

دکتر بهروز ساری صراف<sup>۱</sup>

جاوید جامعی<sup>۲</sup>

مدل سازی و پیش بینی درجه ی حرارت ایستگاه های منتخب غرب کشور

## Modeling and the Prediction of Temperature in Selected Stations of the Country

*Dr. Behrooz Sari Saraf*  
*Javid Jamei*

### Abstract:

Temperature is one of the important climatic factors influencing directly the human life, Therefore, the prediction and recognition of temperature changes with result in better water resources management and

---

۱ - استادیار گروه جغرافیای طبیعی دانشگاه تبریز

۲ - دانشجوی دوره دکتری رشته اقلیم شناسی دانشگاه تبریز

the economic activities relying upon natural environment. We have estimated and predicted the future years temperatures using the 19 years temperature records of Sanaday and Miandoab Stations. At first the seasonal trend and changes of temperature have been determined for the stations under study, followed by an estimation of relevant data analysis using time series method. Accordingly, a minor increase is shown in temperature at both stations, and the maximum seasonal index changes belong to summer. The ANOVA calculations didn't indicate any essential variability during the statistical period.

**Keywords :** *Stochastic climatic modeling, SARIMA Model, Climatic Variability.*

#### خلاصه:

دما یکی از عناصر مهم اقلیمی است که تاثیر مستقیمی بر زندگی انسان دارد لذا پیش بینی و شناسایی تغییرات درجه ی حرارت موجب مدیریت بهرمنابع آب و فعالیتهای اقتصادی متکی به محیط طبیعی می شود. در این تحقیق با استفاده از آمار ۱۹ ساله ی درجه ی حرارت ایستگاه های سنندج و میاندوآب، به برآورد و پیش بینی درجه ی حرارت در سال های آتی توجه شده است. ابتدا روند و تغییرات فصلی دمای ایستگاه های مورد مطالعه تعیین شده و سپس با استفاده از روش سری های زمانی، برآورد داده های مورد نظر انجام گرفته است. روند دمای هر دو ایستگاه افزایش جزئی را نشان می دهد. بیش ترین ضریب تغییرات فصلی به فصل تابستان ( فصل گرم سال ) مربوط است. آزمون تحلیل واریانس هیچ گونه تغییر مهمی را در طول دوره آماری مورد مطالعه نشان نداد.

**مقدمه:**

مطالعات جغرافیایی اساس آمایش سرزمین و برنامه ریزی محیطی است لذا شناخت جغرافیای یک منطقه اتخاذ تدابیر اساسی و منطقی را در قالب یک برنامه ی محیطی میسر می سازد. از بین عوامل و عناصر جغرافیایی موثر، اقلیم یکی از جلوه های بارز طبیعت به شمار می آید. اقلیم و عوامل مربوط به آن از جمله بارش، دما، رطوبت ... و تغییرات احتمالی این عناصر در طول یک دوره ی زمانی می تواند تاثیر مهمی در محیط زندگی انسانی داشته باشد لذا شناخت عناصر مذکور و تغییرات مربوط از طریق مدل بندی آماری عوامل اقلیمی و تبدیل آن ها به واحدهای کمی امکان بهره وری بهتر را از طبیعت و امکانات خدادادی آن فراهم می آورد. دانشمندان زیادی در جهان به مقوله ی پیش بینی و شناخت درجه ی حرارت پرداخته اند. از آن جمله تورک<sup>۱</sup> و همکارانش (۱۹۹۵) تغییرات روند درجه ی حرارت سالیانه ی ترکیه را از سال ۱۹۳۰ تا ۱۹۹۳ با استفاده از داده های ۸۵ ایستگاه تجزیه و تحلیل کردند. نتیجه ی تحقیق حاکی از آن است که فلات آناتولی دارای روند افزایش درجه ی حرارت بوده اما نواحی ساحلی از این روند تبعیت نکرده، روند منفی داشته اند. سردترین سال های دوره ی آماری مورد مطالعه سال های ۱۹۳۳ تا ۱۹۹۲ در اکثر ایستگاه ها بوده است. در تحقیقی دیگر، لایت<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) دما و بارش سالانه ی کشور پرتغال را به کمک مدل های اتورگرسیو پیش بینی کرد و نتیجه گرفت که دما و بارش دارای نوسان های سالانه و دهه ای است. در همان سال، تایکو و سان<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) مدل اتورگرسیو را برای پیش بینی بارش های رگباری رودخانه ی تانشیو بکار بردند.

در میان تحقیقاتی که در مورد پیش بینی عناصر اقلیمی در ایران صورت گرفته، می توان به مقاله ی رسولی (۱۳۸۰) اشاره کرد. نامبرده درجه ی حرارت ۶۶ سال (۱۹۵۱ - ۱۹۹۶) ایستگاه تبریز را با استفاده از تکنیک های مختلف آماری از جمله ARIMA مدل سازی نمود و

1-tourke

2-Solange Mendonca Leite

3-Jan – Taikuo and Yung – Hsin Sun

ایستگاه تبریز را با استفاده از تکنیک های مختلف آماری از جمله ARIMA مدل سازی نمود و وجود الگوی چرخه ای با سیکل ۱۲ ماهه را از خصوصیات درجه ی حرارت تبریز شناسایی کرد. نتایج تحقیق روند صعودی دمای ماهانه را نشان می دهد که ناشی از توسعه ی فیزیکی شهر تبریز و تغییرات سیستم های جوی بزرگ مقیاس است.

ترابی (۱۳۸۰) در رساله ی دکتری خود تغییرات دما و بارش ایران را با استفاده از داده های ۴۵ ایستگاه هواشناسی در خلال سالهای ۱۹۹۵ تا ۱۹۶۶ تحقیق کرد. در ابتدای کار از طریق تکنیک تحلیل خوشه ای، پنج منطقه ی اقلیمی تعیین نمود و سپس از هر منطقه یک ایستگاه به عنوان نماینده انتخاب کرد. در ادامه با استفاده از مدل احتمالی SARIMA تغییرات حداقل و حداکثر درجه ی حرارت و میانگین بارش را ارزیابی کرد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تغییرات حداقل درجه ی حرارت و بارش در اکثر ایستگاه ها معنی دار نبود ولی تغییرات حداکثر دما به جز ایستگاه بندر لنگه در بقیه ی ایستگاه ها معنی دار بود.

### مواد و روشها

در این تحقیق میانگین ماهانه ی دمای ایستگاه های سنندج و میاندوآب طی سال های ۱۹۸۱ الی ۱۹۹۸ (۱۹ سال) مورد استفاده قرار گرفته و تمامی داده ها از طریق سازمان هواشناسی کل کشور و ادارات کل هواشناسی استان های کردستان و آذربایجان غربی تهیه شده اند. (جدول شماره ۱)

جدول ۱ مشخصات آماری ایستگاه های سنندج و میاندوآب

ایستگاه	ارتفاع	عرض جغرافیایی	طول جغرافیایی	دوره آماری درجه حرارت
سنندج	۱۳۷۳ و ۴	۳۵ و ۲۰N	E ۴۷ و ۰	(۱۹۹۸ - ۱۹۸۱)
میاندوآب	۱۳۱۴	۳۶ و ۵۸N	E ۴۶ و ۶	(۱۹۹۸ - ۱۹۸۱)

نقصان داده ها در ایستگاه های مورد مطالعه به جز چند مورد اندک دیده شد و موارد موجود نیز با استفاده از روش های کمی تفاضل ها و روش همبستگی خطی (مطالعه رگرسیون) بازسازی گردید. برای این منظور ایستگاه های پایه ی سنندج و میاندوآب به ترتیب ایستگاه های سقز و مهاباد تعیین گردید.

برای بیان همگنی داده ها روش های کمی کاربردی تر به شمار می آیند. برای این منظور از روش آزمون توالی (دنباله ها) استفاده شد که با سطح اطمینان ۹۵٪ و  $p - value < 5\%$  احتمال همگنی داده ها تأیید گردید. برای انجام این آزمون از نرم افزار آماری 'spss' استفاده شد (جدول شماره ۲).

جدول ۲ آزمون نرمال بودن داده ها (ران تست)

مشخصات آزمون ران تست	دمای سنندج	دمای میاندوآب
Test Value	13.60	12.75
Cases < Test Value	114	114
Cases >= Test Value	114	114
Total Cases	228	228
Number of Runs	39	39
Z	-10.09	-10.09
Asymp.Sig.(2-tailed)	.000	.000

تجزیه و تحلیل سری های زمانی به طور نظری و عملی از سال های ۱۹۷۰ به بعد برای پیش بینی و کنترل به سرعت توسعه پیدا کرده است. این تحلیل معمولاً به داده هایی مربوط می شود که مستقل نبوده، به طور متوالی به هم وابسته اند (بزرگ نیا خیرومند، ۱۳۷۸). همین وابستگی بین مشاهدات متوالی است که مورد توجه قرار می گیرد و بیش تر در زمینه ی پیش بینی کارآیی دارد.

ایده‌ی استفاده از مدل ریاضی برای توصیف رفتار پدیده‌ی ای فیزیکی به خوبی جا افتاده است. گاهی ممکن است بر پایه‌ی قوانین فیزیکی مدلی به دست آوریم که ما را قادر به محاسبه‌ی مقدار تقریباً دقیق کمی بنماید. اگر محاسبه‌ی دقیق امکان پذیر باشد، چنین مدلی کاملاً قطعی و مدل مورد نظر مدل جبری خواهد بود (مشکانی، ۱۳۷۱).

مدل‌های سری‌هایی که برای پیش‌بینی و بررسی تغییرات زمانی پدیده‌ها در طول زمان به کار می‌روند، در حقیقت مدل‌های تصادفی هستند (استورج و زویرز، نقل از ترابی ۱۳۸۰) بنابراین یک سری زمانی، مجموعه‌ای از مشاهدات است که در طول زمان به دنبال هم ازفرآیند یا سیستم مورد مطالعه تولید می‌شود. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی دارای چهار هدف توصیف، تشریح، پیش‌بینی و کنترل می‌باشد. در تحقیق حاضر توصیف و پیش‌بینی مد نظر بوده است. مولفه‌های اصلی سری زمانی عبارتند از: روند، تغییرات فصلی، تغییرات دوره‌ای و تغییرات نامنظم که در مطالعه‌ی حاضر روند و تغییرات فصلی درجه‌ی حرارت ایستگاه‌های سنندج و میاندوآب بررسی شده است. با توجه به مولفه‌های فوق، الگوی سری زمانی به صورت زیر درخواهد آمد (بزرگ‌نیا - نیرومند، ۱۳۷۸).

$$X_t = T + S + C + I$$

که در آن  $X_t$  مقدار مشاهده شده در لحظه  $t$ ،  $T$  روند،  $S$  تغییرات فصلی،  $C$  تغییرات دوره‌ای و  $I$  تغییرات نامنظم سری است. حال با توجه به این مولفه‌ها به بررسی ویژگی‌های مهم یک سری زمانی می‌پردازیم.

### مدل بندی و پیش بینی

اگر داده‌های سری زمانی دارای اثر فصلی یا روند است، باید آن‌ها را در جهت ایستایی سوق داد؛ یعنی سعی شود سری مناسبی را که سطح ثابتی داشته و همچنین ایستا باشد، ایجاد کرد. این ایده با اختیار کردن تفاضل‌گیری مناسب فصلی یا غیرفصلی و یا هر دو با هم تامین می‌شود. در سری‌های زمانی با اثر فصلی و روند ابتدا بایستی طول دوره‌ی تناوب را از روی نمودار سری زمانی اولیه مشخص کرد. پس از یافتن مناسب‌ترین درجه‌ی تفاضل‌گیری، با توجه به ویژگی‌های مدل‌های تصادفی به ویژه با توجه به نمودارهای

ضرایب خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) مراتب  $d$  یا (MA) و  $p$  یا (AR) فصلی و غیر فصلی مدل تصادفی مناسب را می توان شناسایی کرد. برآوردهای اولیه برای پارامترهای آن فراهم خواهد شد. سپس براساس این برآوردها، بهترین مدل برآزش داده شده با توجه به ملاک زیر انتخاب خواهد شد:

الف ) ملاک  $AIC^1$  ب ) ملاک  $RV^2$  ج )  $Approx. Prob$  :  
احتمال تقریبی مشاهده نسبت  $T$

برآزش با دو معیار اول (  $AIC$  و  $RV$  ) فاصله ی دو توزیع را کم می کند. یعنی هرچه مقادیر این دو کمتر باشد، نشان دهنده ی این است که توزیع برآزش داده شده نزدیکتر به توزیع داده های اولیه ی سری زمانی است و مدل بهتر است.  $Approx. Prob$  احتمال تقریبی مشاهده نسبت  $T$  را به طور تصادفی نشان می دهد. هرچه این نسبت در مقایسه با احتمال خطای از پیش تعیین شده کوچکتر باشد، وجود پارامتر در مدل ضروری تر است.

سری های زمانی اقلیمی اغلب ناپایستا تلقی می شوند لذا مدل های تصادفی سازگار با سری های ناپایستا باید مد نظر قرار گیرند. همچنین اگر در سری زمانی پس از هر  $s$  فاصله ی زمانی پایه، شباهت هایی رخ دهد. سری رفتار تناوبی با دوره ی تناوب  $s$  از خود نشان می دهد. در واقع مدل های فصلی ضربی منطبق بر ساختار کلی  $ARIMA$  و رفتار تناوبی داده ها بوده اند لذا  $Seasonal ARIMA^3$  مدل تصادفی مناسب با عناصر اقلیمی تشخیص داده شده است ( پروین، ۱۳۸، جامعی (۱۳۸۱). مدل مذکور همانند  $ARIMA$  از مولفه های خود بازگشت و میانگین متحرک که همبستگی بین داده ها و تأثیر داده ها از ضربه های تصادفی را روشن می سازد، شکل گرفته است. این مدل با نماد کلی  $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$  نمایش داده می شود.  $P.p$  به ترتیب خود بازگشت فصلی و غیر فصلی،  $Q.q$  میانگین متحرک فصلی و غیر فصلی، و  $D.d$  تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی را شامل می شود.

1- Akaike Information Criterion

2- Reidsuals Variance

3 - Seasonbal Autoregressive Integrated Moving Averige

تفاضل گیری فصلی در واقع فرایند ایستای سری بوده که طی آن هر داده از S داده قبل از خود کم می شود.

$$B = \text{عملگر یا اپراتور پس رونده} , D = \text{مرتبۀ ی تفاضل گیری} , S = \text{دوره تناوب} ;$$

$$Y_t = (1 - B^S)^D Z_t$$

### تحلیل توصیفی درجه ی حرارت

جدول شماره ی (۳) تجزیه و تحلیل آماری درجه ی حرارت ایستگاه های مورد مطالعه را نمایش می دهد. طول دوره ی آماری برای توصیف و مطالعه ی درجه حرارت ۱۹ سال (۱۹۸۰ - ۱۹۹۸) شامل ۲۱۶ مشاهده ماهانه می باشد. ایستگاه سنندج با میانگین ۱۳/۱۸ درجه ی سانتیگراد دمای سالیانه بیش تری نسبت به میاندوآب (۱۱/۹۵) دارد.

جدول ۳ مشخصات آماری درجه ی حرارت ایستگاه های سنندج و میاندوآب

ایستگاه	سنندج	میاندوآب
تعداد	18	18
دامنه تغییرات	3.16	3.03
حداقل	10	11
حداکثر	13	14
مجموع	217	237
میانگین	13	12
انحراف استاندارد	.9	.9
واریانس	.7	.7
چولگی	-3	-6



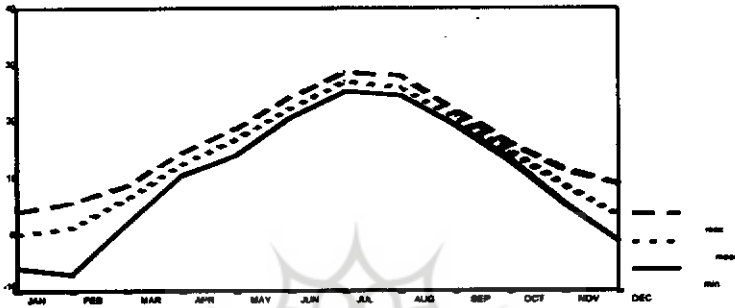
پراکندگی درجه ی حرارت در هر دو ایستگاه رقم ۰/۹ را نشان می دهد که دال بر یکنواختی این پارامتر است. در کل درجه ی حرارت سالیانه ی سنندج بیش تر از میاندوآب اما تجزیه و تحلیل فصلی و ماهانه ی درجه ی حرارت حاکی از سردی هماهنگ ژانویه ی دو ایستگاه است. میانگین دمای ژانویه ی سنندج با ۰/۸- سانتیگراد و بسا ضریب پراکندگی ۲۳۸ تغییرات زیادی را در طول دوره ی آماری نشان می دهد. در عوض ژانویه ی میاندوآب ۱/۳- و با ضریب تغییرات ۴۰ می باشد که شرایط پایدارتری نسبت به سنندج دارد. ( جدول ۴)

جدول ۴ ویژگی های حرارتی ایستگاه های سنندج و میاندوآب

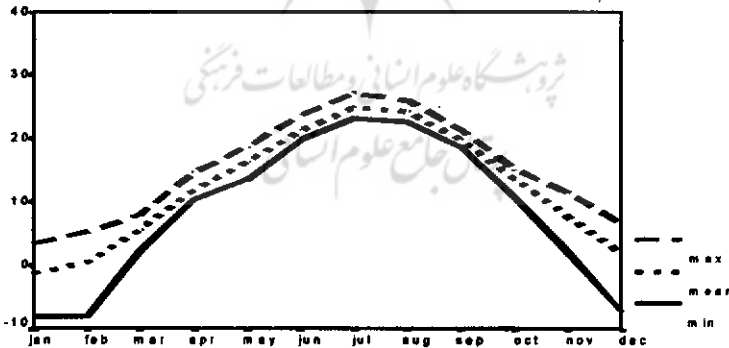
ایستگاه	سنندج	میاندوآب
دوره آماری (سال)	1980-1998	1980-1998
ارتفاع از سطح دریا (به متر)	1373.4	1314
میانگین ژانویه	-0.8	-1.3
% ضریب تغییر پذیری	238	40
میانگین ژوئیه	26.9	24.8
% ضریب تغییر پذیری	4	4
دامنه سالانه دما	27.8	26.1

گرمترین ماه در هر دو ایستگاه ژوئیه با میانگین ۲۶/۹ و ۲۴/۸ به ترتیب در سنندج و میاندوآب بوده که ضریب تغییر ۴% نشانگر ثبات زیادی دمای ژوئیه است. سؤال قابل طرح این است که به رغم ارتفاع بیشتر سنندج نسبت به میاندوآب چرا دمای سالیانه ی آن بیش تر است؟ جواب سؤال را احتمالاً بایست در تجزیه ی توده ی هواهای مهاجر یافت. به علت استقرار ایستگاه میاندوآب در عرض جغرافیایی شمالی تر نسبت به سنندج و مجاورت نسبی با توده ی هواهای سیبری و شمالگان CA,CP که در ایام سرد سال این نواحی را زیر پوشش

خود قرار می دهند، دمای سالیانه میان‌دوآب پایین تر از ایستگاه سنندج می باشد. درجه ی حرارت دروه ی گرم در هر دو ایستگاه همگن تر از دوره ی سرد است. دلیل عمده ی آن عدم ورود توده ی هواهای مهاجر و اغتشاش های جوی بوده که خود ناشی از حاکمیت مطلق پرفشار جنب حاره<sup>۱</sup> در فصل گرم سال است.



شکل ۱ حداقل، حداکثر و میانگین درجه ی حرارت ایستگاه سنندج



شکل ۲ حداقل، حداکثر و میانگین درجه ی حرارت ایستگاه میان‌دوآب

### روند<sup>۱</sup> درجه حرارت

جهت ارزیابی و شناخت تغییرات کوتاه مدت درجه ی حرارت در ایستگاه های مورد مطالعه بررسی روند دمای ایستگاه های منتخب طبق روش کمترین توان های دوم ( کمترین مربعات)<sup>۲</sup> در دستور کار قرار گرفته است. هدف شناخت وجود یا عدم وجود تغییرات درجه ی حرارت در ناحیه ی مورد مطالعه است. هر سری زمانی چهار مؤلفه دارد که اولین مؤلفه تغییرات نوسانی یا همان روند عددی است. در روش کمترین مربعات متوسط درجه ی حرارت سالیانه برای تعیین روند دما محاسبه می شود. سپس با استفاده از معادله ی  $y = a+bx$   $x, y$  محاسبه شده اند معادله ی خط روند درجه ی حرارت ایستگاه های مورد مطالعه به قرار زیر است.

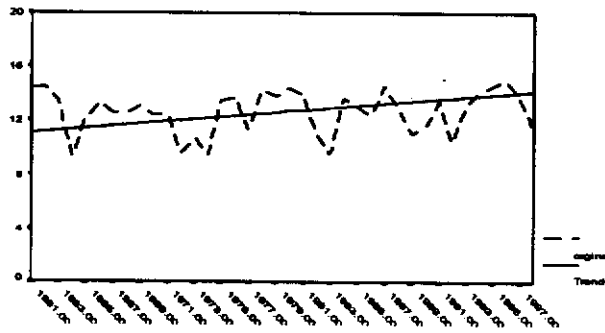
$$\text{سنندج: } y=12.63+0.08x \quad ; \quad \text{میاندوآب: } y=12.05+0.01x$$

اشکال شماره ی ۳ و ۴ پراکندگی سری زمانی درجه ی حرارت و بهترین خط متناسب با نقاط پراکندگی (خط روند) را نشان می دهد. از تجزیه و تحلیل دیاگرام های مذکور می توان دریافت که مقدار ثابت دراز مدت ایستگاه سنندج در طول دوره ی آماری (۱۹۶۱ - ۱۹۹۸)  $12/63$  سانتیگراد و شیب تغییرات این ایستگاه  $0/08$  درجه سانتیگراد است که افزایش بسیار جزئی به حساب می آید. ایستگاه میاندوآب با مقدار ثابت  $12/05$  سانتیگراد نیز شاهد افزایش  $0/01$  سانتیگراد درجه حرارت بوده که در واقع می توان آن را بدون روند به حساب آورد.

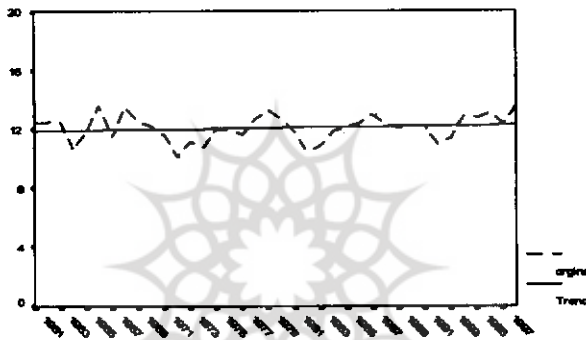
رتال جامع علوم انسانی

1- Trend

2- Least of square



شکل ۳ روند درجه حرارت ایستگاه سنندج طی دوره آماری (۱۹۸۰ - ۱۹۹۸)



شکل ۴ روند درجه حرارت ایستگاه میاندوآب طی دوره آماری (۱۹۸۰ - ۱۹۹۸)

### تغییرات فصلی درجه حرارت

به منظور تعیین تغییرات فصلی درجه ی حرارت ایستگاه های سنندج و میاندوآب روش درصد از متوسط به کار رفته که اساس کار بدین شرح است: داده های هر ماه را به صورت سالیانه محاسبه کرده، سپس درصدهای حاصل هر ماه در سال های مختلف در نظر گرفته، میانگین آن ها را محاسبه کردیم که میانگین داده ها به عنوان شاخص فصلی تلقی می شود و مجموع میانگین ( شاخص فصلی) باید ۱۲۰۰ باشد (مجموع سالیانه ی درصد ماهانه). جدول شماره ۵ و ۶ به ترتیب تغییرات فصلی درجه ی حرارت ایستگاه های سنندج و میاندوآب را شکل می دهد. در هر دو ایستگاه، مجموع شاخص فصلی ۱۲۰۰ است لذا به

تصحیح شاخص نیازی نیست. با توجه به جدول ۵ بیش ترین فراوانی شاخص فصلی ایستگاه سنندج به فصل تابستان (۵۶۰) و کمترین این شاخص به فصل زمستان (۵۳) تعلق دارد که نشانگر رژیم حرارتی تابستانه ی ایستگاه می باشد. گرم ترین ماه جولای (۲۰۵) و سردترین ماه ژانویه (-۱) است. شاخص فصلی بهار (۳۸۹) بیش تر از پاییز (۱۹۸) است که حکایت از سردی بیش تر پاییز دارد.

جدول ۶ تغییرات فصلی درجه ی حرارت میاندوآب را شامل می شود. در این ایستگاه نیز تابستان (۵۷۲) بیش ترین فراوانی و زمستان (۳۵) کمترین فراوانی را دارند. بهار با شاخص فصلی ۴۰۴ گرم تر از پاییز (۱۸۸) است مانند ایستگاه سنندج که گرم ترین ماه جولای (۲۰۶) و سردترین ماه ژانویه (-۱۶) محسوب می شود. از نکات قابل توجه گرمای بیش تر تابستانه ی میاندوآب نسبت به سنندج است که می توان ارتفاع زیاد سنندج را عاملی براین ویژگی قلمداد کرد.

جدول ۵: تغییرات فصلی درجه حرارت ایستگاه سنندج

سال	۱۹۶۱	۱۹۶۲	۱۹۶۳	...	۱۹۹۶	۱۹۹۷	۱۹۹۸	جمع	میانگین
Jan	۱۳	-۰,۷	۷	...	۲۸	۱۰	-۲۴	-۲۷	-۱
Fab	۷	۲۷	۳۲-	...	۳۶	۳۸	۱۲	۱۴۵	۸
Mar	۴۷	۶۴	۳۵	...	۵۷	۴۵	۴۶	۸۳۵	۴۶
Apr	۹۵	۸۳	۱۱۶	...	۸۶	۸۰	۹۲	۱۶۷۴	۹۳
May	۱۳۰	۱۰۸	۱۵۵	...	۱۲۳	۱۲۸	۱۲۱	۲۲۸۷	۱۲۷
Jun	۱۷۳	۱۶۱	۱۸۳	...	۱۵۵	۱۶۰	۱۶۸	۳۰۳۶	۱۶۹
Jul	۲۱۰	۲۰۰	۲۱۰	...	۱۹۳	۱۹۷	۱۹۴	۳۶۹۵	۲۰۵
Aug	۱۸۹	۱۹۸	۲۱۱	...	۱۹۱	۱۸۵	۱۹۵	۳۵۶۱	۱۹۸
Sep	۱۴۴	۱۶۱	۱۶۸	...	۱۵۱	۱۴۶	۱۵۲	۲۸۲۵	۱۵۷
Oct	۹۵	۱۰۹	۱۱۴	...	۱۰۵	۱۰۵	۱۰۵	۱۹۸۹	۱۱۰
Nov	۷۳	۵۳	۴۴	...	۵۹	۶۱	۷۸	۱۱۶۳	۶۵
Dec	۲۳	۳۷	۱۲-	...	۱۶	۴۵	۶۰	۴۱۶	۲۳

جدول ۶: تغییرات فصلی درجه حرارت ایستگاه میان‌دوآب

سال	۱۹۶۱	۱۹۶۲	۱۹۶۳	...	۱۹۹۶	۱۹۹۷	۱۹۹۸	جمع	میانگین
Jan	-۱۶	-۲۵	۳۴	...	۶	۱۲	-۲۱	-۶۱۴	-۱۶
Feb	۲	۶	۳۶	...	۳۰	-۷	۰٫۷	۹۴	۲
Mar	۴۹	۷۱	۴۳	...	۴۵	۱۹	۵۰	۱۸۷۳	۴۹
Apr	۸۹	۸۳	۸۹	...	۸۵	۹۱	۹۴	۳۶۱۹	۵۹
May	۱۴۷	۱۳۷	۱۱۵	...	۱۳۹	۱۳۷	۱۲۹	۵۱۱۲	۱۳۴
Jun	۱۸۵	۱۶۵	۱۵۶	...	۱۶۱	۱۷۷	۱۷۵	۶۶۴۱	۱۷۵
Jul	۲۰۹	۲۰۷	۱۹۲	...	۱۹۴	۱۹۷	۱۸۸	۷۸۱۵	۲۰۶
Aug	۱۹۳	۱۹۵	۱۸۷	...	۱۸۸	۲۰۲	۱۹۲	۷۶۴۷	۲۰۱
Sep	۱۴۷	۱۵۴	۱۶۴	...	۱۵۲	۱۵۴	۱۵۳	۶۲۷۶	۱۶۵
Oct	۱۰۳	۱۱۲	۱۲۱	...	۱۰۳	۱۲۲	۱۰۷	۴۲۸۴	۱۱۳
Nov	۵۶	۵۹	۶۰	...	۴۷	۶۳	۸۴	۲۲۶۸	۶۰
Dec	۳۷	۳۷	۰٫۸	...	۵۰	۳۲	۴۹	۵۸۱	۱۵

در خاتمه جهت مدل سازی درجه ی حرارت ایستگاه های مورد مطالعه، روش فصلی ضریبی SARIMA بر روی سری زمانی موجود اعمال شده است که به منظور جلوگیری از اطاله ی کلام فقط نمودارها و جداول مربوط به مدل سازی و پیش بینی حرارت سنسندج آورده شده است.

#### مراحل مدل سازی درجه ی حرارت ایستگاه سنسندج:

شکل ۵ فلوچارت مراحل مدل سازی سری زمانی را نمایان می سازد. اگر در سری زمانی پس از هر  $s$  فاصله ی زمانی پایه، شباهت هایی رخ دهد، سری رفتار تناوبی با دوره تناوب  $s$  از خود نشان می دهد. در واقع مدل های فصلی ضریبی منطبق بر ساختار کلی

ARIMA و رفتار تناوبی داده ها بوده اند لذا<sup>۱</sup> Seasonal ARIMA مدل تصادفی مناسب با عناصر اقلیمی تشخیص داده شده است ( پروین، ۱۳۸۰؛ جامعی ۱۳۸۱) مدل مذکور همانند ARIMA خود بازگشت و میانگین متحرک که همبستگی بین داده ها و تاثیر داده ها از ضربه های تصادفی را روشن می سازد، شکل گرفته است. این مدل با نماد کلی SARIMA(p,d,q)(P,D,Q) نمایش داده می شود. P,p به ترتیب خودبازگشت فصلی و غیرفصلی، Q,q میانگین متحرک فصلی و غیرفصلی و D,d تفاضل گیری فصلی و غیرفصلی را شامل می شود.

تفاضل گیری در واقع فرایند ایستای سری بوده که طی آن هر داده از S داده قبل از خود کم می شود. ( تفاضل گیری فصلی)

$$Y_t = (1 - B^S)^D Z_t$$

B = عملگر یا اپراتور پس رونده      D = مرتبه ی تفاضل گیری      S = دوره تناوب

شکل ۳ مراحل مدل سازی سری زمانی را نشان می دهد. شناسایی سطح ایستا و مدل سری زمانی از طریق نمودارهای ACF,PACF مقدور است لذا تا به خود همبستگی و خود همبستگی جزئی از توابع مهم و کارا در تحلیل سری زمانی به حساب می آیند. خود همبستگی به ضریب همبستگی تک تک داده با هم و خود همبستگی جزئی به ضریب همبستگی داده با داده ای که K مرتب از هم فاصله زمانی دارند، بر می گردد. جهت تعیین مدل علاوه بر ACF,PACF معیارهای دیگری نیز موجودند که در این مقاله RV<sup>۲</sup>، AIC<sup>۳</sup> و انحراف معیار باقی مانده مد نظر می باشند.

$$AIC = 2$$

هرچه مقادیر معیارهای انتخابی کمتر باشد، مدل مناسب تر و متکی بر اصل امساک<sup>۱</sup> خواهد بود. جهت دست یابی به حداقل مقادیر معیارهای انتخابی از روش زیاد برآزاندن استفاده می گردد.

### 1- Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average

### 2- Residual Variance

### 3- Akaike Information Criteria

شکل ۶ نمودار پراکنش درجه ی حرارت ماهانه ی سری زمانی ایستگاه سنندج ( $X_6$ ) را در فاصله ی زمانی ژانویه ۱۹۸۰ تا دسامبر سال ۱۹۹۸ (۲۲۸ مشاهده) بر حسب سانتی گراد نشان می دهد. با اندکی دقت وجود یک الگوی تناوبی تقریباً یکسان میان سال های متفاوت کاملاً واضح است. نمودار فوق نشان می دهد که سری فصلی و نایب است. زیرا با هر ۱۲ مشاهده یکبار الگوی تغییرات سری تکرار می شود. بنابر این سری مورد نظر نشانه هایی از نایبیتایی را نیز در خود جای داده است.

شکل ۷ ضرایب خود همبستگی اولیه ی سری درجه ی حرارت ماهانه سنندج را نشان می دهد. این نمودار نیز همانند نمودار ۶ گویای وجود سیکل و تناوبی منظم در میان داده های ماهانه است.

شکل ۸ نمودار ۴۸ ضریب خود همبستگی جزئی سری درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج را نشان می دهد هم چنان که پیداست، این نمودار واقعیت مهمی را بازگو نمی کند لذا نمی توان از آن نتیجه ی ویژه ای برای اقتباس یک مدل مناسب اتخاذ نمود. همچنین مطابق نمودار پراکنش سری  $\nabla_{12}(X_6)$  یا تفاضل گیری شده فصلی درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج (شکل ۹) با یک بار تفاضل گیری فصلی ( $D=1$ ) سری فوق سطح ثابتی می یابد و از شرط ایستایی برخوردار خواهد شد. زیرا تنها تحت این شرایط ( $D=1$ ) است که سری مذکور کمترین واریانس و ثابت ترین سطح را پیدا خواهد کرد.

شکل ۱۰ نمودار ضرایب خود همبستگی سری  $\nabla_{12}(X_6)$  درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج را نشان می دهد. در این نمودار تمام ضرایب خود همبستگی را می توان صفر فرض کرد. سری ایستا شده است.

شکل ۱۱ ضرایب خود همبستگی جزئی سری  $\nabla_{12}(X_6)(D=1)$  ( $D=6$ ) درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج را نشان می دهد. در این نمودار نیز بسیاری از ضرایب به ویژه تاخیر زمانی مضارب ۱۲ غیر صفر می باشد.

۱- اصل امساک از اصول اساسی در بحث سری زمانی بشمار می آید مدل بندی براساس کمترین پارامترهای ممکن هدف غایی این اصل می باشد.



حال سری زمانی ایستا شده ی فوق را برای انتخاب مدل SARIMA مناسب بکار می‌بریم. در نمودارهای ۱۰ و ۱۱، چند ضریب از ضرایب خود همبستگی و خود همبستگی جزئی غیرفصلی در درون فصل اول معنی دار است. بنابر این عوامل بخش غیرفصلی مدل SARIMA (۲۰۱) فرض می‌شود.

در شکل ۱۰ و ۱۱ چنانکه مشاهده می‌شود، منحنی های ضرایب  $ACF_{12}$  و  $PACF$  به ترتیب، به صورت مقطعی و نمایی به سمت صفر میل می‌کند. بنابر این عوامل مدل فصلی به صورت SARIMA (۳،۱،۱) یعنی  $P=3, D=1, Q=1$  خواهد بود. نهایتاً مدل کلی سری درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج با ترکیب دو جزء فصلی و غیرفصلی به صورت SARIMA (۲،۰،۱)(۱۳،۱،۱) درخواهد آمد.

جهت نیل به مدلی مناسب تر معیارهای انتخاب شده، در برآزش مدل های مختلف به کار برده می‌شود. از جمله ی این معیارها می‌توان به انحراف استاندارد،  $AIC$  و واریانس باقی مانده ها اشاره کرد. مدل انتخابی درجه ی حرارت ایستگاه سنندج براساس معیارهای منتخب  $(1,0,2)$  (۲،۱،۱) می‌باشد. دلیل انتخاب چنین مدلی کمینه بودن مقادیر معیارهای منتخب است به طوری که  $1/59 =$  انحراف استاندارد،  $849/45 = AIC$  و  $2/53 =$  واریانس باقی مانده‌ها می‌باشد. در ستون Approx.Prob از مدل اصلی به استثنای مقدار  $SAR(1)$  و  $SAR(2)$  فرض صفر بی اثر بودن عوامل دیگر در مدل رد نمی‌شود. بنابر این هرچند که مدل اصلی سری درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه سنندج SARIMA (۳،۱،۱) (۲،۱،۱) است بنابراین اصل امساک، مدل انتخابی اولیه ی اصلاح شده و تبدیل به SARIMA (۱،۰،۲) (۰،۱،۱) خواهد شد. نتایج نهایی برآورد پارامترها در ستون (B) و آزمون آن‌ها در ستون Approx.Prob از مدل (B) نشان می‌دهد که این مقادیر در سطح خطای ۰/۰۵ کاملاً معنی دار هستند اما پیش بینی‌ها با استفاده از همان مدل اصلی صورت می‌گیرد.

جدول ۷ برآورد نهایی عوامل فصلی و غیرفصلی مدل انتخابی درجه ی حرارت سنندج

شاخص	غیر فصلی	فصلی
خود بازگشت	۰/۹۶۶۴۷	-۰/۱۴۰۲۶ -۰/۲۰۸۵۵
میانگین متحرک	۰/۴۵۰۴۶ ۰/۴۱۸۶۵	۰/۳۹۲۴۰

مقادیر آتی سری براساس معادله ی تفاضلی زیر پیش بینی شده اند.

$$Z_t = 0/9Z_{t-1} - 0/1Z_{t-12} - 0/1Z_{t-24} + 0/1Z_{t-13} + 0/2Z_{t-25} - Z_{t-1} + 0/9Z_{t-13} - 0/1Z_{t-24} - 0/2Z_{t-36} + 0/1Z_{t-37} + 0/2Z_{t-49} + a_t - 0/4a_{t-1} - 0/4a_{t-2} - 0/3a_{t-12} + - 0/1a_{t-13} + - 0/1a_{t-14}$$

شکل ۱۲ بافت نگار مانده های مدل اصلی سری درجه ی حرارت ماهانه ی ایستگاه

سنندج را همراه منحنی نرمال آن نشان می دهد. درجه ی نزدیکی منحنی نرمال با توزیع فراوانی مشاهدات مانده ها به مقدار تقریبی نرمال بودن سری مشاهدات مانده ها را نشان می دهد.

شکل ۱۳ ضرایب خود همبستگی مانده های مدل اصلی سری درجه ی حرارت

ماهانه ی ایستگاه سنندج را نشان می دهد. مشاهده می شود که ضرایب در داخل باند اطمینان واقع شده اند و مانده های سری مذکور کاملاً غیر وابسته و مستقل از هم هستند.

شکل ۱۴ نیز نمودار خط نرمال مانده های اصلی سری درجه ی حرارت ماهانه ی

ایستگاه سنندج را نشان می دهد. مشاهده می شود که در نمودار فوق، انحراف مشخصی از خط نرمال به چشم نمی خورد. پس فرض نرمال بودن مانده های مدل اصلی رد نمی شود.

شکل ۱۵ نمودار پراکنش مقادیر پیش بینی شده سری درجه ی حرارت ماهانه همراه با حدود اطمینان ۹۵٪ ایستگاه سنندج را نشان می دهد که نمودار مذکور مقادیر پیش بینی شده درجه ی حرارت ماهانه را تا سال ۲۰۰۵ نمایان می سازد

شکل ۱۸ نمودار مقایسه ای سری اصلی درجه حرارت ماهانه ایستگاه سنندج و سری پیش بینی شده را نشان می دهد. با ملاحظه نمودار مذکور شاهد حداکثر تطابق دو سری بوده، این انتخاب مدل مناسب را نوید می دهد.

جدول ۸ مقادیر پیش بینی شده سری درجه حرارت سنندج را به همراه میانگین ۴۱ ساله آورده است. درمقیاس ماهانه نزدیکی زیادی بین آنها وجود داد. مسئله قابل بحث یکسان بودن مقادیر پیش بینی شده به ازای سالهای دور می باشد که این مسئله نشانگر عدم کارایی مدل آریمما برای پیش بینی ها دراز مدت است لذا جهت انجام پیش بینی دراز مدت احتیاج به بهنگام کردن سری می باشد.

بررسی معنی دار تغییرات سری از طریق نسبت F مورد آزمون قرار گرفت. ابتدا سری به دوزیر دوره ی مساوی تقسیم شد (۱۹۸۹ - ۱۹۸۱) (۱۹۹۸ - ۱۹۹۰) سپس بررسی معنی دار تغییرات سری پیش آمد. سری درجه ی حرارت ماهانه ی سنندج به دلیل قَلت نسبت محاسبه شده (۰/۱۷) در مقابل F جدول (۶/۷۰) دارای تغییرات معنی داری نبوده و با سطح اطمینان ۹۹٪ فرض صفر، عدم معنی داری تغییرات تأیید می شود. (۹)

### نتیجه گیری

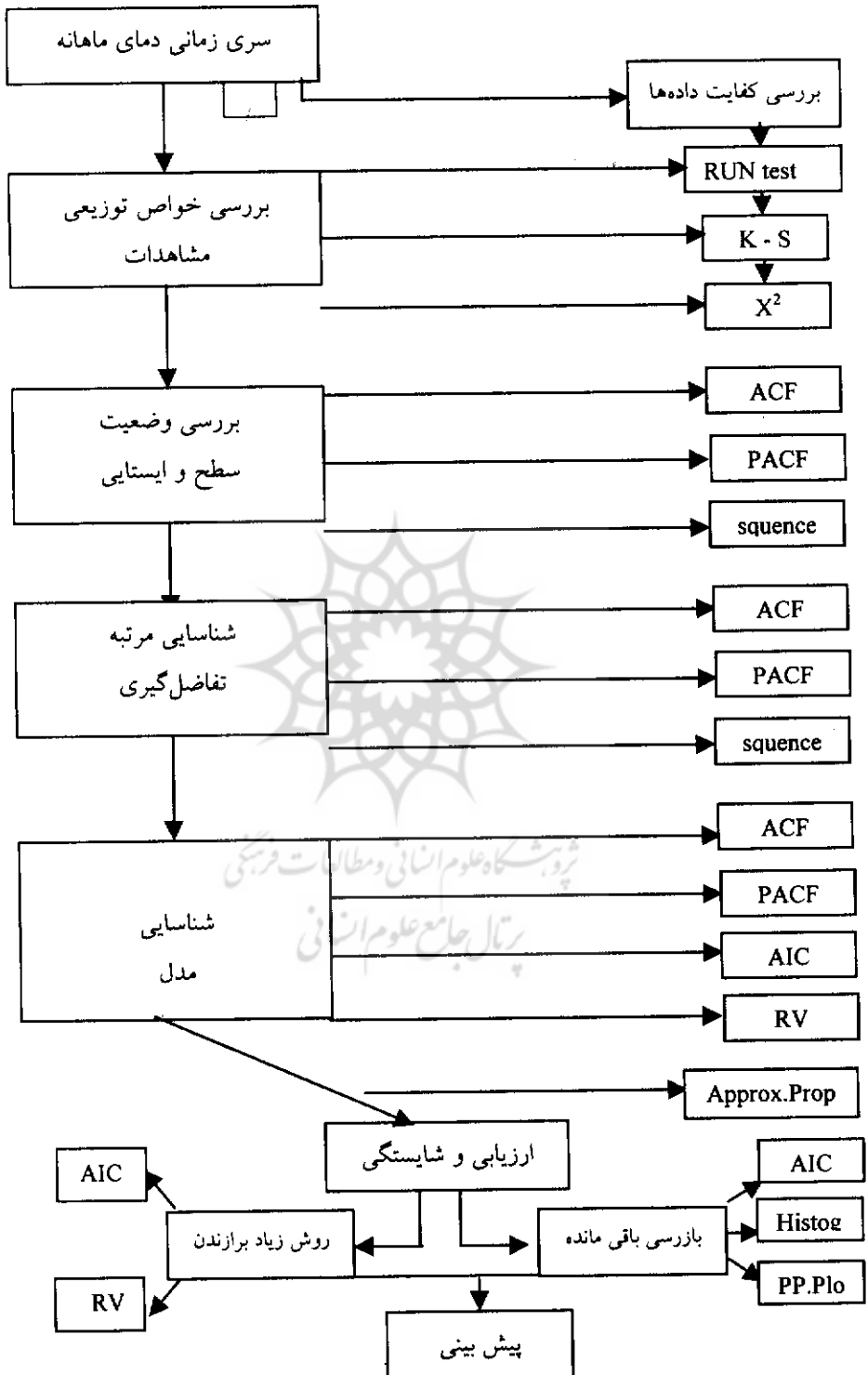
نتایج بررسی حکایت از گرمی بیش تر ایستگاه سنندج نسبت به میاندوآب داشت. علت این مسأله را می توان استقرار ایستگاه سنندج در عرض جغرافیایی پایین تر دانست. به منظور مطالعه ی روند و تغییرات فصلی دمای ایستگاه ها به ترتیب روش های کمترین مربعات و درصد از متوسط به کار گرفته شد که نتایج آن به شرح زیر است:

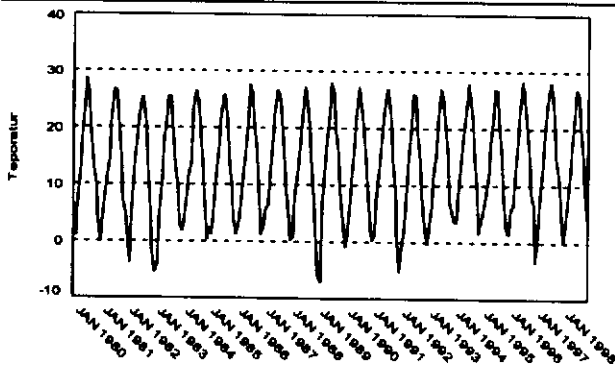
۱ - درجه ی حرارت میاندوآب بدون روند و شیب خط روند دمای سنندج ۰/۰۸ بود که افزایش جزئی آن را در پی داشت. بیش ترین تغییرات فصلی دما در هر دو ایستگاه مربوط به فصل تابستان و ماه جولای بود.

۲ - پیش بینی مقادیر آینده سری براساس روش SARIMA صورت گرفت. برای ارزیابی روش SARIMA، مقادیر پیش بینی شده ی درجه حرارت شش ماهه اول ۲۰۰۲ سنندج را با مقادیر واقعی آن مقایسه کرده که ضریب همبستگی آن ها ۰/۹۷ محاسبه شد. مقادیر پیش بینی شده برای سال های دور ثابت و نزدیک به میانگین دراز مدت ایستگاه بود. این نکته عدم کارایی روش مورد مطالعه را جهت پیش بینی سال های دوره می رساند، آزمون F تغییرات معنی داری را نشان نداد لذا در طول دوره ی آماری مورد مطالعه فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹٪ تایید گردید.

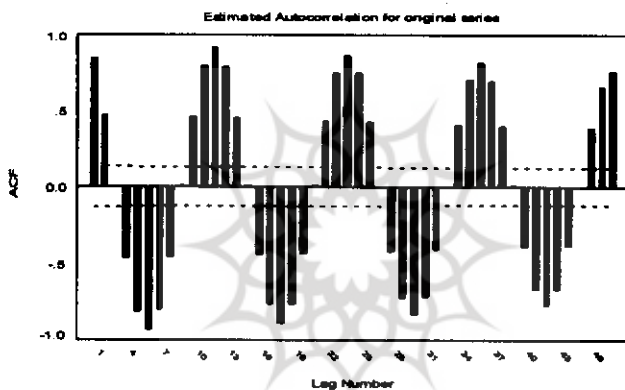
### پیشنهاده‌ها

با توجه به کلی نگری علم جغرافیا پیشنهاد می شود که تحقیقات سینوپتیکی در دستور کار جغرفیدانان به خصوص اقلیم شناسان قرار گیرد. امید است که در این راستا از روشهای آماری و ریاضی همانند تحلیل عاملی، تحلیل خوشه ای، سریهای زمانی، تحلیل طیفی، الگوی گردش عمومی جهانی و... استفاده شود. در واقع استفاده از روش های کمی نه تنها اصلیت جغرافیا را متزلزل نمی کند بلکه " اقلیم شناس فقط از این طریق می تواند اصل جامعیت و کلیت جغرافیا را رعایت و روابط دقیق بین پدیده ها را کشف کند ( علیجانی، ۱۳۸۱)". سردی اقلیم میاندوآب نسبت به سنندج علی رغم بلندی کمتر در نوع خود شگفت آور است. جهت شناسایی علت این امر توصیه می شود که از طریق بررسی سینوپتیکی منطقه، الگوهای فشار و توده های مؤثر هوا بر اقلیم منطقه مشخص گردد.

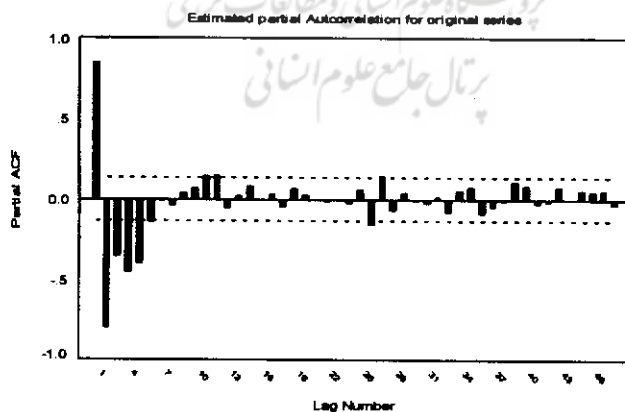




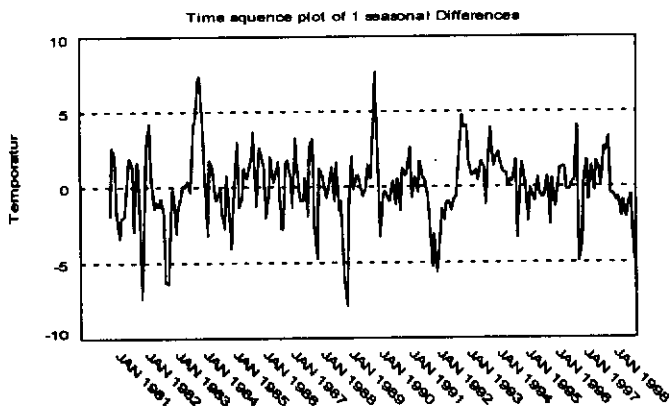
شکل ۶: نمودار سری زمانی داده های اصلی درجه ی حرارت سنندج ۲۰۰۱ - ۱۹۷۱



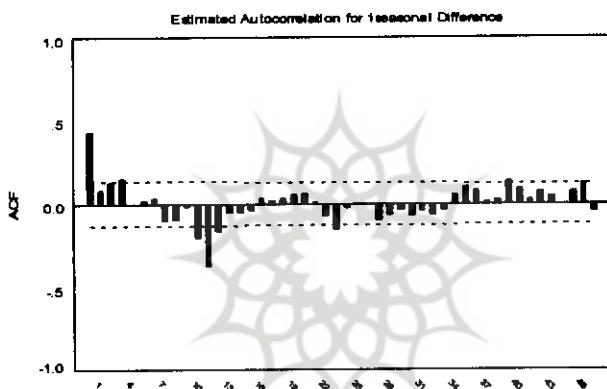
شکل ۷: نمودار تابع خود همبستگی درجه ی حرارت سنندج ۲۰۰۱ - ۱۹۷۱



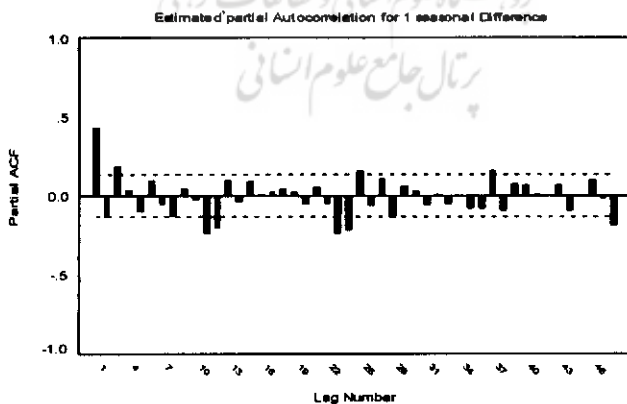
شکل ۸: نمودار تابع خود همبستگی جزئی درجه ی حرارت سنندج ۲۰۰۱ - ۱۹۷۱



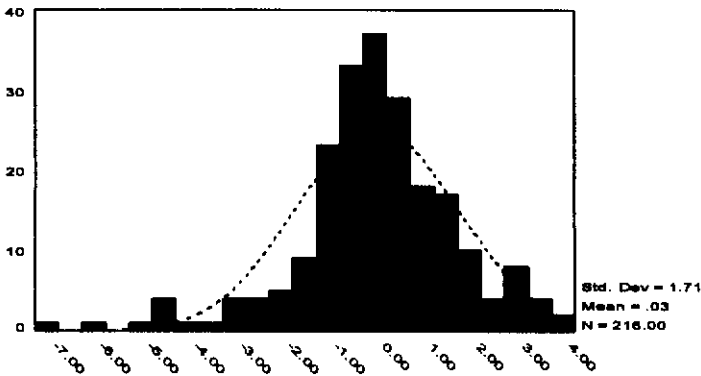
شکل ۹: نمودار سری زمانی درجه ی حرارت سنندج با یک بار تفاضل گیری فصلی



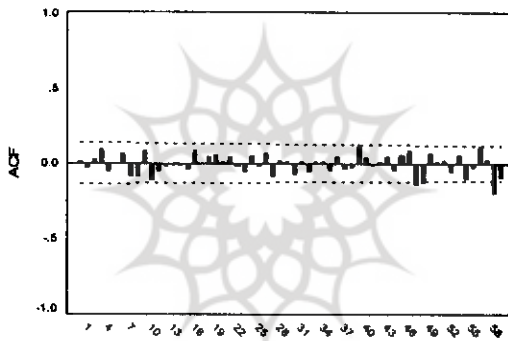
شکل ۱۰: نمودار تابع خود همبستگی درجه ی حرارت سنندج با یک بار تفاضل گیری فصلی



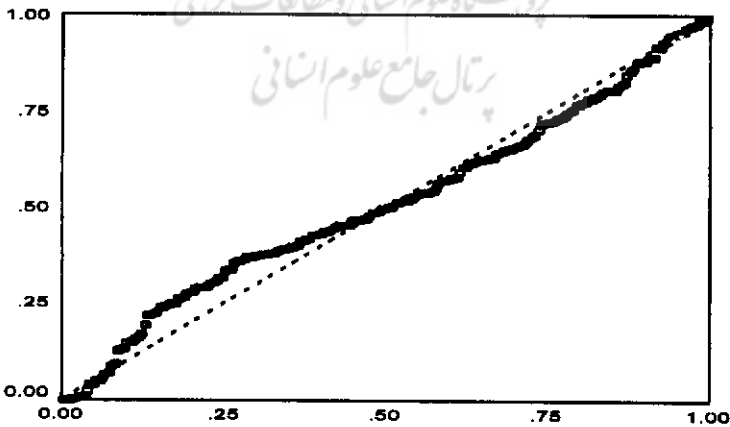
شکل ۱۱: نمودار تابع خود همبستگی جزئی درجه ی حرارت سنندج با یک بار تفاضل گیری فصلی



شکل ۱۲: نمودار هیستوگرام باقی مانده های درجه ی حرارت سنندج همراه منحنی نرمال

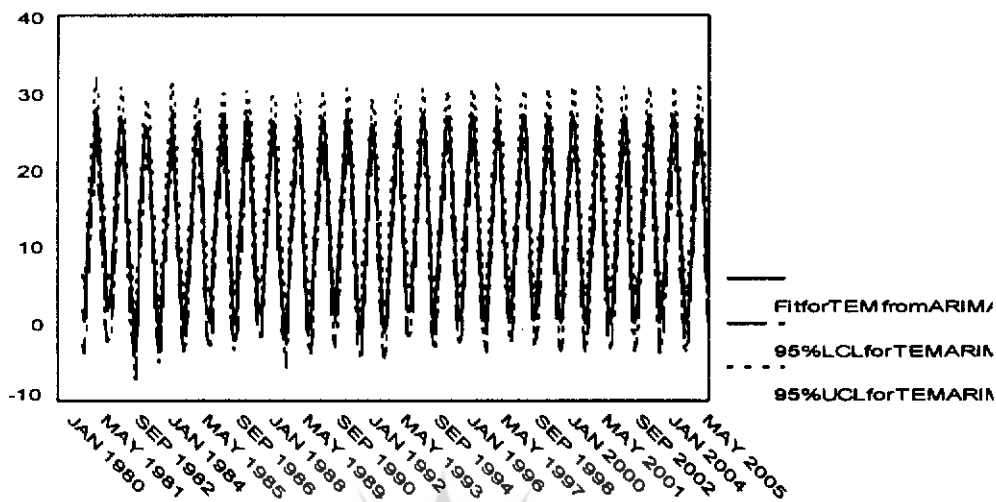


شکل ۱۳: نمودار تابع خود همبستگی جزئی باقی مانده های درجه ی حرارت سنندج

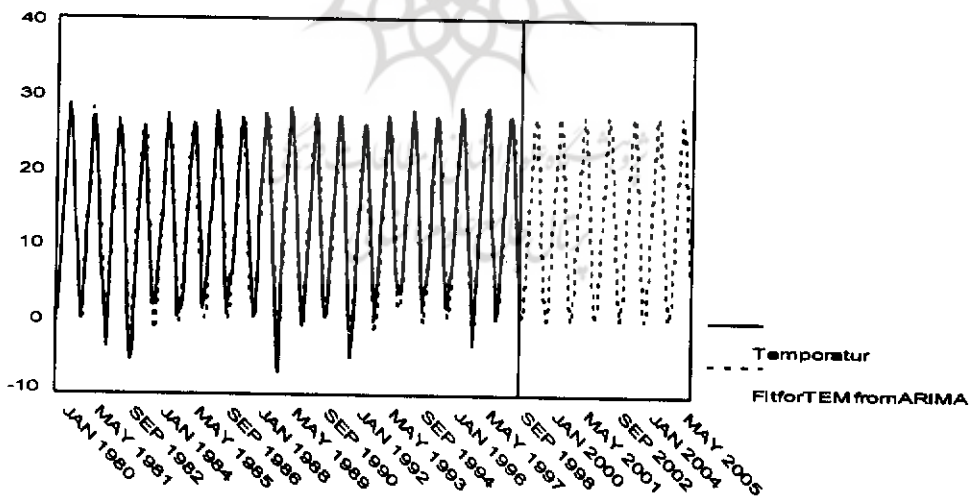


شکل ۱۴: نمودار کاغذ احتمال نرمال باقی مانده های درجه ی حرارت سنندج





شکل ۱۵: نمودار مقادیر پیش بینی شده ی درجه ی حرارت سنندج با حدود اطمینان ۹۵٪



شکل ۱۶: نمودار مقایسه ای پیش بینی شده و مشاهدات درجه ی حرارت سنندج

جدول ۸: مقادیر پیش بینی شده درجه حرارت سندج (۲۰۰۵ - ۱۹۹۹)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	میانگین ۱۹ ساله
ژانویه	0.38	0.04	-0.08	-0.06	-0.04	-0.04	-0.04	-0.08
فوریه	1.29	1.33	1.31	1.3	1.3	1.3	1.3	1.23
مارس	6.17	6.21	6.2	6.19	6.19	6.19	6.19	6.17
آوریل	12.17	12.26	12.27	12.25	12.25	12.25	12.25	12.23
می	16.7	16.76	16.76	16.75	16.75	16.75	16.75	16.11
ژوئن	22.96	22.18	22.22	22.2	22.19	22.19	22.19	22.17
ژوئیه	26.95	27.04	27.05	27.03	27.03	27.03	27.03	26.99
آگوست	25.77	26.01	26.06	26.03	26.02	26.02	26.03	25.99
سپتامبر	20.51	20.65	20.68	20.66	20.65	20.65	20.65	20.63
اکتبر	14.52	14.58	14.58	14.57	14.57	14.57	14.57	14.53
نوامبر	8.2	8.52	8.6	8.56	8.55	8.55	8.55	8.51
دسامبر	2.46	3.12	3.28	3.21	3.18	3.19	3.19	3.11

جدول ۹: بررسی معنی داری تغییرات دمای سندج

(۱۹۸۹ - ۱۹۸۱) و (۱۹۹۸ - ۱۹۹۰)

دوره زمانی	۱۹۸۱ - ۱۹۸۹	۱۹۹۰ - ۱۹۹۸
(میانگین مجذور درون گروهی) MSW		۸۶/۹۵
(میانگین مجذور بین گروهی) MSB		۱۴/۸۲
F		۰/۱۷

## فهرست منابع

- ۱- باکس، جی. ای. پی. و جنکینز، جی. ام " تحلیل سریهای زمانی: پیش بینی و کنترل " ترجمه محمدرضا، مشکانی ۱۳۷۱، جلد اول، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.
- ۲- بزرگینا، ابوالقاسم و نیرومند، حسینعلی ۱۳۷۸ " سریهای زمانی " انتشارات دانشگاه پیام نور.
- ۳- ترابی، سیما ۱۳۸۰ " بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران " رساله ی دکتری، دانشگاه تبریز، دانشکده ی علوم انسانی واجتماعی
- ۴- رسولی، علی اکبر ۱۳۸۰، "مدلسازی از عناصر اقلیمی شمالغرب کشور، پیش بینی مقادیر درجه حرارت ماهانه شهر تبریز به روش مدل آریم" ارسال به محله نیوار
- ۵- \_\_\_\_\_ ۱۳۸۱. "مدلسازی در جغرافیای طبیعی" فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۶۳ - ۶۴
- ۶- ساری صراف، بهروز ۱۳۷۷ "تحلیل رژیم بارش ماهانه در حوضه ارس و دریاچه ارومیه" رساله ی دکتری دانشگاه تبریز
- ۷- علیجانی، بهلول ۱۳۸۱ " اقلیم شناسی سینوپتیک " انتشارات سمت
- ۸- علیجانی، بهلول ۱۳۷۵ " تغییرات زمانی دمای تهران " خلاصه ی مقالات اولین کنفرانس تغییر اقلیم، سازمان هواشناسی کشور، تهران.
- ۹- مرکز آمار ایران ۱۳۷۴ " spss6.0" انتشارات کاربران

## ب - منابع خارجی

- 10- AI – Awadhi, S. and Jolliffe, J. 1998” Time Series Modelling of surface pressure Data” , International Journal of Climatology 18, 443-455.
- 12- Komuscu, A. U. 1998”. An analysis of the fluctuations in the long- term annual mean air temperature data of Turkey” , International Journal of Climatology 18, 199 – 213.
- 13- Mohan, S. and Vedula, S. 1995” . Multiplicative seasonal ARIMA model for long term forecasting of Inflows” , Water Resources Management 9. 115 – 126.
- 14- Sellers, William 1960” . A statical method for estimating the mean relative humidity from the mean air temperature” , Monthly Weather Review April, 155 – 157.