

مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، سال ۲۲، شماره پیاپی ۴۱، شماره ۱، بهار ۱۳۹۰
وصول: ۱۳۸۸/۴/۱۵ پذیرش: ۱۳۸۹/۵/۲۶
صص ۱۵۲-۱۳۷

تحلیل تغییرات سریهای دما و بارش شیراز طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

اشرف اسدی: دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران*
علی حیدری: استادیار جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران

چکیده

در مطالعه حاضر، همبستگی، میزان و روند تغییرات عناصر دما و بارش ایستگاه شیراز طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۰۵ در مقاطع سالانه و فصلی با استفاده از روشهای رگرسیون سری‌های زمانی، شاخص استاندارد زی اسکور و روش میانگینهای متحرک، آزمونهای استقلال و همگنی، بتا (β) و مان - کندال بررسی شده است. بررسی عنصر دما نشان می‌دهد که متوسط دمای سالانه دارای روند افزایشی به میزان ۱/۹ درجه سانتیگراد در طی دوره مورد مطالعه است و این افزایش تقریباً در هر چهار فصل نیز قابل مشاهده است، اما متوسط بارش سالانه بر عکس متوسط دمای سالانه در کل یک روند کاهشی از خود نشان می‌دهد و از نظر فصول سال نیز این روند کاهشی به غیر از فصل زمستان در سایر فصول مشاهده می‌شود. با توجه به ضریب همبستگی رتبه‌ای مان - کندال روند مشخصی در آماره بارش سالانه ایستگاه همدید شیراز یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: رگرسیون سری‌های زمانی، ضریب همبستگی پیرسون، آزمون استقلال، آزمون همگنی، آزمون بتا، آزمون مان - کندال

مقدمه

در شرق اروپا جلو افتاده است. در شرق اروپا نوسان سالانه دما افزایش معناداری را نشان می‌دهد و تقریباً در سراسر منطقه دما روند افزایشی داشته است. رویدادهای فرین عمدتاً شامل رخدادهای سردی بوده که در زمستان روی داده‌اند و تعداد آنها رو به افزایش بوده است محققان مذکور نشان داده‌اند که در مرکز و شمال اروپا دما دارای دوره تناوب ۷/۷ ساله است (گریزر و همکاران، ۱۷۵، ۲۰۰۲).

بر اساس پیش بینی مدل‌های اقلیمی انتظار می‌رود که میزان بارش نیز در سطح جهانی افزایش یابد، ولی پیش بینی روند بارش در مناطق مختلف زیاد امکان پذیر به نظر نمی‌رسد. بارندگی‌های ماهیانه در زمستان احتمالاً در عرضهای بالاتر افزایش می‌یابد، اما آنچه

از آنجا که دما از عناصر اساسی شکل‌گیری اقلیم است، تغییرات آن می‌تواند ساختار آب و هوایی هر محل را دگرگون سازد. به همین دلیل، بررسی روند دما در مقیاس‌های مختلف زمانی و مکانی بخش بزرگی از تحقیقات اقلیم‌شناسی را به خود اختصاص داده است. بررسی‌های پژوهشگران نشان داده است که در اکثر نقاط جهان، دما در طی سده گذشته رو به افزایش بوده است. نیدزویلدز و همکاران روند دمای روزانه و شبانه را در مرکز و جنوب شرق اروپا بررسی کرده‌اند (نیدزویلدز و همکاران، ۱۹۹۶: ۷۷۰). گریزر و همکاران صد سال دمای اروپا را بررسی کرده و نشان داده‌اند که در غرب اروپا چرخه دمای سالانه عقب و

را در ایران و طباطبایی و حسینی (۹۴: ۱۳۸۲)،
بختیاری (۱۳۸۲: ۱۸۳)، قطره سامانی (۱۳۸۲: ۱۳۱) و
جهادی طرقي (۱۳۷۸: ۱۵۱) تغییرات دما و بارش
برخی ایستگاه‌های ایران را بررسی کرده‌اند.

داده‌ها و روش‌ها

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، قلمرو مکانی این
تحقیق ایستگاه همدید شیراز بوده است و بازه زمانی
آن شامل سالهای ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۵ میلادی؛ یعنی یک
دوره ۵۵ ساله است. در دوره فوق دو عنصر اقلیمی
عمده یعنی میانگین دما و بارش در مقطع زمانی سالانه
و فصلی مطالعه شده و نتایج حاصله ارائه گردیده
است. ایستگاه همدید شیراز در شرق شهر و در ارتفاع
۱۴۸۴ متری از سطح دریا استقرار یافته و مختصات
ریاضی این ایستگاه ۲۹°۳۲' عرض شمالی و ۵۲°۳۶'
طول شرقی است.

در این تحقیق، ابتدا برای بررسی صحت داده‌ها بر
روی داده‌های دما و بارش، آزمونهای استقلال و
همگنی انجام شد. فرض صفر در آزمون استقلال
مستقل بودن دو متغیر و فرض یک عدم استقلال دو
متغیر است. در آزمون همگنی فرض صفر یکسان و
همگون بودن دو متغیر و فرض یک، عدم یکسان و
همگون بودن دو متغیر است (مومنی، ۱۳۸۶:
۱۷۳ و ۱۶۷).

با توجه به نتایج آزمون استقلال بر روی داده‌های
دما و سری زمانی، به دلیل اینکه سطح معنی داری
(sig) آماره کای دو پیرسون (۰/۳۰۲) بیشتر از ۵
درصد است، بنابراین H_0 رد نمی‌شود و دو متغیر از
یکدیگر مستقل هستند (جدول ۱) و نیز با توجه به
نتایج آزمون همگنی به دلیل اینکه سطح معنی داری

که در عرضهای میانی و حاره‌ای اتفاق می‌افتد، بستگی
به جزئیات مدل‌های خاص اقلیمی و نظریات در مورد
تولید و انتشار مواد آلاینده دارد (WMO، ۱۹۹۷).

در زمینه اهمیت تأثیر بارندگی روی سامانه اقلیم،
مطالعات متعددی به انجام رسیده که در این زمینه
می‌توان به مطالعات تورگی و ارکن (۱، ۲۰۰۵)، (کیلی
و همکاران، ۱۹۹۸، ۱۴۴)، (تاکوچی و ایشیداری،
۲۰۰۳، ۹۰۷)، (پیکارتا و همکاران، ۲۰۰۴، ۱)،
(۲۰۰۵، ۳۹ و ۵۵)، (ماتیاسوفزسکی و همکاران ۱۹۹۳،
۲۷۰) اشاره نمود که در کلیه مطالعات فوق، تحلیل
روند سری‌های زمانی بارندگی با استفاده از آزمونهای
ناپارامتری صورت گرفته است. نصرالله و بالینگ نیز
طی مطالعه خود بر روی تغییرات اقلیمی شبه جزیره
عربستان معنی دار بودن خود همبستگی این تغییرات
را تأیید نموده‌اند (نصرالله و بالینگ، ۲۰۲۵: ۱۹۹۳). در
ایران نیز بررسی‌های متعددی در این زمینه صورت
گرفته است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود.

(ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۴: ۵)، علیجانی و
قویدل (۲۱: ۱۳۸۴)، (جهانبخش و ترابی ۱۲۴:
۱۳۸۳)، جهانبخش و باباپور (۳۴: ۱۳۸۲)، باباپور
(باباپور، ۱۳۸۲، ۱) و نور محمدی (۱۳۷۸: ۵) به
بررسی چگونگی تغییرات دما در برخی ایستگاه‌های
ایران و رحیم زاده و عسگری (۱۵۵: ۱۳۸۳) و
مسعودیان (۸۹: ۱۳۸۳) تغییرات دما در ایران را
بررسی نموده‌اند. عسگری و رحیم زاده (۲۳۴: ۱۳۸۲)
تغییرات بارش در ایران، مولایی نیکو (۱۳۸۲: ۳)
تغییر اقلیم از دیدگاه بارش را در شمال و جنوب -
جنوب غرب ایران و کاویانی و عساکره (۲۵۱: ۱۳۸۲)
نیز بارش سالانه اصفهان را مورد مطالعه قرار داده‌اند.
جهانبخش و ترابی (۱۲۴: ۱۳۸۳) تغییرات دما و بارش

درصد است، بنابراین H_0 رد نمی‌شود و دو متغیر از یکدیگر مستقل هستند (جدول ۱) و نیز با توجه به نتایج آزمون همگنی به دلیل اینکه سطح معنی داری آماره کای دو پیرسون (۰/۲۳۸) بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین H_0 رد نمی‌شود و دو متغیر همگون هستند (جدول ۲).

آماره کای دو پیرسون (۰/۳۰۲) بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین H_0 رد نمی‌شود و دو متغیر همگون هستند (جدول ۲).
نتایج آزمون استقلال بر روی داده‌های بارش و سری زمانی نیز نشان داد که به دلیل اینکه سطح معنی داری آماره کای دو پیرسون (۰/۲۳۸) بیشتر از ۵

جدول ۱- نتایج آزمون‌های استقلال و همگنی بر روی داده‌های دما و سری زمانی

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	1540.000	1512	.302
Likelihood Ratio	352.938	1512	1.000
Linear-by-Linear Association	22.482	1	.000
N of Valid Cases	55		

جدول ۲- نتایج آزمون‌های استقلال و همگنی بر روی داده‌های بارش و سری زمانی

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	2970.000	2916	.238
Likelihood Ratio	440.807	2916	1.000
Linear-by-Linear Association	.116	1	.733
N of Valid Cases	55		

متحرک استفاده می‌کنیم (علیزاده، ۱۳۸۱: ۵۷۰). پس برای بررسی عناصر دما و بارش از میانگین‌های متحرک استفاده شد.

در رگرسیون سری‌های زمانی متغیری مستقل وجود دارد که معرف زمان (سال، ماه و یا ...) است. متغیر زمان می‌تواند به عنوان متغیر مستقل در معادله رگرسیون قرار بگیرد که در بررسی زیر از این رگرسیون نیز استفاده شده است.

از آنجا که یکی از پیش شرط‌های آزمون رگرسیون خطی، نرمال بودن توزیع داده‌هاست (باتاچاریا، ۱۳۷۹:

روشهای میانگین متحرک، رگرسیون سری‌های زمانی، معادله خط رگرسیون، ضریب همبستگی پیرسون و شاخص استاندارد زی اسکور، آزمون β و آزمون مان - کندال نیز برای بررسی وجود همبستگی و روند بین داده‌های دما و بارش و سربهای زمانی به کار بسته شده است.

در وضعیتی که بخواهیم تغییرات زمانی داده‌ها را بررسی کنیم، ممکن است دامنه تغییرات به حدی باشد که نتوان از آن چیزی درک کرد. برای آن که تصویر روشنتری از تغییرات داشته باشیم، از روش میانگین

جمله این آزمون‌ها می‌توان به آزمون مان - کندال اشاره کرد. در آزمون مان - کندال نیاز به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده‌ها نیست این آزمون در برابر مقادیر فرین (برای مثال داده‌هایی که کشیدگی زیاد دارند، مانند داده‌های بارندگی) و داده‌هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند، بسیار قوی بوده (WMO, ۲۰۰۰)، به منظور ارزیابی وجود روند فرضیات زیر را مورد آزمون قرار می‌دهد:

$H_0 =$ مشاهدات فاقد رفتار افزایشی - کاهششی است؛

$H_1 =$ روند یکنواخت در امتداد زمان وجود دارد.

تغییرات دما

۱- میانگین دمای سالانه و تغییرات آن

متوسط دمای سالانه ایستگاه همدید شیراز طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۰۵ برابر ۱۷/۷۵ درجه سانتیگراد است و با توجه به آزمون رگرسیون (Y) $T=16.77+0.035$ روند کلی تغییر درجه حرارت در دوره مذکور افزایشی بوده است که این میزان برابر با ۱/۹ درجه سانتیگراد است که با افزایش زمان (سال) روند خطی در برای مثبت با ضریب همبستگی ۰/۶۴ از خود نشان می‌دهد. این آزمون روی ایستگاه فیروزآباد نیز صورت گرفت. با توجه به این آزمون $(Y T=18.2+0.019)$ روند کلی تغییر درجه حرارت در دوره مذکور افزایشی بوده است که این میزان برابر با ۰/۷۴ درجه سانتیگراد است که با افزایش زمان (سال) روند خطی در برای مثبت از خود نشان می‌دهد.

برای بررسی وجود روند و برای آن در شیراز و پاسخ به این پرسش که آیا در طی دوره دما روند

(۴۲۶) از این روش می‌توان برای آزمون روند دما استفاده نمود، زیرا دما معمولاً از توزیع نرمال تبعیت می‌کند، لیکن باید توجه داشت که در تعیین وجود یا عدم روند در داده‌های دما و تعیین برای آن باید از طریق آزمون β عمل کرد.

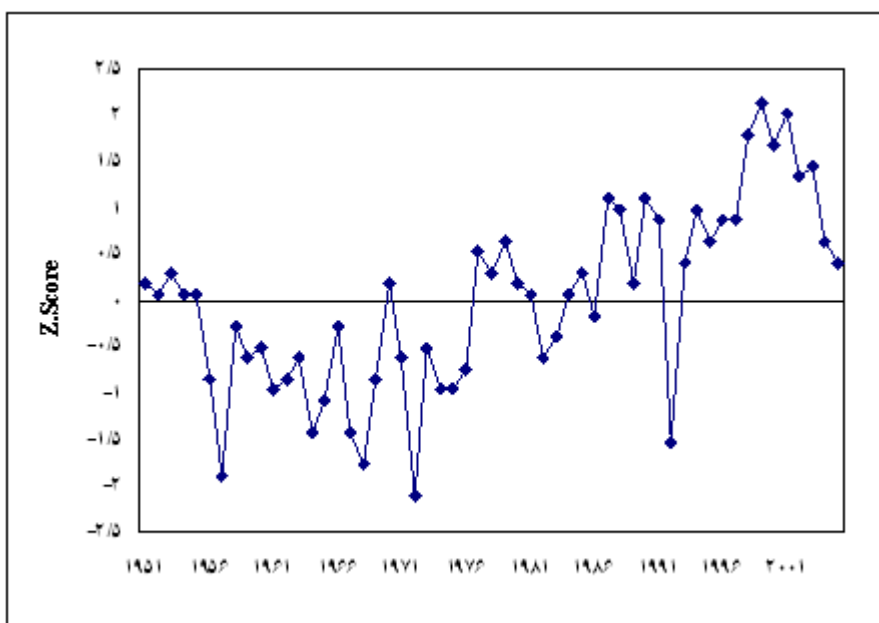
در این مطالعه داده‌های دما با این آزمون نیز بررسی و نتایج آن ذکر شده است (جدول شماره ۳). با توجه به اینکه شهر شیراز یکی از مراکز بزرگ جمعیتی محسوب می‌شود، ممکن است بخشی از گرمای این شهر ناشی از تأثیرات شهرنشینی و جزیره گرمایی شهر باشد. به همین دلیل، برای مقایسه بهتر تصمیم گرفته شد ایستگاه دیگری در همین منطقه که به دور از تأثیرات شهرنشینی باشد، مقایسه گردد. ایستگاه‌های زرقان و سد درود زن با فاصله نزدیکی نسبت به شهر شیراز قرار داشتند اما طول دوره آماری آنها برای بررسی روند دما کوتاه بود. به همین دلیل، ایستگاه فیروزآباد که در فاصله ۹۳ کیلومتری ایستگاه شیراز قرار دارد، و طول دوره آماری آن از سال ۱۹۶۶ تا ۲۰۰۵ بود، برای مقایسه مناسب تشخیص داده شد. ایستگاه فیروز آباد در جنوب استان فارس و شهر شیراز در ارتفاع ۱۳۴۰ متری از سطح دریا استقرار یافته و مختصات ریاضی این ایستگاه ۲۸ ۵۲ عرض شمالی و ۳۶ ۵۲ طول شرقی است.

کاربرد روشهای آماری به منظور شناخت رفتار خطی و غیر خطی عناصر اقلیمی، از بهترین روشهای ارزیابی روند دراز مدت اقلیم است. به دلیل اینکه برخی سری‌های اقلیمی، از جمله بارش به طور کلی از توزیع نرمال (بهنجار) تبعیت نمی‌کند (علیزاده، ۱۳۸۱: ۴۲۲)، در این صورت برای بررسی روند می‌توان از آزمون‌های رتبه‌ای استفاده نمود (WMO, ۱۹۶۶). از

افزایشی از خود نشان می‌دهد، آزمون β را بر روی دمای سالانه شیراز انجام دادیم. در جواب به این سوال، باید آزمون $H_0: \beta=0$ را در برابر $H_1: \beta>0$ مورد نظر قرار دهیم. چون $S^2=0/46$ و مقدار آماره آزمون عبارت است از $t=67.075$ و در جدول برای $d. f = n-2$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $1/67$ است، بنابراین مقدار t مشاهده شده معنی دار است و H_0 رد می‌شود؛ یعنی با افزایش زمان مقدار دما افزایش یافته است.

به منظور بررسی نوسانهای دمای شیراز از مقادیر استاندارد شده Z استفاده شده است که این عامل بین حداقل $-2/1$ تا حداکثر $+2/1$ در تغییر است (شکل ۱).

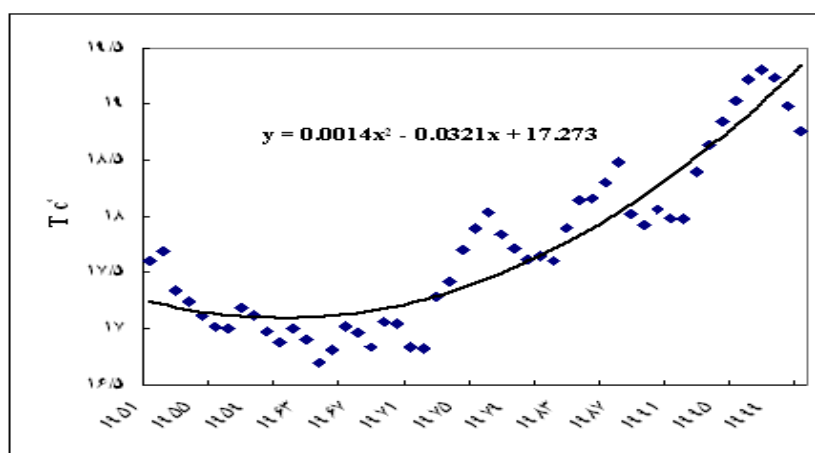
برای بررسی وجود روند و برای آن در فیروزآباد و پاسخ به همان سوال، آزمون β را بر روی دمای سالانه



شکل ۱- مقادیر استاندارد شده Z دمای متوسط سالانه شیراز و روند تغییرات آن طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

همبستگی پولی نومیال، کل دوره به دو دوره حرارتی مجزا تقسیم گردید (شکل ۲).

از آنجایی که ضریب همبستگی بین دماهای سالانه در حد متوسط است، بنابراین برای بررسی دقیقتر با رسم شکل میانگین متحرک ۵ ساله و برازش خط



شکل ۲- میانگین متحرک پنج ساله دمای شیراز طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

ب) دوره ۱۹۶۸-۲۰۰۵: براساس شکل شماره ۲ بعد از سال ۱۹۶۷ شاهد روند افزایشی دما هستیم که تا آخر دوره وجود دارد. میزان ضریب همبستگی طی این دوره $+0.73$ است که همبستگی نسبتاً قوی را در برای مثبت از خود نشان می‌دهد. میانگین دمای این دوره ۱۸ درجه است. میزان افزایش دمای این دوره بر طبق معادله رگرسیون $+2/2$ درجه است. حداقل دما به میزان $15/9$ درجه در سال ۱۹۷۲ و حداکثر آن در سال ۱۹۹۹ به میزان $19/6$ درجه مشاهده شده است. یکی از دلایل افزایش دمای این دوره ۳۸ ساله در این شهر را می‌توان به افزایش فعالیت‌های انسانی و توسعه روند سریع شهرنشینی آن دانست. برای بررسی وجود روند و برای آن در این دوره و پاسخ به این سوال که آیا دما طی دوره روند افزایشی از خود نشان می‌دهد، آزمون β را بر روی دمای سالانه این دوره انجام دادیم. در اینجا $s^2 = 0.37$ و مقدار آماره آزمون عبارت است از $t = 6/6$ و در جدول برای $d. f = n - 2$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $1/6905$ است. بنابراین، مقدار t مشاهده شده معنی دار است و H_0 رد می‌شود؛ یعنی با افزایش زمان مقدار دما افزایش یافته است.

این دو دوره که اولی با کاهش دما و دوره دوم با افزایش دما همراه است به شرح زیر است (جدول ۳): الف) دوره ۱۹۵۱-۶۷: در این دوره ضریب همبستگی بین دماهای سالانه -0.62 به دست آمده که نشان دهنده کاهش دمای سالانه طی دوره مزبور است. این واقعیت را می‌توان در شکل ۲ که میانگین‌های متحرک ۵ ساله را نشان می‌دهد، مشاهده کرد. در این دوره میانگین دما $17/2$ درجه و میزان کاهش دما حدود $-1/2$ درجه است. حداقل دما به میزان $16/1$ درجه در سال ۱۹۵۷ و حداکثر آن برابر ۱۸ درجه در سال ۱۹۵۳ مشاهده شده است. برای بررسی وجود روند و برای آن در این دوره و پاسخ به این سوال که آیا دما در طی دوره روند کاهشی از خود نشان می‌دهد، آزمون β را بر روی دمای سالانه این دوره انجام دادیم. چون $s^2 = 0.205$ و مقدار آماره آزمون عبارت است از $t = 2/98$ و در جدول برای $d. f = n - 2$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $1/753$ است، بنابراین، مقدار t مشاهده شده معنی دار است و H_0 رد می‌شود؛ یعنی با افزایش زمان مقدار دما کاهش یافته است.

جدول ۳- تغییرات آماره‌های دما طی دو دوره دمایی تعیین شده در شیراز

حداکثر دما	حداقل دما	انحراف معیار	میانگین دما	میزان تغییرات	ضریب همبستگی	آماره‌های دمایی طی دوره
۱۸	۱۶/۱	۰/۵۵	۱۷/۲	-۱/۲	-۰/۶۲	دوره ۱۹۵۱-۱۹۶۷
۱۹/۶	۱۵/۹	۰/۸۹	۱۸	+۲/۲	۰/۷۳	دوره ۱۹۶۸-۲۰۰۵

جدول ۴- تغییرات آماره‌های دما طی دو دوره دمایی تعیین شده در شیراز با استفاده از آزمون β

آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد	مقدار $5t$ درصد	مقدار t	مقدار $S2$	آماره‌های دمایی طی دوره
$۰/۰۶۷ \pm ۰/۴۷۰$	۱/۷۵۳	۲/۹۸	۰/۲۰۵	دوره ۱۹۵۱-۱۹۶۷
$۰/۰۵۹ \pm ۰/۱۸۰$	۱/۶۹۰۵	۶/۶	۰/۳۷	دوره ۱۹۶۸-۲۰۰۵

۲- متوسط دمای فصلی و روند تغییرات آن در طی

دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

نتایج بررسی میانگین درجه حرارت فصلی و نحوه تغییرات آن طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۰۵ در جدول ۵ ارائه شده است. به طور کلی، روند تغییر درجه حرارت در هر چهار فصل روند افزایشی از خود نشان می‌دهد که این تغییرات و افزایش دما در فصول بهار و تابستان مشهودتر است. نکته قابل توجه میزان تغییرات و افزایش دمای فصول زمستان و به خصوص پاییز است. علل چنین تغییراتی می‌تواند ناشی از تغییراتی باشد که در الگوی گردش عمومی اتمسفر به

وجود آمده است که بر اثر این تغییرات طول دوره فصول سرد کوتاه شده و دمای فصول افزایش یافته است. به عبارت دیگر، سامانه‌هایی که از خارج کشور بر اقلیم آن تاثیر می‌گذارند از نظر زمانی و مکانی دچار تغییراتی شده که از اهم این تغییرات می‌توان به نحوه تأثیر گذاری بادهای غربی و پرفشار جنب حاره اشاره نمود؛ هر چند که نقش اثرات توسعه شهری را نیز نمی‌توان نادیده گرفت.

بر روی داده‌های دمای سالانه در طی این دوره آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد انجام شد و نتایج آن در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵- میانگین دمای فصلی و سالانه شیراز و میزان تغییرات آن در دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

سالانه	پاییز	تابستان	بهار	زمستان	فصل
۰/۶۴	۰/۵۷	۰/۶۹	۰/۶۰	۰/۲۲۳	ضریب همبستگی
+۱/۹	+۲	+۲/۴	+۲/۵	+۰/۷۷	میزان تغییرات
۳/۷	۶	۴/۰۶	۵/۹۶	۴/۴۳	دامنه تغییرات
۰/۸۷	۱/۰۳	۱/۰۲	۱/۲۰	۱	انحراف معیار
۱۷/۷۵	۱۳/۰۴	۲۷/۳	۲۱/۸۴	۸/۷۷	میانگین دما
۱۵/۹	۱۰/۱۳	۲۵/۵	۱۸/۹۶	۶/۱۳	حداقل دما
۱۹/۶	۱۶/۱۳	۲۹/۵	۲۴/۹۳	۱۰/۵	حداکثر دما
$۰/۰۳۵ \pm ۰/۰۱۴$	$۰/۰۳۷ \pm ۰/۰۱۷$	$۰/۰۴۵ \pm ۰/۰۱۳$	$۰/۰۴۶ \pm ۰/۰۱۶$	$۰/۰۱۲ \pm ۰/۰۱۷$	میزان تغییرات بر اساس آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد

نتایج بررسی دمای فصلی دو دوره حرارتی ۱۹۶۷-۱۹۵۱ و ۲۰۰۵-۱۹۶۸ در جدول‌های ۶ و ۷ درج شده است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در دوره اول (۱۹۶۷-۱۹۵۱) که دوره کاهش نامگذاری شده است، دمای هر چهار فصل روند کاهشی از خود نشان می‌دهد که این میزان در پاییز با ۲- درجه بیش از سایر فصول است و پس از آن بهار با ۱/۳- درجه در مقام دوم اهمیت قرار دارد.

اما در دوره دوم (۲۰۰۵-۱۹۶۸) هر چهار فصل روند افزایشی از خود نشان می‌دهند. میزان افزایش دما در فصل تابستان این دوره تقریباً برابر ۳ درجه است و در بهار و پاییز افزایش دما تقریباً به یک اندازه است و فصل زمستان هم با ۱/۶ درجه میزان افزایش قابل توجهی را نشان می‌دهد.

جدول ۶- میانگین و تغییرات دمای فصلی شیراز طی دوره ۱۹۶۷-۱۹۵۱

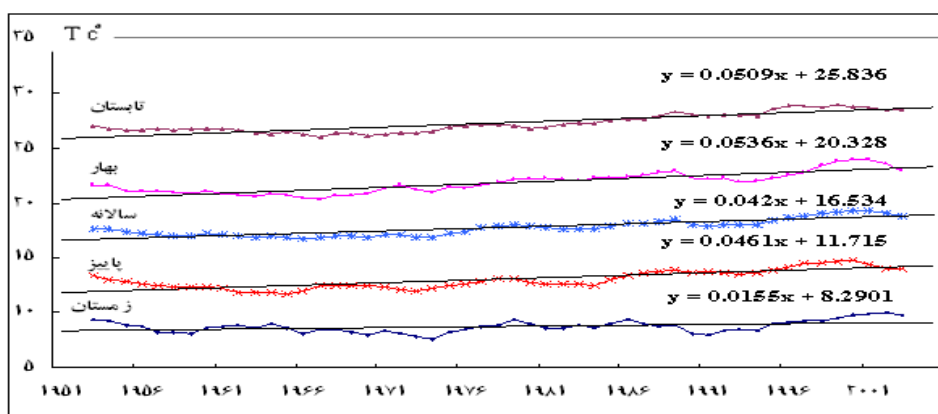
فصل	زمستان	بهار	تابستان	پاییز
ضریب همبستگی	-۰/۲۲	-۰/۴۵	-۰/۳۲	-۰/۷۲
میزان تغییرات	-۰/۷۳	-۱/۳	-۰/۷۱	-۲
دامنه تغییرات	۲/۷۶	۳/۰۶	۲/۱	۳/۵
انحراف معیار	۰/۹۵	۰/۸۶	۰/۶۴	۰/۸۱
میانگین دما	۸/۷	۲۱	۲۶/۶	۱۲/۴
حداقل دما	۷/۱	۱۸/۹	۲۵/۵	۱۰/۱
حداکثر دما	۹/۹	۲۲	۲۷/۶	۱۳/۷
میزان تغییرات بر اساس آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد	۰/۴۳۰±۰/۱	۰/۸۰±۰/۰۸۴	۰/۰۵۶±۰/۰۶۳	۰/۱۰۵±۰/۰۶۸

جدول ۷- میانگین و تغییرات دمای فصلی شیراز طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۸

فصل	زمستان	بهار	تابستان	پاییز
ضریب همبستگی	۰/۴۴	۰/۶۰	۰/۷۹	۰/۶۵
میزان تغییرات	+۱/۶	+۲/۴	+۲/۹	+۲/۳
دامنه تغییرات	۴/۴	۵/۶	۳/۹	۵
انحراف معیار	۱/۰۴	۱/۱۷	۱/۰۵	۱/۰۱
میانگین دما	۸/۷	۲۲/۲	۲۷/۵	۱۳/۳
حداقل دما	۶/۱	۱۹/۳	۲۵/۶	۱۱/۱
حداکثر دما	۱۰/۵	۲۴/۹	۲۹/۵	۱۶/۱
میزان تغییرات بر اساس آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد	۰/۰۴۱۴±۰/۰۲۹	۰/۰۶۴±۰/۰۲۹	۰/۰۷۵±۰/۰۱۹	۰/۰۶۲±۰/۰۲۲۵

چهار فصل و به ویژه در فصل گرم سال یعنی تابستان است. بر روی داده‌های دمای سالانه در طی این دو دوره نیز آزمون β با فاصله اطمینان ۹۵ درصد انجام شد و نتایج آن در جدول‌های ۶ و ۷ آورده شده است.

میانگین متحرک ۵ ساله دما و خط روند تغییرات و معادله آنها برای فصول سال طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵ در شکل ۳ ارائه شده است. آنچه که از این شکل و معادله‌های آنها پیداست، روند افزایشی دما در طول



شکل ۳- میانگین متحرک ۵ ساله دمای سالانه و فصلی شیراز در دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

این موارد از آزمون‌های توزیع داده‌ها استفاده می‌کنیم که عمدتاً از دو آزمون X^2 و آزمون کولموگورف - اسمیرنوف (KS) استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون‌ها همگون بودن توزیع مشاهدات با توزیع آماره معینی است (داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت می‌کند) که با حدس یا قراین مختلف آن را تعیین کرده ایم و فرض مخالف مناسب نبودن توزیع مورد نظر برای متغیر است (داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند) (مومنی، ۱۳۸۶: ۱۸۸). در این پژوهش از آزمون کولموگورف - اسمیرنوف استفاده شده است. نتایج این آزمون بر روی سری بارش سالانه نشان می‌دهد که داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت می‌کند و فرض صفر به دلیل اینکه سطح معنی داری آزمون ($\text{Sig}=0.685$) بیش از ۵ درصد است، تأیید می‌شود.

به دلیل اینکه داده‌های بارش سالانه ایستگاه همدید شیراز بر اساس آزمون نکویی برازش کولموگورف -

تغییرات بارندگی

۱- تغییرات بارندگی سالانه و نوسان‌های آن

متوسط بارندگی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵ ایستگاه همدید شیراز ۳۴۶ میلیمتر و انحراف معیار آن ۱۳۱/۳۶ میلیمتر به دست آمده است. به منظور بررسی نوسان‌های بارشهای سالانه ایستگاه شیراز از مقادیر استاندارد شده Z استفاده شده است که این عامل بین حداقل ۱۸/۳- تا حداکثر ۲۶/۷+ در تغییر بوده است (شکل ۴).

در ابتدا به دلیل اینکه بارش دارای نوسان‌های قابل توجهی است و معمولاً از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند آزمون نکویی برازش بر روی داده‌های بارش انجام شد. آزمون نکویی برازش زمانی استفاده می‌شود که بخواهیم بررسی کنیم توزیع متغیر با توزیع نظری خاصی همگون است یا خیر؛ مثلاً آیا توزیع متغیر نرمال است؟ یا آیا توزیع متغیر یکنواخت است؟ در

۲۰۰۵ یک روند تقریبی افزایش بارش را نشان می‌دهد.

الف) دوره اول (۱۹۸۲-۱۹۵۱): در این دوره میانگین بارش شیراز ۳۴۷ میلیمتر است. ضریب همبستگی پیرسون به دست آمده برابر $0/215-$ است که روند کاهش بارش را با افزایش زمان به صورت تقریبی نشان می‌دهد. میزان کاهش بارش در این دوره $109/5-$ میلیمتر بوده است. حداقل بارش این دوره ۹۶ میلیمتر در سال ۱۹۶۶ رخ داده که بیانگر یک خشکسالی است و حداکثر آن در سال ۱۹۵۴ رخ داده که نشان دهنده یک دوره کوتاه مرطوب است. این اعداد بیانگر دامنه تغییرات و نوسانهای زیاد بارش سالانه در این دوره است. میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی این دوره $0/048-$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $1/97$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $0/048$ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری نزدیک به ۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند کاهش است.

ب) دوره دوم (۲۰۰۵-۱۹۸۳): میانگین بارش این دوره برابر ۳۴۶ میلیمتر است که با میانگین کل دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۱ برابری می‌کند. علامت مثبت ضریب همبستگی ($r = +0.281$)، اگر چه مقدار همبستگی ضعیفی را نشان می‌دهد، بیانگر افزایش بارش سالانه در این دوره است که با افزایش دمای سالانه دوره دوم (۲۰۰۵-۱۹۶۸) تقریباً هماهنگ است. میزان افزایش بارش این دوره که از معادله خط رگرسیون به دست آمده، برابر ۱۰۰ میلیمتر است. حداقل بارش این دوره برابر ۱۹۲ میلیمتر است که در سال ۱۹۸۳ رخ داده که

اسمیرنوف از توزیع نرمال تبعیت می‌کند، ابتدا به بررسی تغییرات این آماره توسط آزمون رگرسیون بررسی گردید. برای محاسبه روند و میزان تغییرات بارندگی سالانه طی دوره فوق، از معادله خط رگرسیون استفاده شد و بر مبنای آن روند کاهش بارندگی حدود ۲۱- میلیمتر بر آورد شده است. پایین بودن ضریب همبستگی سالانه ($r = -0.046$) حاکی از نوسانهای شدید بارش سالانه طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۱ است. طی دوره مورد مطالعه سال ۱۹۶۶ با ۹۶ میلیمتر حداقل بارش و سال ۱۹۵۴ با ۷۱۱ میلیمتر حداکثر بارش سالانه را نشان می‌دهند. با بررسی شکل‌های ۴ و ۵ نیز که میانگین متحرک ۵ ساله بارش و روند تغییرات آن را نشان می‌دهد، می‌توان نتیجه گرفت که نوسان‌های بارندگی شیراز مهمتر و مشهودتر از روند تغییرات آن بوده و دامنه نوسان این آماره اقلیمی از شدت بسیار زیادی برخوردار است.

برای تحلیل دقیقتر تغییرات و روند سری زمانی بارش شیراز از آزمون رتبه‌ای مان - کندال نیز استفاده نمودیم. بر اساس روش مذکور میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان برای بارندگی شیراز $0/028$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $2/07$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $0/039$ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش شیراز دارای روند نیست.

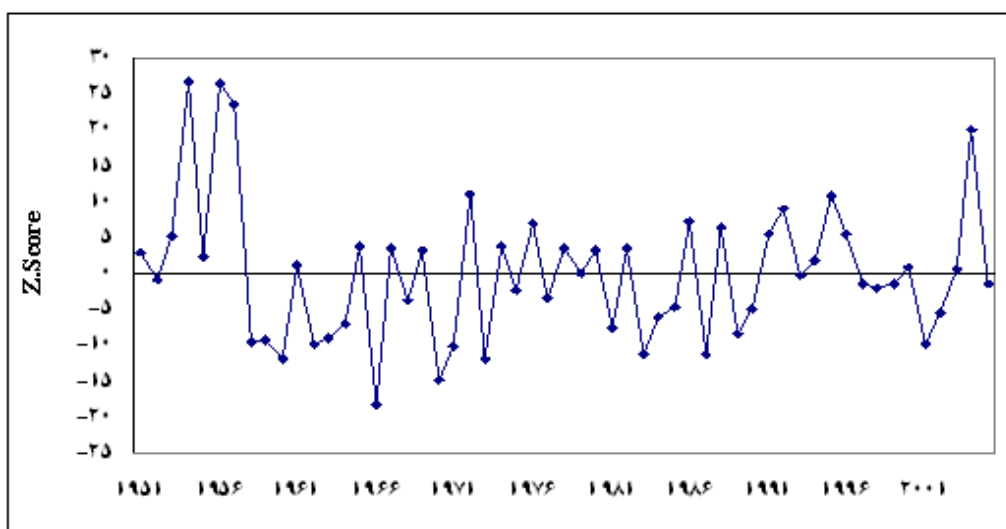
برای بررسی دقیقتر روند تغییرات بارندگی با استفاده از برازش خط رگرسیون پولی نومیال به میانگین متحرک ۵ ساله بارش سالانه، کل دوره مورد مطالعه به دو دوره تقسیم شد. دوره اول از ۸۲-۱۹۵۱ است، دوره کاهش بارش و دوره دوم از سال ۱۹۸۳ تا

بیانگر یک دوره خشکسالی کوتاه مدت است و حداکثر بارش سالانه به میزان ۶۲۲ میلیمتر در سال ۲۰۰۴ به وقوع پیوسته است. دامنه تغییرات بارش سالانه در این دوره هم زیاد است که باز حاکی از نوسانهای شدید این آماره اقلیمی است. میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی این دوره ۰/۱۶۲ + حاصل

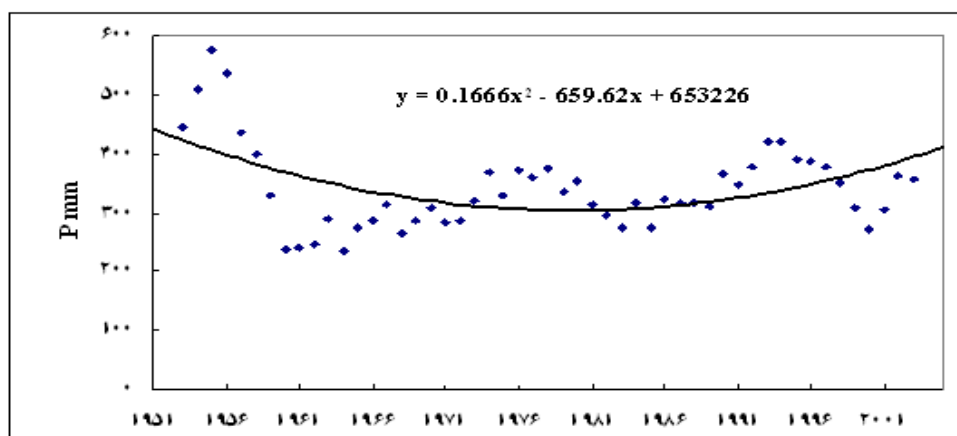
شده است. میزان آماره Z برابر با ۰/۰۸۵ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۰/۸۲۵ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری بیش از ۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند افزایشی است.

جدول ۸- تغییرات آماره‌های بارش شیراز طی دوره‌های بارشی تعیین شده از طریق همبستگی پیرسون

پارامترهای بارش طی دوره	ضریب همبستگی	میزان تغییرات	دامنه تغییرات	میانگین بارش	انحراف معیار	حداقل بارش	حداکثر بارش
دوره ۱۹۵۱-۱۹۸۲	-۰/۲۱۵	-۱۰۹/۵	۶۱۵	۳۴۷	۱۴۳/۵۱	۹۶	۷۱۱
دوره ۱۹۸۳-۲۰۰۵	۰/۲۷۱	+۱۰۰/۴	۴۳۰	۳۴۶	۳۳/۵۰۱	۱۹۱	۶۲۲



شکل ۴- مقادیر استاندارد شده Z بارش متوسط سالانه شیراز و روند تغییرات آن طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵



شکل ۵- میانگین متحرک ۵ ساله بارش شیراز و روند تغییرات آن در دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

۱- بارندگی فصلی و تغییرات آن

جدول ۹ نشان می‌دهد که در دوره ۵۵ ساله ۱۹۵۱-۲۰۰۵ بارندگی فصل زمستان دارای روند افزایشی است اما سایر فصول از روند کاهشی برخوردارند. میزان افزایش بارش در فصل زمستان در کل دوره که از معادله خط رگرسیون به دست آمده است $8/7+$ میلی‌متر است و میانگین بارش این فصل هم در کل دوره $66/5$ میلی‌متر است. فصول پاییز و تابستان به یک اندازه کاهش از خود نشان می‌دهند که برابر $6/3-$ میلی‌متر است. اما کاهش در فصل بهار که سومین فصل بارش شیراز است، تقریباً ناچیز و حدود $0/4-$ میلی‌متر است.

میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی فصل زمستان $0/094+$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $1/46$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $0/126$ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری بیش از ۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند افزایشی است.

میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی فصل بهار $0/147+$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $0/565-$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $0/645+$ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری بیش از ۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند کاهشی است.

میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی فصل تابستان $0/012+$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $0/169-$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد نیز برابر ۱ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری بیش از ۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند کاهشی است.

میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان (آزمون مان - کندال) برای بارندگی فصل پاییز $0/001+$ حاصل شده است. میزان آماره Z برابر با $0/965-$ و میزان سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $0/399+$ است. به دلیل اینکه سطح معنی داری بیش از

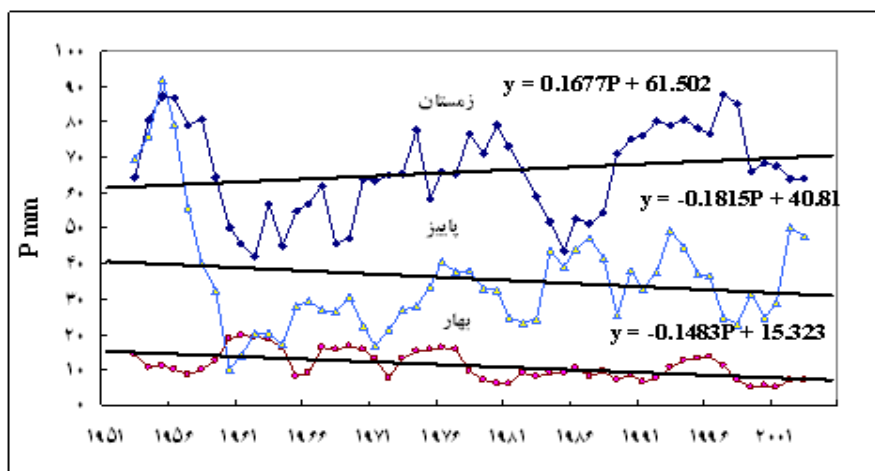
۵ درصد است، بنابراین فرض یک تأیید می‌شود و کاهشی است. داده‌های سری زمانی بارش این دوره دارای روند

جدول ۹- میانگین بارش فصلی و سالانه شیراز و تغییرات آن در دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

فصل	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	سالانه
ضریب همبستگی	۰/۰۸۲	-۰/۲۵۶	-۰/۵۸	-۰/۰۶	-۰/۰۴۶
میزان تغییرات	+۸/۷	-۰/۴	-۶/۳	-۶/۳	-۲۱
دامنه تغییرات	۱۴۷	۵۷	۹	۱۲۵	۶۱۵
انحراف معیار	۳۰/۵۸	۱۰/۲۸	۱/۸	۳۰/۶۳	۱۳۱/۶۳
میانگین بارش	۶۶/۵	۱۱	۰/۶	۳۷	۳۴۶
حداقل بارش	۱۰	۰/۱	۰	۰	۹۶
حداکثر بارش	۱۵۷	۵۷	۹/۲	۱۲۵	۷۱۱

کاهشی از خود نشان می‌دهند، اما بارش فصل زمستان روند افزایشی از خود نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، بارش سالانه متمرکزتر شده است و در طول دوره کوتاهی از سال ریزش می‌کند.

به منظور تعیین نوسانهای دوره‌ای بارندگی فصلی، میانگین متحرک ۵ ساله بارش و معادله خط رگرسیون برای فصول پر بارش سال محاسبه و شکل ۷ تهیه و ترسیم گردیده است. همان طور که خطوط رگرسیون و معادله آنها نشان می‌دهد، فصول بهار و پاییز روند



شکل ۷- میانگین‌های متحرک بارش فصلی شیراز طی دوره ۱۹۵۱-۲۰۰۵

فصل زمستان و پاییز با تغییرات بارش سالانه همخوانی دارد، در صورتی که روند تغییرات دوره‌ای

مقایسه میانگین‌های متحرک ۵ ساله فصلی (شکل ۶) و میانگین متحرک ۵ ساله بارش سالانه (شکل ۵) روشن می‌سازد که دوره‌های خشکسالی و ترسالی

هر سه فصل دیگر روند کاهشی از خود نشان می‌دهد، اما در دوره دوم تنها فصل بهار است که روند کاهشی دارد و سایر فصول از روند افزایشی برخوردارند.

بارش فصل بهار با نوسان‌های دوره‌ای بارش سالانه مطابقت کمتری دارد.

همان طور که در جدول ۱۰ نیز پیداست، در دوره اول (۸۲-۱۹۵۱) بارش به غیر از فصل زمستان در طول

جدول ۱۰- میانگین تغییرات بارش فصلی شیراز در دوره‌های بارشی تعیین شده

دوره	دوره ۱۹۵۱-۱۹۸۲				دوره ۱۹۸۳-۲۰۰۵			
	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز
ضریب همبستگی	۰/۰۱۸	-۰/۱۳۵	-۰/۰۹۲	-۰/۳۱۹	۰/۲۵۷	-۰/۱۷۰	۰/۱۰۳	۰/۱۰۵
میزان تغییرات	+۲	-۶/۵	-۰/۶	-۳۲/۴	+۲۵	-۳/۷	+۰/۶	+۱۱/۶
دامنه تغییرات	۱۴۸	۵۴	۹	۱۲۱	۹۷	۲۲	۸	۱۱۱
انحراف معیار	۳۲/۷۴	۱۲/۰۹	۱/۹۴	۲۹/۷۶	۲۸/۷	۶/۴۲	۱/۶۲	۳۲/۴۴
میانگین بارش	۶۵/۵	۱۳	۰/۶۸	۳۶	۶۸	۹	۰/۵	۳۸
حداقل بارش	۱۰	۲/۳	۰	۳	۲۰	۰	۰	۰
حداکثر بارش	۱۵۸	۵۶/۶	۹	۱۲۵	۱۱۷	۲۲	۸	۱۱۱

بررسی گردید. نتایج آزمون رگرسیون سری‌های زمانی نشان داد که بارش سالانه در کل تقریباً از یک روند تقریبی کاهشی برخوردار بوده است. اگر چه در سالهای اخیر باز هم شاهد روند افزایشی آن بوده ایم. آزمون مان - کندال عدم وجود روند در سری‌های بارش سالانه را نشان داد. با مطالعه عناصر بارش و دما در طی فصول سال نیز به این نتیجه رسیدیم که دما در کل فصول روند افزایشی از خود نشان می‌دهد، اما عنصر بارش متمرکزتر شده و غالباً در فصل زمستان روند افزایشی از خود نشان می‌دهد و در سایر فصول از روند کاهشی برخوردار است این نتیجه توسط هر دو آزمون رگرسیون سری‌های زمانی و آزمون مان - کندال مورد تأیید قرار گرفت. روند افزایش دما و بارش سالانه در کل به صورت تقریبی از یک روند معکوس تبعیت می‌کنند؛ یعنی با افزایش دما در کل دوره، بارش سالانه کاهش یافته است. این رابطه

نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر دو آماره اقلیمی دما و بارش سالانه ایستگاه همدید شیراز طی دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۱ بررسی گردید بررسی دمای شیراز با استفاده روش‌های رگرسیون سری‌های زمانی و آزمون بتا (β) حاکی از روند افزایشی این آماره اقلیمی بود. برای بررسی دقیقتر ایستگاه فیروزآباد که در فاصله ۹۳ کیلومتری شهر شیراز قرار دارد و دور از تأثیرات شهر نشینی شهرهای بزرگ از جمله شیراز است، نیز مطالعه گردید. نتایج بررسی‌ها با دو روش رگرسیون سری‌های زمانی و آزمون بتا (β) نیز حاکی از افزایش دما در این ایستگاه بود. البته، میزان افزایش دما در آن کمتر از شیراز بود که این مسأله گویای تأثیرات شهرنشینی در افزایش دمای شیراز است. بارش سالانه نیز پس از آزمون نکویی برآزش توسط روش‌های رگرسیون سری‌های زمانی و آزمون مان - کندال

جهانبخش، سعید، ترابی، سیما، (۱۳۸۳)، بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۴، پاییز، مشهد.

رحیم‌زاده، فاطمه، عسگری، احمد، (۱۳۸۳)، نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه روزی دمای کشور، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۳، تابستان، مشهد، ۱۵۵.

طباطبایی، علی، حسینی، مهرداد، (۱۳۸۲)، بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان بر اساس پارامترهای بارش ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان، ۹۴.

عزیزی، قاسم، (۱۳۸۳)، تغییر اقلیم، نشر قومس، تهران، چاپ اول، ۱.

عسگری، احمد، رحیم‌زاده، فاطمه، (۱۳۸۲)، برجستگی نوسان بارش در کشور نسبت به روند و جهش آن، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان، ۲۳۴.

علیجانی، بهلول، و قویدل رحیمی، یوسف، (۱۳۸۴)، مقایسه و پیش بینی تغییرات دمای سالانه تبریز با ناهنجاریهای دمایی کره زمین با استفاده از روش‌های رگرسیون و شبکه عصبی مصنوعی، مجله جغرافیا و توسعه، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، پاییز و زمستان ۱۳۸۴، زاهدان، ۲۱.

علیزاده، امین، (۱۳۸۱)، اصول هیدرولوژی کاربردی، انتشارات آستان قدس، چاپ چهاردهم، مشهد، ۷۳۵.

قطره سامانی، سعید، (۱۳۸۲)، آشکار سازی تغییرات دما و بارش نسبت به میانگین در استان چهار محال و بختیاری، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان، ۱۳۱.

معکوس را در مقاطع فصلی نیز بین بارش و دما به غیر از فصل زمستان که یک رابطه قوی مثبت بین این دو عنصر وجود دارد، در سایر فصول می‌توان مشاهده کرد.

منابع

ابراهیمی، حسین، علیزاده، امین و سهیلا جوانمرد، (۱۳۸۴)، بررسی وجود تغییر دما در دشت مشهد به عنوان نمایه تغییر اقلیم در منطقه، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۹، زمستان، مشهد.

باباپورباصر، علی اکبر، (۱۳۸۲)، پایان نامه دکتری به راهنمایی سعید جهانبخش، مطالعه تغییرات اقلیم حرارتی شمال غرب ایران و پیش بینی اوضاع آتی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، گروه جغرافیا، دانشگاه تبریز، ۱۵۵.

باتاچاریا، گوری ک، جانسون، ریچارد، (۱۳۷۹)، مفاهیم و روشهای آماری، مرتضی ابن شهر آشوب و فتاح میکائیلی، تهران، مرکز نشر دانشگاهی، ۴۲۰.

بختیاری، بهرام، (۱۳۸۲)، نگرشی تحلیلی بر تغییر اقلیم بارندگی و دمای شهر کرمان، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان، ۱۳۸۲.

جهادی طرقي، مهناز، (۱۳۷۸)، تعیین روند تغییرات دما و بارش شهر مشهد طی دوره آماری ۱۹۹۴-۱۹۵۱، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۵۴ و ۵۵، پاییز و زمستان، مشهد، ص ۱۵۱.

جهانبخش، سعید، باباپور، باصر، (۱۳۸۲)، بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریمای فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۰، پاییز، مشهد، ۱۲۴.

- temperature”, *Theor. Appl. Climatol.* 71, PP. 171-183
- Keily, G., Albertson, J.D., & Parlange, M.B. (1998). Recent Trends in Diurnal Variation of Precipitation at Valentia on the West Coast of Ireland. *Journal of Hydrology*. VOL. 207, NO.
- Matyasovszky, I., Bogardi, I., Bardossy, A., Duckstein, L. (1993). Estimation of Local Precipitation Statistics Reflecting Climate Change, *Water Resources Research*. 29, 39۵۵-3968
- Peter J. Robinson and Ann Henderson-Sellers. (1999). *Contemporary Climatology*, Pearson Education Limited Edinburg Gate, England, 317
- Piccarreta, M., Capolongo, D. and Boenzi, F. (2004). "Trend Analysis of Precipitation and Drought in Basilicata from 1923 to 2000 within Southern Italy Context". *International journal of climatology*, 24, 907-922.
- Nasrallah, H.A. and Balling, Jr. R.C., 1966: Analysis of Recent Climate Changes in the Arabian Peninsula Region, *Theor. Appl. Climatology* 52, 245-252
- Niedzwiedz, T., Ustrnul, Z., Szalai, S., Weber, R.O. (1996). "Trends of maximum and minimum daily temperatures in central and southeastern Europe." *Int J Climatol* 16:765-782.
- Turgay, P. & Ercan K. (2005). Trend Analysis in Turkish Precipitation data. Hydrological processes published online in wiley Interscience (www.interscience.wiley.com).
- WMO, 1966, Climate Change. Technical Note No 79.
- WMO. (1997). Progress Reports to CCL on Statistical Methods. WCDMP-No32. WMO/TD.no 834.
- WMO. (2000). Detecting Trend and Other Change in Hydrological Data. WMO/TD-NO.1013.
- Z. X. Xu, K. Takeuchi, H. Ishidaira. (2003). Monitoring Trend Step Changes in Precipitation in Japanese Precipitation. *Journal of hydrology*. 279: 144-150
- کاویانی، محمدرضا، عساکره، حسین، (۱۳۸۲)، بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، اصفهان، ۲۵۱.
- کاویانی، محمدرضا، علیجانی، بهلول، (۱۳۷۹)، مبانی آب و هواشناسی، انتشارات سمت، تهران، ۷۵.
- گلدسته، اکبر، کریمی، آقامیر و سعید خدارحمی، مصطفی ترابی و راحله اصغری، (۱۳۷۷)، راهنمای کاربران Spss 6.0 For Windows، جلد اول، تهران، مرکز فرهنگی انتشاراتی حامی.
- مسعودیان، ابوالفضل، (۱۳۸۳)، بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، مجله جغرافیا و توسعه، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، بهار و تابستان ۱۳۸۳، زاهدان، ۸۹.
- مولایی نیکو، مصطفی، به راهنمایی نوذر سامانی، (۱۳۸۲)، تغییر اقلیم در شمال و جنوب-جنوب غرب ایران از دیدگاه مشاهدات بارش، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، دانشکده علوم، گروه علوم زمین، شیراز، ۱۳۷.
- مومنی، منصور، (۱۳۸۶)، تحلیل داده‌های آماری با استفاده از SPSS، انتشارات کتاب نو، چاپ اول، تهران، ۳۰۲.
- نورمحمدی، محمد، (۱۳۷۸)، پایان نامه کارشناسی ارشد به راهنمایی محمد رضا مشکانی، تعیین نقاط تغییر در دمای جو بالای تهران به منظور بررسی تغییرات احتمالی اقلیم با استفاده از مدل‌های خطی پویا، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم ریاضی، گروه آمار، تهران، ۱۱۷.
- Climate Change. (1997). WMO UNITAR – UNDP – UN – UNEP – UNFCCC.
- Grieser, J., Tromel, S., & Schonwiese, C. D. (2002). "Statistical time series decomposition into significant components and application to European

Analysis of Temperature and Precipitation changes of Shiraz during the Period of 1951-2005

A. Asadi. A. Heydari

Received: 6 July 2009 / Accepted: 17 August 2010, 39-42 P

Extended Abstract

1- Introduction

Climate change nowadays is considered as one of squabbles scientific and even political –social prevalent, indeed isn't new squabble. On basis climatic models forecast anticipated that increased precipitation measure in world, but not possible sound precipitation trend forecast in different regions. Likely monthly precipitation increased in latitudes high however whatever occurred in mid and tropical latitude depend to special climatic models and produce and dispersion matter pollution viewpoints.

2- Methodology

The moving mean, time series

regression, correlation coefficient Pearson, β test, Mann-kendall's test were used to analyze temperature and precipitation changes of Shiraz station. According to the normal distribution of temperature, linear regression could use for analysis of temperature trend. But to determine existence or nonexistence trend and its direction must be use β test. Since some climatic series like precipitation doesn't subordinate normal distribution, thus for trend analysis could use Mann-Kendall test. This test examined hypothesizes in below:

H_0 : Observations without increasing and decreasing trends.

H_1 : Steady trend in time length.

In this paper for temperature studying, have been used linear regression test and β test and for precipitation analyzing were applied linear regression test and Mann-Kendall test.

Author

A. Asadi. (✉)

PhD student of climatology, University of Isfahan, Isfahan, Iran
email: ashraf_asadi@yahoo.com

A. Heydari

Assistant Professor of Geography and Urban Planning, University of Yasuj, Yasuj, Iran

3- Discussion

Changes temperature analyses do annually and seasonally.

In Shiraz synoptic station is mean annually temperature 17.75° centigrade in term of 1951-2005. With linear regression test it trend has increase with correlation coefficient 0.64 and rate 1.9°C in term of discussion. β test in confidence level 95% do in this station and show that increased temperature in this term. H_0 confirm in this parameter. Changes analysis mean seasonally temperature show increasing trend in 4 season .But temperature increasing is obviously in spring and summer.

For exact survey, variation trend of precipitation using fitting polynomial regression line to 5 year moving mean utilized time was categorized to two periods. The first period be 1951 until 1982 and second period be from 1983 until 2005. The first period has show decreasing trend and second period shown increasing trend .In the first period rankly correlation level of time-precipitation (Mann-Kendall test) is -0.048. Therefore confirm H^1 and series time data has show decreasing trend. In second period rankly correlation level of time-precipitation (Mann-Kendall test) is +0.162. Therefore confirm H^1 and series time data has show increasing trend .

In the winter rankly correlation level of time-precipitation (Mann-Kendall test) is +0.094. Therefore confirm H^1 and series time data has show increasing trend. In spring rankly is correlation -0.147 and series time data has decreasing trend. Summer has rankly correlation

+0.012 and series time data has increasing trend. In autumn season is rankly correlation +0.001 and series time data has low increasing trend.

4- Conclusion

In this paper, changes of rate and trend of temperature and precipitation was studied with utilized time series regression, Z. Score, moving mean, independent and homogeneity tests, Beta test and Mann-Kendall 's test techniques of shiraz during 55 year periods between 1951 to 2005. The results were obtained; the temperature during this period shows an increasing trend and it observed in four seasons. The annual precipitation average shown a decrease trend and the seasonal precipitation average observed in all season exception winter.

In this station, precipitation and temperature annual increasing trend followed a inverse trend, it means is that with increasing temperature precipitation was decreasing. Exception of winter season, this inverse trend was observing in other seasons.

Keywords: Time series regression, Z. Score, Independent and Homogeneity tests, Beta test, Mann-Kendall, s test.

References

- Ebrahimi.H,Alizadeh.A,Javanmard.S,(2006),The Study of Temperature Variation in the Plain of Mashhad as th Index of Climate Change in the Region, Geographical Research Quarterly ,Tome 79,Mashhad,5
- Baba PurBaser.A.A,(2003), Climate Thermal Variations Study in Iran Northwest and Future Statues Prediction,Jahanbakhsh.S,Tabriz Univercity, Department of Geography.

- Gouri K.Bhattacharyya, Richard A.Johnson,(1977),Statistical Concepts and Methods,Ebneshahrashob.M,Mekaeli.F,The Center of Univercity publication ,Tehran.
- Bakhtiari.B,(2003),Analysis Kerman Temperature and Precipitation Regime under Climate Change,Proceeding of Third Regional & First National Conference on Climate Change,Isfahan,I.R. of Iran.
- Jahadi Toroghi.M,(2000),Specifying the Process of Changes in Precipitation and Temperature of Mashhad During the Period of 1951-94 , Geographical Research Quarterly ,Tome 54-55,Mashhad.
- Jahanbakhsh.S,Babapur.B,(2003),The Analysis and Prediction of Monthly Average Temperature Changes in Tabriz Using ARIMA Model, Geographical Research Quarterly ,Tome 70,Mashhad.
- Jahanbakhsh.S,Torabi.S,(2004),Review and Prediction of Temperature and Precipitation in Iran, Geographical Research Quarterly ,Tome 74,Mashhad.
- Rahimzadeh.F,Asgari.A,A Look at the Difference between Increase Rates of Minimum and Maximum Temperature and Decrease Rates of Diurnal Temperature Range(DTR) in Iran, Geographical Research Quarterly ,Tome 73,Mashhad.
- Tabatabaei.S.a,Hossainy.M,(2003),Assessment of Climate Change in Semnan,Based on a Monthly Mean Temperature Parametrs, Proceeding of Third Regional & First National Conference on Climate Change,Isfahan,I.R. of Iran
- Azizi.GH ,(2004), Climate Change, Ghomes Publications,1th Edition, Tehran.
- Asgari.A,Rahimzadeh.F,(2003),Fluctuation Prominence of Precipitation than Trend and Mutation in Iran, Proceeding of Third Regional & First National Conference on Climate Change,Isfahan,I.R. of Iran.
- Alijani.B,Ghavidel Rahimi.Y,(2006),Comparison and Prediction of the Temperature Variations of Tabriz with the Global Temperature Anomalies Through the Use of Regression and Artificial Neural Network Methods, Geography and Development ,volume 6,Zahedan.
- Alizadeh.A,(2002),Principal of Applied Hydrology, Emam Reaza Univercity,14th Edition ,Mashhad.
- Ghatre Samani.S,(2003),Showing Temperature and Precipitation Variations than Average in Chahar Mahal and Bakhtiari, Proceeding of Third Regional & First National Conference on Climate Change,Isfahan,I.R. of Iran.
- Kavyani.M.R, Asakere.H,(2003),Statistical Analysis Annual Long Term Precipitation Isfahan, Proceeding of Third Regional & First National Conference on Climate Change,Isfahan,I.R. of Iran.
- Kavyani.M.R ,Alijani.B,(2000),The Foundations of Climatology,Samt Publication,7th Edition,Tehran.
- Goldaste.A ,Karimi.A ,Khoda Rahmi.S,Torabi.M, Asgari.R,(1998),Users Guide Spss 6.0 for Windows,Hami Publication,First Edition,Tehran.
- Masoodian.S.A,(2004),Temperature Trends in Iran During the Last Half Century ,Geography and Development,volume2,Zahedan.
- Molaii Niko.M,(2003),Climate Change in North and south-Southwestern Iran from Precipitation Observations,Sammani.N,Shiraz Univercity, Faculty of Science.
- Moemeni.M,(2007),Analysis Statistical Data with Utilize SPSS,New Book Publication ,First Edition,Tehran.
- Noor Mohammadi.M,(1999),Identification of Change Point(s) in Tehran 's Upper Atmosphere Temperature Climate Change with Using Dynamic Linear Models,Meshkani.M, Shahid Beheshti University , Faculty of Mathematical Sciences
- Climate Change , WMO UNITAR – UNDP – UN – UNEP – UNFCCC , 1997
- Grieser J., S. Tromel, C. D. Schonwiese (2002), “Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature”, *Theor. Appl. Climatol.* 71, PP. 171-183
- Keily , G., Albertson, J.D., Parlange, M.B., 1998. Recent Trends in Diurnal Variation of Precipitation at Valentia on the West Coast of Irland. *Journal of Hydrology.* VOL. 207, NO.
- Matyasovszky, I., Bogardi, I., Bardossy, A., Duckstein, L., 1993. Estimation of Local

- Precipitation Statistics Reflecting Climate Change, *Water Resources Research*. 29, 3955-3968
- Peter J. Robinson and Ann Henderson-Sellers, 1999, *Contemporary Climatology*, Pearson Education Limited, Edinburgh Gate, England, 317
- Piccarreta, M., Capolongo, D. and Boenzi, F. (2004). "Trend Analysis of Precipitation and Drought in Basilicata from 1923 to 2000 Within Southern Italy Context". *International journal of climatology*, 24, 907-922.
- Nasrallah, H.A and Balling, Jr. R.C, 1966: Analysis of Recent Climate Changes in the Arabian Peninsula Region, *Theor. Appl Climatology* 52, 245-252
- Niedzwiedz T, Ustrnul Z, Szalai S, Weber RO (1996) "Trends of maximum and minimum daily temperatures in central and southeastern Europe." *Int J Climatol* 16:769-782.
- Turgay, P. and Ercan K. (2005). Trend Analysis in Turkish Precipitation data. Hydrological processes published online in Wiley InterScience (www.interscience.wiley.com).
- WMO, 1966, Climate Change. Technical Note No 79.
- WMO, 1997, Progress Reports to CCL on Statistical Methods. WCDMP-No. 32. WMO/TD.no 834.
- WMO, 2000, Detecting Trend and Other Change in Hydrological Data. WMO/TD-NO.1013.
- Z.X. Xu, K. Takeuchi, H. Ishidaira. 2003. Monitoring Trend Step Changes in Precipitation in Japanese Precipitation. *Journal of hydrology*. 279: 144-150.