۰-۲۰۱۱

*=ایستگاه‌های واقع شده در محدوده شهری

هرگاه تعدادی داده رابراساس زمان وقوع، مرتب کنیم یک سری زمانی ایجاد می شود، یکی از مهمترین روش های مطالعه سریهای زمانی روش ARIMA می باشد. در مطالعه سری زمانی در ابتدا باید رفتار سری تشخیص داده شود، اغلب سری ها رفتارهای روند، فصلی، دوره ای و بی نظم را نشان می دهند، چنانچه رفتار سری به علت بی نظمی ها، تشخیص داده نشود باید از فیلتر استفاده شود مهمترین فیلترها، میانگین متحرک و تفاضل گیری می باشد.

اولین شرط مطالعه سری زمانی در روش ARIMA، ایستایی می باشد، سری که آماره های میانگین، واریانس و کوواریانس آن در طول زمان تغییر نداشته باشد ایستا است، چنانچه سری ایستا نباشد با روش های تفاضل گیری، تبدیل به نمره Z، جذر و log سری ایستا می شود (نیرومند و بزرگ نیا ۱۳۸۴: ۱۵۴). نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) مهمترین ابزار تشخیص مدل در روش ARIMA می باشند، چنانچه نمودار خود همبستگی در تاخیر یک معنی دار باشد و بقیه تاخیرها معنی دار نباشد (cut-off)، سری ایستا است. مدل های ARIMA براساس سه پارامتر p, d, q که p مرتبه اتورگرسیو، d مرتبه تفاضل گیری و q مرتبه میانگین متحرک می باشند بررسی می شوند، جدول ۲ ویژگی های نظری ACF و PACF را جهت تشخیص مدل نشان می دهد (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۸۴: ۱۵۵).

جدول (۲) ویژگی های نظری ACF و PACF جهت تشخیص مدل

مدل	ACF	PACF
AR(p)	به صورت نمایی یا موج سینوسی میرا به سمت صفر میل می کند	بعد از تاخیر p قطع می شود
MA(q)	بعد از تاخیر q قطع می شود	به صورت نمایی یا موج سینوسی میرا به سمت صفر میل می کند
ARMA(p-q)	بعد از تاخیر (q-p) به سمت صفر میل می کند	بعد از تاخیر (p-q) به سمت صفر میل می کند

ارائه براننده ترین مدل با استفاده ریشه میانگین مربعات خطا ($RMSE$ ، رابطه ۱)، قدرت توجیه (رابطه ۲) و تصادفی بودن باقیمانده ها انجام شد.

$$\text{Root Mean Squared Error} = \sqrt{\frac{\sum |e_i|^2}{n}} \quad (1)$$

N=تعداد داده

ei=خطا

$$\text{قدرت توجیه} = \frac{rSS}{tSS} \quad (۲)$$

tss= data var

rss=model var

هر چقدر مقدار RMSE، به صفر نزدیکتر و قدرت توجیه به ۱ نزدیکتر باشد مدل مناسبتر می باشد.

به منظور تشخیص روند دمای ایستگاهها از آزمون MK^۱ و بررسی تغییرات دما از آزمون t، استفاده شد. آزمون MK یکی از آزمونهای ناپارامتریک جهت تشخیص روند سریهای زمانی می باشد، که براساس آماره S بیان می شود (بیهارت انوز ۲۰۰۳). (۳)

$$s = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{i=k+1}^n \text{sign}(x_i - x_k) \quad (۳)$$

که x_k و x_j دادههای متوالی k ام و j ام سری است، k و j کوچکتر و مساوی با n و k مساوی با j نمی تواند باشد، Sing تعیین علامت و از رابطه ۴ بدست می آید

$$\text{Sing}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } x_j - x_k > 0 \\ 0 & \text{if } x_i - x_k = 0 \\ -1 & \text{if } x_i - x_k < 0 \end{cases} \quad (۴)$$

آزمون آماره S میانگین صفر دارد و واریانس آن برابر است با:

(۵)

$$V(S) = \frac{1}{18} [n(n-1)(2n+5 - \sum_{p=1}^g t_p(t_p-1)(2t_p+5))]$$

که در این رابطه t اندازه یک بازه زمانی در سری دادهها و $\sum t$ مجموع سری زمانی دادهها است، چنانچه $n > 10$ باشد، Z استاندارد شده را می توان از رابطه ۶ بدست آورد (بیهارت انوز ۲۰۰۳). (۶)

$$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\frac{1}{s^2}} & \text{if } s > 0 \\ & \text{if } s = 0 \\ \frac{s+1}{\frac{1}{s^2}} & \text{if } s < 0 \end{cases} \quad (۶)$$

مقادیر مثبت Z روند صعودی و مقادیر منفی Z روند نزولی را نشان می‌دهد و در صورتی روند معنی دار است که قدر مطلق Z بزرگتر از $Z_{\alpha/2}$ باشد.

آزمون t: یکی از آزمون‌های پارامتریک می‌باشد، که تفاوت میانگین‌های دو جامعه را بررسی می‌کند (عبدالله زاده، یحیی و عبدالله زاده، کاوه ۱۳۷۹). در این تحقیق جهت بررسی تغییرات دما، میانگین ده سال اول داده‌ها را با میانگین ده سال اخیر داده‌ها آزمون شدند.

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}} \quad (7)$$

\bar{x}_1 میانگین دهه اول سری =

\bar{x}_2 میانگین دهه آخر سری =

(۸)

$$s_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{sp^2}{n_1} + \frac{sp^2}{n_2}}$$

(۹)

$$sp^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

n = تعداد داده‌ها

(۱۰)

$$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

بحث و نتایج

الف: بررسی روند و تغییرات

در این تحقیق جهت بررسی روند و تغییرات دما، ایستگاه‌ها با توجه به موقعیت مکانی به دو دسته ایستگاه‌های داخل محدوده شهری و ایستگاه‌های خارج از شهر تقسیم شدند.

۱- ایستگاه‌های واقع شده در محدوده شهری

دمای ایستگاه‌های داخل محدوده شهری (مشهد، سبزوار) بر اساس آزمون من کندال روند افزایشی نشان می‌دهند (جدول ۴)، روند دمای میانگین سالانه ایستگاه مشهد در روش من-کندال ۰/۵۴، دمای کمینه، ۰/۳۸ و روند دمای بیشینه ۰/۲۳ بوده که روند هر سه متغیر معنی دار است. تفاوت ده سال آخر نسبت به ده سال اول سری نیز نشان از افزایش دما دارد به طوری

که میانگین سالانه ۲/۶، دمای کمینه ۶/۲، و دمای بیشینه ۱/۴ درجه سانتیگراد افزایش معنی داری را نشان می دهد (جدول ۶).

روند میانگین دمای سالانه ایستگاه سبزوار، ۰/۵۲ و دمای کمینه ۰/۳۷ بوده که هر دو معنی دار می باشد. تفاوت میانگین دهه اخیر نسبت به دهه اول ایستگاه سبزوار، در دمای میانگین ۱/۷۳ و در دمای کمینه ۴/۴۲ درجه افزایش یافته است. دمای بیشینه این ایستگاه روند و تغییر معنی داری را نشان نمی دهد. (جدول ۶ و ۴)

جدول (۴) نتایج آزمون من کندال ایستگاه های داخل شهر - $\alpha = 0.05$

ایستگاه	روند	معنی داری	ایستگاه	روند	معنی داری
مشهد، میانگین	۰/۵۷	۰/۰۰۰۱	سبزوار، میانگین	۰/۵۲	۰/۰۰۰۹
مشهد، کمینه	۰/۳۸	۰/۰۰۰۲	سبزوار، کمینه	۰/۳۷	۰/۰۰۰۲
مشهد، بیشینه	۰/۲۳	۰/۰۱	سبزوار، بیشینه	۰/۰۹	۰/۳۳

۲- ایستگاه های خارج از محدوده شهری

ایستگاه های خارج از محدوده شهری شامل ایستگاه بیرجند، تربت حیدریه و بار می باشد، جدول ۵ نتایج آزمون روند این ایستگاه ها را نشان می دهد، دمای میانگین و کمینه سالانه ایستگاه تربت حیدریه بدون روند معنی داری، اما روند دمای بیشینه ۰/۲۶- است. در آزمون t نیز، دهه اول دمای میانگین و کمینه نسبت به دهه آخر تفاوت قابل توجهی ندارند، ولیکن دهه اخیر دمای بیشینه این ایستگاه نسبت به دهه اول 1.3 درجه سانتیگراد سردتر شده که نزدیک به سطح معنی داری می باشد (جدول ۶).

آزمون روند برای دمای میانگین، بیشینه و کمینه در ایستگاه بیرجند، کاهشی بوده که روند دمای میانگین و بیشینه معنی دار نیست ولی دمای کمینه روند کاهشی معنی دار به میزان ۰/۴۳- را نشان می دهد (جدول ۵)، همچنین در جدول ۶، فقط کاهش دمای کمینه معنی دار بوده، که دهه اخیر نسبت به دهه اول سری، ۳/۹ درجه سانتیگراد سردتر شده است. روند دمای کمینه و بیشینه ایستگاه بار معنی دار، که روند دمای کمینه افزایشی اما دمای بیشینه کاهشی می باشد. تفاوت دهه اخیر با دهه اول متغیرهای دما در این ایستگاه، فقط تفاوت دمای کمینه معنی دار، که ۴/۳ درجه افزایش داشته است.

جدول (۵) نتایج آزمون من کندال ایستگاه‌های خارج از محدوده شهری - $\alpha = 0.05$

ایستگاه	روند	معنی داری	ایستگاه	روند	معنی داری	ایستگاه	روند	معنی داری
تربت حیدریه میانگین	۰	۱	بیرجند میانگین	-۰/۰۵	۰/۶۹	بار، میانگین	-۰/۰۵	۰/۶۸
تربت حیدریه کمینه	۰/۱۶	۰/۰۹	بیرجند کمینه	-۰/۴۳	۰/۰۰۱	بار، کمینه	۰/۲۶	۰/۰۱
تربت حیدریه بیشینه	-۰/۲	۰/۰۰۷	بیرجند بیشینه	-۰/۰۲	۰/۷۶	بار، بیشینه	-۰/۲۸	۰/۰۰۴

جدول (۶) نتایج آزمون آمیانگین، کمینه و بیشینه سالانه ایستگاه‌ها. $\alpha = 0.05$

ایستگاه	تفاوت دهه اخیر با دهه اول، درجه سانتیگراد	محاسبه	جدول	p-value
مشهد، میانگین*	▲ ۲/۶	-۶/۴۹	۲/۱۰۱	۰/۰۰۰۱
مشهد، کمینه*	▲ ۶/۲	۳/۱	۲/۱۰۱	۰/۰۰۰۷
مشهد، بیشینه*	▲ ۱/۴	۲/۱۳	۲/۱۰۱	۰/۰۰۴
سبزوار، میانگین*	▲ ۱/۷۳	-۵/۲	۲/۱۰۱	۰/۰۰۰۱
سبزوار، کمینه*	▲ ۴/۴۲	-۲/۱۲	۲/۱۰۱	۰/۰۰۴
سبزوار، بیشینه*	۰/۴	۰/۷۲	۲/۱۰۱	۰/۴۴
تربت حیدریه، میانگین	۰/۳	۱/۲	۲/۱۰۱	۰/۲۴
تربت حیدریه، کمینه	۲/۳	-۱/۲۹	۲/۱۰۱	۰/۲۱
تربت حیدریه، بیشینه	-۳/۱	۱/۹۶	۲/۱۰۱	۰/۰۶
بیرجند، میانگین	-۰/۱۵	۰/۸۳	۲/۱۰۱	۰/۴۲
بیرجند، کمینه	▼ -۳/۹	۳/۸	۲/۱۰۱	۰/۰۰۰۱
بیرجند، بیشینه	-۰/۲۸	۰/۶۶	۲/۱۰۱	۰/۵۱
بار، میانگین	۰/۲	-۰/۵۹	۲/۱۰۱	۰/۵۲
بار، کمینه	▲ ۴/۳	۲/۷۵	۲/۱۰۱	۰/۰۱
بار، بیشینه	-۱/۳	۱/۶۹	۲/۱۰۱	۰/۱

▲: افزایش معنی دار

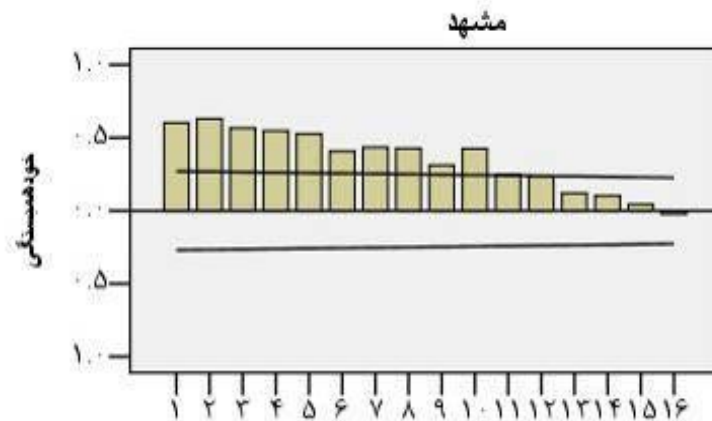
▼: کاهش معنی دار

* ایستگاه‌های داخل محدوده شهری

ب: مدلسازی:

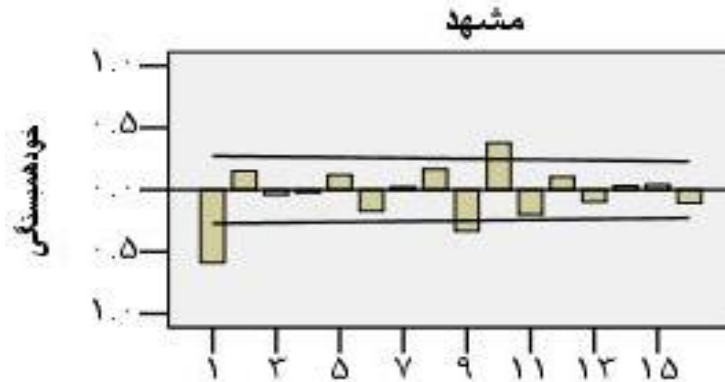
در این تحقیق برای دمای میانگین سالانه ایستگاه‌ها مدلسازی و پیش‌بینی شده، همچنین اعداد زیر ضرایب، در رابطه‌ها مقادیر t می‌باشند، که برای معنی‌داری استفاده شده است). پس از تشخیص روند دمای ایستگاه‌ها به مدلسازی و پیش‌بینی دما با روش ARIMA می‌پردازیم، در روش ARIMA بر اساس نمودار خود همبستگی و خودهمبستگی جزئی پارامترهای p, d, q مشخص می‌شوند.

برای مدلسازی دمای میانگین مشهد مراحل زیر به ترتیب انجام شد:
 ۱- نمودار خودهمبستگی سری مشهد ترسیم شد (شکل ۲) این نمودار کاهش کند دارد کاهش کند خود همبستگی سری مشهد، نشان از ناپایداری سری است، این سری در روش MK نیز روند افزایشی نشان داد.



شکل (۲) نمودار خودهمبستگی سری مشهد

۲- جهت ایستاد شدن سری از تفاضل گیری مرتبه ۱ استفاده شده که در شکل ۳ سری ایستا است در نتیجه d مساوی با یک می‌باشد، بر اساس نمودار خود همبستگی با تفاضل یک، که فقط شاخک اول معنی‌دار است، ضریب q یک و مدل میانگین متحرک مرتبه اول $MA(0,1,1)$ قابل استنباط است.



شکل (۳) نمودار خودهمبستگی با تفاضل سری ۱ مشهد

(۱)

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$\theta_1 = 0.997$$

$$(0.64)$$

در این جا مقدار t ، ۰/۶۴ است که معنی دار نیست پس مدل $MA(1)$ حذف می شود. برای واریس مدل های اتورگرسیو نمودار خودهمبستگی جزئی ترسیم شد، نمودار خودهمبستگی جزئی سری مشهد تا شاخک ۲ معنی دار می باشد (شکل ۴) در نتیجه مدل $AR(2,1,0)$ کاندید مناسبی است، پس مینویسیم

(۱۲)

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t \rightarrow y_t = -0.774 y_{t-1} - 0.229 y_{t-2} + a_t$$

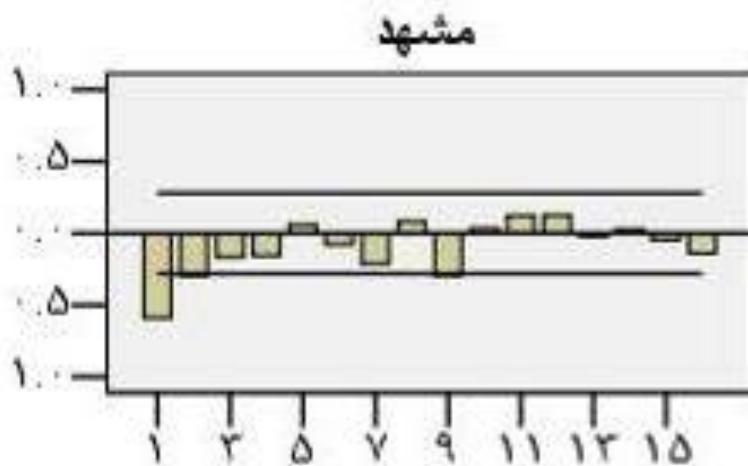
$$(-5.55) \quad (-2.1)$$

از آن جا که مقادیر قدر مطلق t برای ϕ_1 و ϕ_2 بزرگتر از ۲ است پس مدل $AR(2,1,0)$ کاندید مناسبی به نظر می رسد. حال بررسی می کنیم که حضور ضریب ثابت (ϕ_0) معنی دار است یا خیر؟

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t \rightarrow y_t = 0.003 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t$$

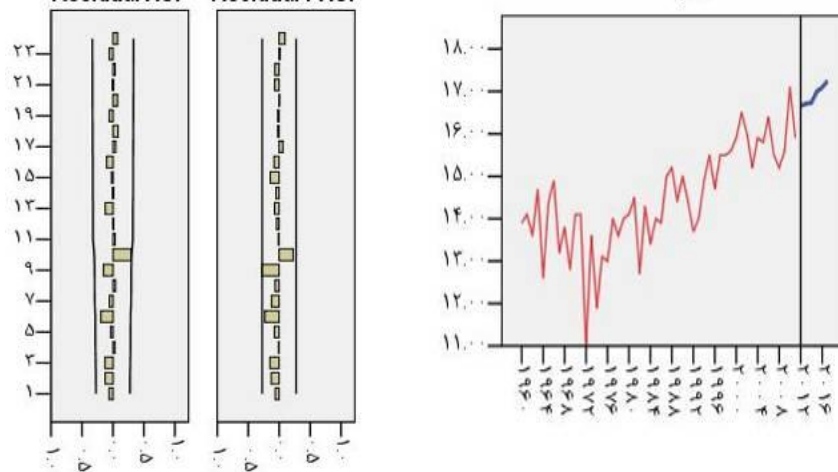
$$(0.84)$$

حضور ϕ_0 معنی دار نیست و شرایط مدل را بهتر نمی کند بنابراین ϕ_0 را حذف می کنیم. سایر مدل های $ARIMA$ به دلیل معنی دار نبودن ضرایب آنها حذف می شود.

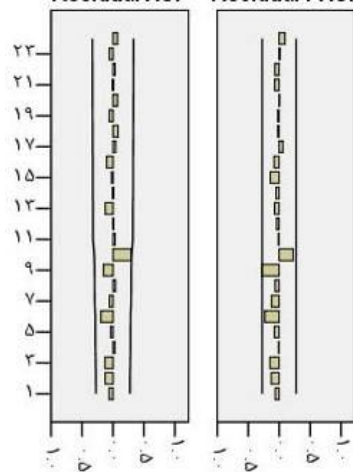


شکل (۴) نمودار خودهمبستگی جزئی سری مشهد

باقیمانده‌های مدل $AR(2,1,0)$ در شکل ۶ تصادفی و ریشه میانگین مربعات خطای این مدل $0/69$ می‌باشد، این مدل $0/79$ واریانس داده‌ها را توجیه کرده که برازنده‌ترین مدل است، در مدل‌های AR مقادیر پیش‌بینی هر سال به سال قبل وابسته است، داده‌های اخیر سری مشهد روند افزایشی دارد به همین علت مقادیر پیش‌بینی دما، تا سال 2016 افزایش می‌یابد از سوی دیگر ایستگاه مشهد در محدوده شهر واقع شده است و روند افزایشی شدیدی نشان داد، میانگین دما در سال 2011 ، $15/9$ بوده، در سال 2016 به $17/09$ درجه سانتیگراد خواهد رسید. (شکل ۵ و جدول ۳).

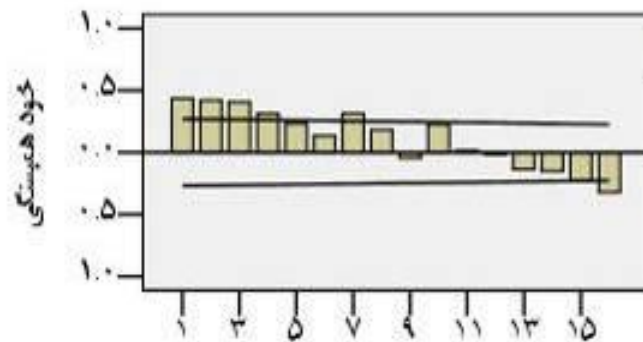


شکل (۵) نمودار پیش بینی سری مشهد



شکل (۶) باقیمانده های سری مشهد

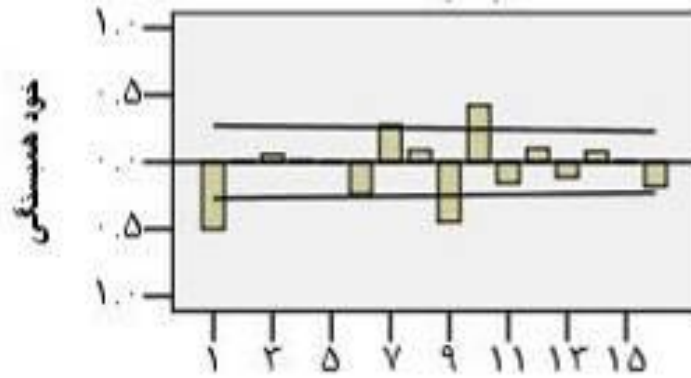
برای مدلسازی دمای سالانه بیرجند مراحل زیر به ترتیب انجام شد.
 ۱- نمودار خودهمبستگی سری بیرجند ترسیم شد (شکل ۷) سری بیرجند به صورت موج سینوسی کاهش می یابد که تا تاخیر ۴ معنی دار و بعد از آن قطع می شود بنابراین ایستا نیست.



شکل (۷)

نمودار تابع ACF سری بیرجند

۲- برای ایستایی سری بیرجند از تفاضل ۱ استفاده شده است شکل ۸ نمودار خودهمبستگی با تفاضل ۱ را نشان می دهد که ایستا شده است، در نتیجه $d=1$ و از نمودار خودهمبستگی با تفاضل ۱ مدل $MA(0,1,1)$ استنباط می شود.



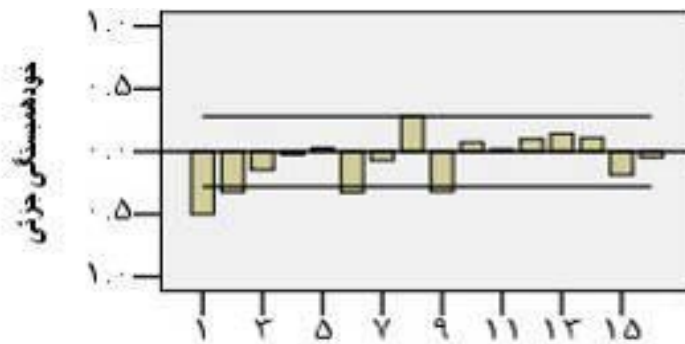
شکل (۸) نمودار تابع ACF با تفاضل اسری بیرجند

(۱۴)

$$y_t = \alpha_t - 0.03\alpha_{t-1} \rightarrow y_t = \alpha_t - \theta_1 \alpha_{t-1} \quad (0.96)$$

مقدار θ_1 برای کوچکتر از ۲ است پس حضور θ_1 اثر معنی داری در مدل ندارد بنابراین مدل $MA(0,1,1)$ مناسب نیست.

۳- برای بررسی مدل های اتورگرسیو نمودار خودهمبستگی جزئی سری بیرجند ترسیم شد (شکل ۹) که تا تاخیر ۲ معنی دار است و مدل $AR(2,1,0)$ پیشنهاد می گردد،

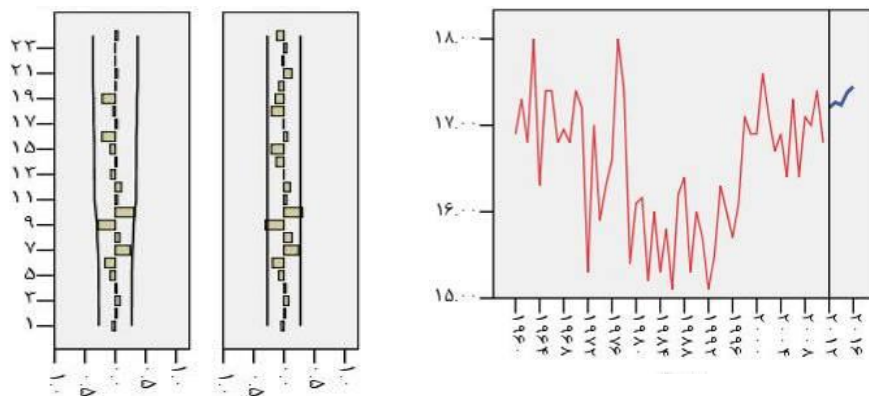


شکل (۹) نمودار PACF با تفاضل ۱ بیرجند

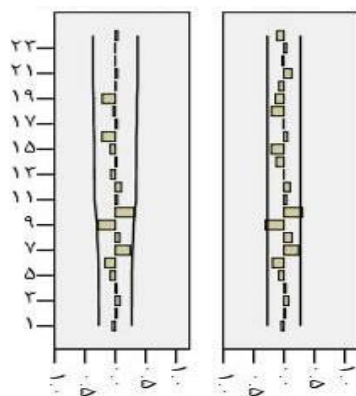
$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \alpha_t \rightarrow y_t = -0.667 y_{t-1} - 0.323 y_{t-2} + \alpha_t \quad (15)$$

(-4.8) (-2.3)

مقادیر قدر مطلق برای ϕ_1 و ϕ_2 بزرگتر از ۲ است بنابراین مدل $AR(2,1,0)$ برازنده‌ترین مدل می‌باشد که ضریب ثابت (ϕ_0) نیز حضور معنی‌داری را نشان نمی‌دهد. ریشه میانگین مربعات خطای این مدل ۰/۶۷ و قدرت توجیه آن ۰/۷۹ می‌باشد، باقیمانده‌های این مدل در شکل ۱۱ کاملاً تصادفی است.

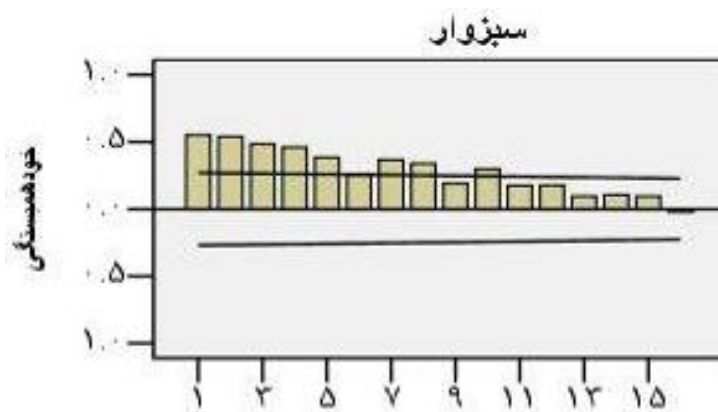


شکل (۱۰) نمودار و مقادیر پیش‌بینی بیرجند



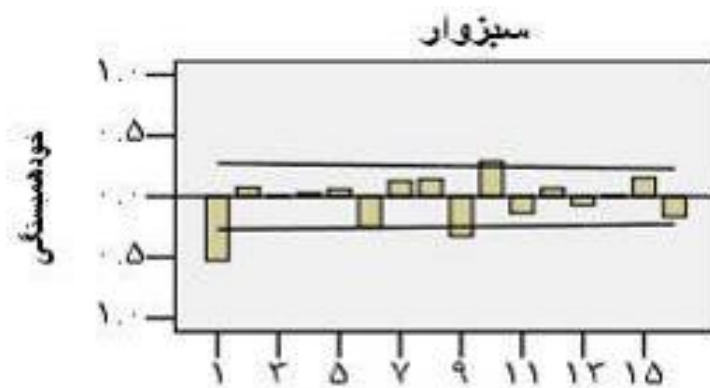
شکل (۱۱) باقیمانده‌ها سری بیرجند

انتخاب برازنده‌ترین مدل برای سری سبزووار بر اساس مراحل زیر انجام شد.
 ۱- نمودار تابع خودهمبستگی دمای سالانه سبزووار کاهش کند دارد که تا تاخیر ۱۰ معنی‌دار و بعد از آن تصادفی می‌باشد (شکل ۱۲) در نتیجه این سری ایستا نیست.



شکل (۱۲) نمودار ACF سری سبزووار

۲- جهت ایستا شدن سری سبزووار از تفاضل مرتبه ۱ استفاده شد، شکل ۱۳ نمودار خود همبستگی با تفاضل ۱ می باشد که ایستا است در نتیجه مرتبه $d=1$ است، نمودار خودهمبستگی با تفاضل یک (شکل ۱۳)، تا شاخک ۱ معنی دار است در نتیجه مدل میانگین متحرک مرتبه یک، معقول به نظر می رسد.



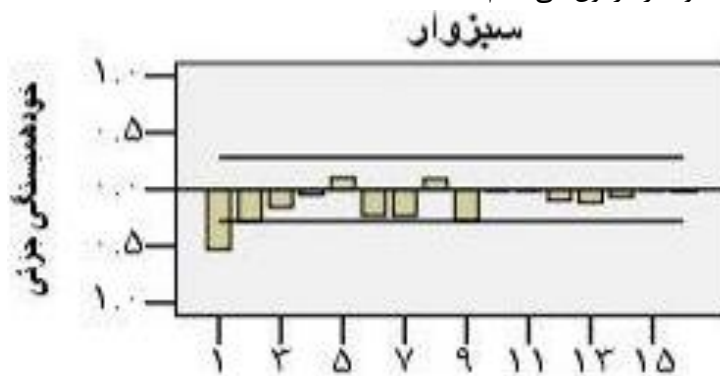
شکل (۱۳) نمودار ACF با تفاضل ۱ سبزووار

(۱۶)

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad \longrightarrow \quad y_t = a_t - 0.992 a_{t-1} \quad (2.1)$$

اگر چه مقدار t برای θ_1 بزرگتر از ۲ و معنی دار است اما به علت تصادفی نبودن باقیمانده ها، این مدل حذف می شود.

۳- نمودار خودهمبستگی جزئی سری سبزووار تا شاخک دوم معنی دار بوده (شکل ۱۴) بنابراین مدل اتورگرسیو ۲ را آزمون می کنیم.



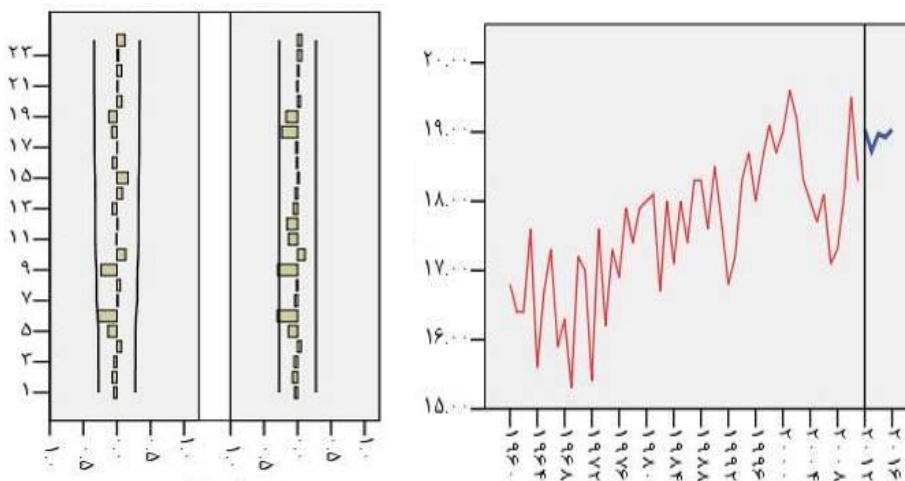
شکل (۱۴) نمودار PACF با تفاضل ۱ سبزووار

(۱۷)

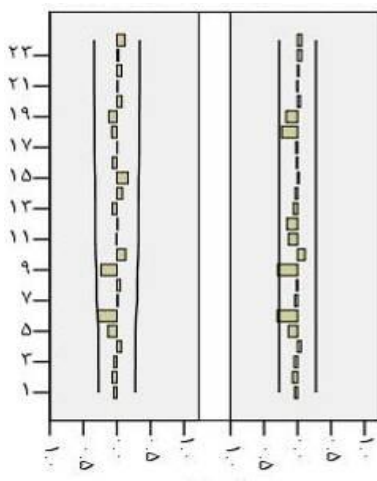
$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t \quad \rightarrow \quad y_t = -0.689 y_{t-1} - 0.22 y_{t-2} + a_t$$

(-1.7) (-4.9)

مقادیر قدر مطلق ϕ_1 و ϕ_2 به ترتیب $4/9$ و $1/7$ است که حضور ϕ_1 معنی دار، ولی حضور ϕ_2 معنی دار نیست، ضریب ثابت ϕ_0 به علت معنی دار نبودن نیز مدل را بهتر نکرد، بنابراین در بین مدل های $ARIMA$ برازنده ترین مدل، $AR(1,1,0)$ است که باقیمانده های این مدل در شکل ۱۶ تصادفی و مقدار ریشه میانگین مربعات خطا $0/62$ و قدرت توجیه این مدل $0/77$ می باشد.



شکل (۱۵) نمودار مقادیر پیش بینی سری سبزوار



شکل (۱۶) باقیمانده های سری سبزوار

جدول (۳) مقادیر پیش بینی دمای میانگین ایستگاهها

سال	مشهد	سبزوار	بیرجند
۲۰۱۲	۱۶/۶۶	۱۸/۸۳	۱۷/۲
۲۰۱۳	۱۶/۷۱	۱۸/۹۱	۱۷/۰۹
۲۰۱۴	۱۶/۷۳	۱۸/۸	۱۷/۲۵
۲۰۱۵	۱۷	۱۸/۹۵	۱۷/۲۷
۲۰۱۶	۱۷/۰۹	۱۸/۹۵	۱۷/۳۷

سری ایستگاه تربت حیدریه و بار به علت تصادفی بودن سری، با مدل‌های ARIMA مدل‌سازی نشد، سری‌های را می‌توان با ARIMA مدل‌سازی کرد که سری روند معنی‌داری را نشان دهد.

نتیجه گیری

روند دمای میانگین، کمینه و بیشینه سالانه در شمال شرق ایران یکسان نیست، و حتی ایستگاه‌های واقع شده در محدوده شهری، رفتار متفاوت از ایستگاه‌های خارج شهر نشان می‌دهند، روند دمای میانگین، کمینه و بیشینه سالانه ایستگاه‌های شهری (مشهد، سبزوار) افزایشی است، در حالی که دمای میانگین سالانه ایستگاه‌های خارج از شهر (تربت حیدریه، بیرجند و بار) بدون روند بوده، حتی دمای بیشینه بار، تربت حیدریه، و کمینه بیرجند روند کاهشی معنی‌دار را نشان دادند. تنها روند افزایشی معنی‌دار در ایستگاه‌های خارج شهر، دمای کمینه ایستگاه بار است، سایر ایستگاه‌ها یا روند کاهشی و یا بدون روند می‌باشند. بنابراین فرض گرم شدن در شمال شرق ایران را نمی‌توان پذیرفت، روندهای افزایشی دمای برخی ایستگاه‌ها متأثر از جزیره حرارتی شهر می‌باشد. نتایج این تحقیق، نتایج تحقیقات انجام شده در مناطق مختلف جهان مانند رن و همکاران (۲۰۰۸) و فنگ و همکاران (۲۰۱۴) را تصدیق می‌کند که همگی به تفاوت روند دما در ایستگاه‌های داخل شهر و خارج از محدوده شهری اشاره داشته‌اند. اغلب تغییرات دما در شمال شرق ایران، محدود به میکروکلیمای شهری می‌باشد که به نظر می‌رسد اثر ساخت و ساز شهری، جذب انرژی خورشید توسط دیوارهای عمودی و آسفالت خیابانها، مصرف سوخت‌های فسیلی در حمل و نقل، صنایع و لوازم خانگی و غیره می‌باشد، بنابراین پیشنهاد می‌گردد محققین، تاثیرات شهر و گسترش آن را بر روندهای دما در ایران برآورد نمایند، و یا به گفته هانسن و همکاران (۲۰۰۱) تاثیرات شهرها بر روند دما در بررسی فرض گرم شدن زمین باید اصلاح شود.

منابع و ماخذ

۱. ابراهیمی، حسین و علیزاده، امین و جوانمرد، سهیلا (۱۳۸۴). بررسی وجود تغییر دما در دشت مشهد به عنوان نمایه تغییر اقلیم در منطقه، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۹، ص ۵.
۲. جهانبخش، سعید و ترابی، سیما (۱۳۸۳). بررسی تغییرات دما و بارش در ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۴، صص ۱۲۵-۱۰۴.
۳. جهانبخش، سعید و رحیمی بندر آبادی، سیما و حسینی، عباس و رضایی، سمیه و خوش زمان، تورج (۱۳۸۹). بررسی تغییرات بارندگی و دما در حوزه کرخه، چهارمین کنگره بین المللی جغرافیدانان جهان اسلام، زاهدان، ۱۳۸۹.
۴. حجازی زاده، زهرا بیگم و شیرخانی، علیرضا (۱۳۸۴). تحلیل و پیش بینی آماری خشکسالی و دوره های خشک کوتاه مدت در استان خراسان، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۵۲، صص ۳۱-۱۳.
۵. رضینی، آراسته و ثقفیان، بهرام (۱۳۸۴). بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه خشک ایران، آب و فاضلاب، شماره ۵۴، صص ۸۴-۷۳.
۶. عبدالله زاده، یحیی و عبدالله زاده، کاوه (۱۳۷۹). مفاهیم کاربردی آمارو احتمالات، نشر آبیژ، صص ۲۴۳-۲۳۹.
۷. عزیز، قاسم و روشنی، محمود (۱۳۸۷). مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من-کندال، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۳-۲۸.
۸. عساکره، حسین (۱۳۸۶). تغییر اقلیم، انتشارات دانشگاه زنجان، ص ۱۲۷.
۹. علیجانی، بهلول و کاویانی، محمد رضا (۱۳۷۱). مبانی آب وهواشناسی، انتشارات سمت، صص ۱۰-۱۵.
۱۰. علیجانی، بهلول و بنی وهاب، علیرضا (۱۳۸۴). بررسی خشکسالی ترسالی و پیش بینی اقلیمی منطقه بیرجند، پژوهشهای جغرافیایی شماره ۵۳، ص ۱۳۷.
۱۱. علیزاده، امین و کمالی، غلامعلی (۱۳۸۱). اثرات تغییر اقلیم بر افزایش مصرف آب در کشاورزی در دشت مشهد، تحقیقات جغرافیایی، شماره ۶۵، صص ۱۸۹-۲۰۱.
۱۲. غیور، حسینعلی و عساکره، حسین (۱۳۸۴). کاربرد مدل های فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن در مشهد، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی شماره ۷۷، ص ۸۳.

۱۳. قائمی، هوشنگ و عساکره، حسین (۱۳۸۲). تحلیل آماری بر روند تغییرات دمای مشهد طی سده گذشته و رابطه آن با نوسان های اطلس شمالی، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۱، ص ۳۷.

۱۴. میرموسوی، سید حسین (۱۳۸۷). مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران، پژوهش های جغرافیایی طبیعی، شماره ۶۶، ص ۸۷-۱۰۰.

۱۵. نیرومند، حسینعلی و بزرگ نیا، ابوالقاسم (۱۳۸۴). سری های زمانی، دانشگاه پیام نور، صص ۱۷۴-۱۵۳.

Andreas. Taschetto and Matthew H. England (2009). *An analysis of late twentieth century trends in Australian rainfall*, International journal of climatology, 29, 791-807.

Bihart Onoz, mehmetcik bayazit, (2003). *the power of statistical tests for Trend Detection*, Turkish J.Eng.Env.Sci, 27,241-251.

Fang Feng, Junqin Guo, Landong Sun, Jing Wang, Xinpeng Wang (2014). *The effects of urbanization on temperature trends in different economic periods and geographical environments in northwestern China*. Theory Apple Climatol, 116:227-241. DOI 10.1007/s00704-013-0944-7.

Gurudeo Anand Tularam and Ilahee Mahbub (2010). *Time Series Analysis of Rainfal and Temperature Interactions in Coastal Catchments*, Journal of Mathematics and Statistics, 3: 372-380.

Hegrel, G C., Von Stroch, H. Hasselmaun, K. Santer. BD, Cubasch, U. and P.D. Jones (1996). *Detecting Greenhouse-gas- induced Climat Change with an Optimal Fingerprit Method*, Journal of Cimate, 9, 2281-2306.

Hansan, J.E., and Coauthors (2001). *A closer look at United States and Global surface temperature change*. J, Geophs. Res, 106, 23947-23963.

IPCC, (2001). *Climate Change, The IPCC Scientific Assessment*, Houghton, J.T., Jenkins, G.J., and Ephraums, J. J (ed) Cambridge University Press, Cambridge.

IPCC, (2013). *Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. p, 27.

Lineheng Liang, peter.G Kershaw (1995). *Climate change in the Mackenzie Mountains*, N.W.T, Canada, CLIMATE RESEARCH, vol.5, 1-13.

Naill P.E, M.Momani (2009). *Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case study for Using Time Series Analysis*, American Journal of Environmental Sciences, ۵, 599-604.

Olavi Karner, (2009). *ARIMA representation for daily solar irradiance and surface air temperature time series*, J.Atmospheric and solar Terrestrial physics, 71, 841-847.

Ren Guoyu, Zhoun Yaqing, Chuzying, Zhou Jiangting, Zhang Aiyong, Guo Jan, liu Xuefeng,(2008). *Urbanization effects on observed surface air temperature trends in north China*,American Meteorological Society, vol21,1333-1348,DOI:10.1175/ 2007 JC L I 1341.1

Shamsnia Seyed Amir, Naeem Shahidi, Ali Liaghat, Amirpouya Sarraf, Seyed Farnood Vahdat, (2011). *Modeling of Weather Parameters Using Stochastic Methods (ARIMA Model) (Case Study: Abadeh Region, Iran)* International Conference on Environment and Industrial Innovation, IPCBEE, vol.12, 282,285.

Sarraf Amirpouya, Seyed Farnood Vahdat, Azita Behbahaninia (2011). *Relative Humidity and Mean Monthly Temperature Forecasts in Ahwaz Station with ARIMA Model in time Series Analysis* International Conference Environment and Industrial Innovation, IPCBEE, vol.12, 149-153.

Tomozeix.R, Cacciamani.C, Pavan.V, Morgillo.A, and Busuioc.A, (2006). *Climate change Scenarios for surface temperature in Emilia-Romagna (Italy) obtained using statistical downscaling models*, Appl.Climatol, 10, 78-94.

http://www.ipcc.ch/publications_and_data/ar4/wg1/en/ch3,2007,p.102

XierLi, (2009). *Applying GLM Model and ARIMA Model to the Analysis of Monthly Temperature of Stockholm*, Department of Economics and Society, Dalarna University, 10, 1-24.