

بررسی روند نمایه‌های دوره سرما، فصل رشد، دمای مطلق کمینه و بیشینه در استان فارس

سوسن اسفندیاری^۱، امین شیروانی^{۲*}

- ۱- کارشناس ارشد هواشناسی کشاورزی، بخش مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز
- ۲- دانشیار بخش مهندسی آب و مرکز پژوهش‌های جوی اقیانوسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

چکیده

در این پژوهش تحلیل روند نمایه‌های دمایی هواشناسی کشاورزی در پنج ایستگاه هواشناسی در استان فارس مطالعه شد. ده نمایه هواشناسی-کشاورزی شامل نمایه‌های دوره سرما (آخرین یخبندان بهاره، اولین یخبندان پاییزه، طول دوره یخبندان، تعداد روزهای یخبندان و ساعات سرمادهی)، نمایه‌های فصل رشد (آغاز، پایان و طول فصل رشد) و نمایه‌های دمای مطلق سالانه (کمینه و بیشینه) با استفاده از داده‌های دمای هوای بیشینه و کمینه روزانه بررسی شدند. آزمون من-کندال و تحلیل روند خطی به ترتیب برای تعیین وجود و اندازه (شیب) روند استفاده شدند. آزمون من-کندال دنباله‌ای نیز برای یافتن نقطه آغاز ناگهانی و بررسی روند در زیردوره‌ها به کار گرفته شد. روند کاهشی معنی‌دار در اغلب نمایه‌های دوره سرما در ایستگاه باجگاه (دانشکده کشاورزی) و روند افزایشی معنی‌دار در نمایه ساعات سرمادهی در ایستگاه شیراز مشاهده شد. در میان نمایه‌های دوره سرما، نمایه طول روزهای یخبندان بیشترین مقدار روند را دارا بود. یک روند کاهشی معنی‌دار برای طول دوره و تعداد روزهای یخبندان با شیب $Day/Decade$ ۱۲- و ۹- از سال ۱۹۸۶ در باجگاه مشاهده شد. همچنین نمایه ساعات سرمادهی در ایستگاه‌های باجگاه و شیراز به ترتیب با شیب $Hour/Decade$ ۶۸- و ۶۶- روند کاهشی معنی‌دار داشتند. نتایج این دو ایستگاه نشان داد که شروع فصل رشد زودرس، تأخیر در پایان فصل رشد و افزایش طول دوره رشد رخ داده است. در اغلب نمایه‌ها نقطه تغییر روند در ایستگاه‌های باجگاه و شیراز به ترتیب در دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۷۰ به دست آمد. همچنین تغییر روند معنی‌دار نمایه‌های کمینه و بیشینه مطلق سالانه در ایستگاه کوشک دیده شد.

کلید واژه‌ها: نمایه‌های هواشناسی کشاورزی، آزمون من-کندال دنباله‌ای، نقطه تغییر.

مقدمه

انجام شده، کاهش تعداد روزهای یخبندان و افزایش فصل رشد در ترکیه (Erlat and Türkeş, 2012)، کاهش تعداد روزها و طول دوره یخبندان و گرم شدن نمایه‌های کمینه در آرژانتین (Long-Fernández, 2013)، کاهش تعداد روزهای یخبندان از ۱۹۶۰ به بعد در چین (Li et al., 2010) و طولانی‌تر شدن فصل رشد در ناحیه بوهم کشور چک (Potop et al., 2014) گزارش شده است. در مطالعات انجام شده در ایران نیز کاهش تعداد روزهای یخبندان و افزایش دمای کمینه در تهران (محمدی و تقوی، ۱۳۸۴)، پیش تأخیر در تاریخ وقوع اولین یخبندان پاییزه و جلو افتادن تاریخ آخرین یخبندان بهاره و طول فصل رشد در ایستگاههای مورد مطالعه (نصیری و همکاران، ۱۳۸۵). افزایش دمای کمینه و کاهش دمای بیشینه در ایستگاه‌های حاشیه خزر (عزیزی و روشنی، ۱۳۸۷)، روند مثبت نمایه‌های حدی گرم و روند منفی نمایه‌های حدی سرد در استان کردستان (دارند، ۱۳۹۲)، کاهش تعداد روزهای یخبندان در سراسر کشور (رحیم زاده و همکاران، ۲۰۰۹)، پایدارتر بودن دمای بیشینه نسبت به کمینه در ایستگاه‌های جنوب غرب کشور (زارع نیستانک و همکاران، ۲۰۱۴) مشاهده شده است. در مناطق کوهستانی ایران تغییرات دمای روزانه و بارش معنی دار بود و در بیشتر ایستگاه‌ها با افزایش حداکثر دما در روز افزایش حداقل دما مشاهده شد (سهرابی و همکاران، ۲۰۱۳). افزایش دما به دلیل افزایش تعداد روزهای بدون یخبندان و طولانی تر شدن فصل رشد و افزایش اثرات منفی تغییر اقلیم به ترتیب در جنوب، شرق و مرکز کشور (کوچکی و همکاران، ۱۳۹۴)، وقوع زودرس اولین یخبندان پاییزه و آخرین یخبندان بهاره و کاهش طول دوره یخبندان و سرما در ایستگاه‌های مشهد، تبریز و قزوین (قربانی و ولیزاده، ۱۳۹۳)، افزایش الگوی گسترش غربی-شرقی پهنه یخبندان شهر تهران (لشکری و کیخسروی، ۱۳۹۶)، کاهش طول دوره یخبندان، افزایش روند دمای حداقل و کاهش تعداد روزهای یخبندان در رشت (رضایی و عابد، ۱۳۸۹)

با توجه به یکسان نبودن زمان شروع و میزان کاهش تغییرات در ایستگاه‌های مختلف (عزیزی و روشنی، ۱۳۸۷؛ Skaggs and Irmak, Erlat and Türkeş, 2011 باید مطالعات دقیق‌تری در سایر ایستگاه‌های کشور

دمای هوا یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های اقلیمی است که به دلیل ارتباط آن با سرمازدگی، طول دوره رشد و میزان تبخیر تعرق تأثیر بسزایی بر عملکرد محصول دارد. دمای هوا عاملی محدودکننده در رشد گیاه است که بررسی وجود روند یا نوسان آن می‌تواند در کاهش میزان اثرات منفی و مدیریت در بخش کشاورزی سودمند باشد. اگرچه دمای هوا یکی از مهم‌ترین سنجه‌ها برای پیش‌بینی رشد گیاه، میزان محصول و نیاز آبی آن است، بررسی کمیت و چگونگی تغییرات دمای میانگین به‌تنهایی در تعیین تأثیرات آب و هوایی و اقلیمی و تغییر اقلیم بر کشاورزی کافی نیست. به این دلیل که در بررسی میانگین‌ها، اثر دماهای حدی از بین رفته و یا تعدیل می‌شود (Skaggs and Irmak, 2012) و تغییرات بزرگ در دماهای حدی تنها تغییرات کوچکی در میانگین‌ها به‌جا می‌گذارد (Katz and Mearns et al., 1984 ؛ Brown, 1992). اگرچه بررسی تغییرات دماهای حدی امری ضروری است اما به دلیل وجود حساسیت کشاورزی نسبت به زمان و طول دوره تغییرات دما و نیز چگونگی توزیع دما، اهمیت بررسی ریزینانه‌تر نمایه‌های وابسته به دما در بخش کشاورزی آشکار می‌شود. شواهدی مبنی بر وجود روند کاهشی در تعداد روزهای یخبندان در ۵۰ سال گذشته، در بیشتر نواحی واقع در عرض‌های میانی و بالایی نیمکره شمالی (Frich et al., 2002) و افزایش طول دوره رشد با توجه به افزایش دما در نزدیکی سطح زمین مشاهده شده است (Shen et al., 2005 ؛ Moonen et al., 2002)؛ Schwartz et al., 2006). بررسی‌ها نشانگر افزایش طول فصل‌های بدون یخبندان در بسیاری از نواحی با عرض‌های جغرافیایی میانی و بالا در هر دو نیمکره و آغاز زودرس فصل بهار در نیمکره شمالی می‌باشد (Trenberth et al., 2007). در اروپای مرکزی افزایش احتمال تغییر در دوره بدون یخبندان (Menzel et al., 2003)، زودرس بودن آخرین یخبندان بهاره در طول دهه‌های گذشته (Scheifinger et al., 2003)، افزایش دوره بدون یخبندان و طول فصل رشد، پایان دیررس فصل رشد و افزایش روز درجه رشد در کانادا (Shen et al., 2005) ؛ Bootsma, 1994) مشاهده شد. بر اساس پژوهش‌های

مواد و روش‌ها

داده‌ها و محدوده مورد مطالعه پژوهش

منطقه مورد مطالعه و داده‌ها: در این پژوهش از داده‌های روزانه بلندمدت دمای بیشینه و کمینه پنج ایستگاه استان فارس شامل سه ایستگاه همدیدی شیراز، آباد و فسا (تحت پوشش سازمان هواشناسی کشور) و دو ایستگاه هواشناسی کشاورزی باجگاه و کوشکک (تحت پوشش دانشگاه شیراز) استفاده گردید. دلیل انتخاب این ایستگاه‌ها داشتن آمار بلندمدت می‌باشد. مشخصه‌های ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۱ آمده است. پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه در شکل ۱ قابل مشاهده است.

با توجه به این‌که برخی ایستگاه‌ها دارای داده‌های گمشده بودند، برای بازسازی داده‌ها از روش رگرسیون خطی با ایستگاه‌های مجاور که دارای همبستگی بالایی بود استفاده شد. از روش‌های دیگری مانند میانگین درازمدت نیز می‌توان برای پرکردن داده‌های گم شده استفاده نمود ولی استفاده از ایستگاه‌های مجاور که همبستگی بالا و معنی‌داری با ایستگاه دارای داده گم شده دارند مناسب‌تر است. همگنی داده‌ها نیز با استفاده از آزمون ران بررسی و تأیید شد.

انجام شود. استان فارس به دلیل گستردگی، تنوع اقلیم و حاصلخیزی خاک، یکی از قطب‌های مهم کشاورزی کشور به شمار می‌آید و سهم قابل توجهی از تولید محصولات و فراورده‌های کشاورزی کشور را به خود اختصاص داده است و تا کنون پژوهشی در این منطقه انجام نشده است. تعداد نمایه‌ها در پژوهش حاضر بیشتر است و نمایه ساعات سرمادهی در پژوهش‌های داخلی انجام نشده است. هرچند پیشگیری از زیان‌هایی چون سرمازدگی که نتیجه تغییرات دما و نمایه‌های حدی وابسته به آن است به‌طور کامل امکان‌پذیر نیست، اما بررسی روند این نمایه‌ها می‌تواند در کاهش آسیب‌های بخش کشاورزی در این استان سودمند باشد. در راستای این هدف در پژوهش حاضر روند نمایه‌های هواشناسی کشاورزی به صورت کامل‌تر نسبت به پژوهش‌های گذشته انجام شد، که بیانگر تغییرات فصل رشد و دوره سرماست، در چند ایستگاه منتخب استان فارس بررسی شد. با توجه به این‌که تغییر طول دوره بر روند تأثیر می‌گذارد، با استفاده از آزمون من-کندال دنباله‌ای دوره زمانی (اندازه نمونه) به‌عنوان یک متغیر در نظر گرفته می‌شود و رفتار داده‌ها در زیر دوره‌ها نیز موردتوجه قرار می‌گیرد. در این پژوهش، برای بررسی وجود روند از روش‌های ناپارامتری من-کندال و من-کندال دنباله‌ای و برای بررسی مقدار روند از روند خطی (رگرسیون خطی) استفاده شد.



شکل ۱- پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه

جدول ۱- مشخصه‌های جغرافیایی ایستگاه‌های مورد مطالعه

نام ایستگاه	عرض	طول	ارتفاع(متر)	دوره آماری
آباده	۳۱° ۱۱'N	۵۲° ۴۰'E	۲۰۳۰	۱۹۷۸-۲۰۱۲
باجگاه	۲۹° ۵۰'N	۵۲° ۴۶'E	۱۸۱۰	۱۹۷۶- ۲۰۱۳
شیراز	۲۹° ۳۲'N	۵۲° ۳۶'E	۱۴۸۴	۱۹۵۶-۲۰۱۲
فسا	۲۸° ۵۸'N	۵۳° ۴۶'E	۱۲۸۸	۱۹۶۷-۲۰۱۲
کوشک	۳۰° ۰۷'N	۵۲° ۳۴'E	۱۶۵۰	۱۹۷۶- ۲۰۱۳

نمایه‌های حدی اقلیمی پژوهش

نمایه‌های حدی اقلیمی مورد مطالعه این پژوهش شامل سه گروه می باشد:

الف) نمایه‌های دوره سرما: نمایه‌هایی که برای مطالعه دوره سرما بررسی شده شامل اولین یخبندان پائیزه، آخرین یخبندان بهار، طول دوره یخبندان، تعداد روزهای یخبندان و ساعات سرمادهی بود. ساعات سرمادهی مجموع ساعات شبانه روز با دمای کمتر یا مساوی ۷ °C است که تعداد ساعات مورد نیاز گیاه برای خروج از دوره نهفتگی است (Fraisie and Whidden, 2010) و به نوع و گونه گیاه بستگی دارد. از آنجا که برای محاسبه ساعات سرمادهی نیاز به داده‌های ساعتی است و این اطلاعات در بلندمدت در ایستگاه‌های مورد مطالعه موجود نبود، با استفاده از دماهای کمینه و بیشینه روزانه، ساعات سرمادهی در هر روز از رابطه (Pascale and Damario, 2004) تخمین زده شد:

$$CH = 24 * \frac{7 - T_{\min}}{T_{\max} - T_{\min}} \quad (1)$$

در معادله بالا T_{\max} و T_{\min} به ترتیب دمای کمینه و بیشینه روزانه می باشد. ساعات سرمادهی فصل سرد از جمع ساعات سرمادهی روزانه در سردترین ماه‌های سال شامل دسامبر، ژانویه و فوریه در ناحیه مورد مطالعه محاسبه شد.

ب) نمایه‌های فصل رشد: آغاز، پایان و طول فصل رشد به عنوان نمایه‌های فصل رشد بررسی شدند. آغاز فصل رشد اولین مشاهده در سری زمانی است که در آن دمای میانگین در هفت روز متوالی بیشتر از دمای مناسب برای رشد گیاه باشد. پایان فصل رشد آخرین مشاهده در سری زمانی است که در آن دمای میانگین در هفت روز متوالی کمتر از دمای مناسب برای رشد گیاه باشد (Shen et al., 2005). در پژوهش حاضر به صورت پیش فرض دمای مناسب رشد ۱۰°C در نظر گرفته شده است.

پ) نمایه‌های دمایی: نمایه‌های کمینه و بیشینه مطلق سالانه، کمترین و بیشترین دمایی است که در طول سال رخ داده است.

برای محاسبه نمایه‌های یاد شده کدهای مورد نیاز در محیط برنامه نویسی R نوشته شد. داده‌های سری زمانی دمای کمینه و بیشینه روزانه به عنوان فایل ورودی این کد استفاده شد.

بررسی خودهمبستگی مرتبه اول نمایه‌ها: فرض اولیه در بررسی روند در آزمون من-کندال و من-کندال دنباله‌ای این است که داده‌های اولیه خودهمبستگی معنی داری نداشته و مستقل باشند (Sayemuzzaman M. Jha M. K. 2014).

در مواردی که سری‌های زمانی دارای ضریب خودهمبستگی معنی دار در تأخیر یک باشد، احتمال مشاهده روند افزایش یافته و فرض صفر مبنی بر نبود روند رد می شود (Stocker et al., 2013; Shirvani, 2015). روش پیش سفید کردن یکی از تبدیل‌های معمول برای حذف اثر خودهمبستگی می باشد. استفاده از روش من-کندال با حذف اثر خودهمبستگی نه تنها از دقت بیشتری برخوردار است بلکه توان آزمون نیز به قوت خود باقی می ماند (Hamed and Rao, 1998). فرض کنید سری زمانی مشاهده شده

$X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ و r_1 بیانگر ضریب خود همبستگی در تأخیر یک باشد. آنگاه سری زمانی تبدیل شده (سری زمانی پیش سفید شده) که به صورت $X_2-r_1X_1, X_3-r_1X_2, \dots, X_n-r_1X_{n-1}$ محاسبه می شود، دیگر دارای همبستگی پیاپی نمی باشد. این سری زمانی تبدیل شده به عنوان فایل ورودی آزمون‌های من کندال و من کندال دنباله ای در نظر گرفته می شود. در صورتی که در سری زمانی، داده‌ها در تأخیر یک معنی دار نباشد نیاز به تبدیل داده نمی باشد و همان داده‌های اولیه به عنوان فایل ورودی آزمون‌های بیان شده در نظر گرفته می شوند.

جدول نرمال استاندارد $Z_{0.975} = 1.96$ باشد، آنگاه فرض صفر (روند وجود ندارد) در سطح خطای ۵٪ رد می‌شود. برای محاسبه آماره‌های آزمون من-کندال و من-کندال دنباله‌ای کدهای برنامه‌نویسی در محیط R نوشته شد.

نتایج و بحث

در بررسی‌های اولیه در ایستگاه فسا، آزمون من-کندال دنباله‌ای در ایستگاه یک تغییر ناگهانی و شدید در سال ۱۹۸۴ را نشان داد. پس از کنکاش و تماس با سازمان هواشناسی مشخص شد که این تغییر ناگهانی و شدید ناشی از تغییر محل این ایستگاه در سال ۱۹۸۴ است. به دلیل کوتاه شدن طول دوره آماری در فسا این ایستگاه از فهرست ایستگاه‌های مورد مطالعه حذف شد. در سایر ایستگاه‌ها تغییر غیرمعمول مشاهده نشد.

الف) بررسی خودهمبستگی نمایه‌های پژوهش: پیش از تحلیل روند، نمایه‌ها از نظر خودهمبستگی (Gocic and Trajkovic, 2013) بررسی شدند. نتایج نشان داد که در ایستگاه شیراز نمایه‌های آخرین یخبندان بهاره، اولین یخبندان پاییزه، طول دوره و تعداد روزهای یخبندان خودهمبستگی معنی‌دار داشتند. در ایستگاه باجگاه نیز آغاز فصل رشد، طول دوره و تعداد روزهای یخبندان و در ایستگاه آباده پایان فصل رشد خودهمبستگی معنی‌دار داشتند. در نمایه‌های دارای خودهمبستگی معنی‌دار، داده‌ها به روش پیش سفید کردن تبدیل شدند تا اثر همبستگی پیاپی از بین برود. برای نمونه طول دوره یخبندان در ایستگاه باجگاه دارای همبستگی پیاپی معنی‌دار بود. شکل ۲- الف و ۲- ب به ترتیب نشانگر نمودار خودهمبستگی طول دوره یخبندان قبل و بعد از تبدیل داده‌ها می‌باشد. در نمودارهای یادشده خط‌چین‌های بالا و پایین نشان‌دهنده خطوط $\pm 1/96$ می‌باشد که اگر مقدار ضریب همبستگی در تأخیر یک خارج از این محدوده باشد، نشان‌دهنده آن است که داده‌ها دارای همبستگی پیاپی مرتبه اول می‌باشند. در ایستگاه کوشک هیچ نمایه‌ای که در طول دوره مطالعه خودهمبستگی معنی‌دار داشته باشد، مشاهده نشد. به‌عنوان نمونه نمودار خودهمبستگی نمایه آخرین یخبندان در ایستگاه باجگاه، که دارای خودهمبستگی معنی‌داری نبود، در شکل ۳ آورده شده است.

روش تحلیل روند: یکی از روش‌های رایج در بررسی رفتار سری‌های زمانی هیدرولوژی و هواشناسی، تحلیل روند است. در این پژوهش برای بررسی وجود یا نبود روند در کل دوره آماری از آزمون نا پارامتری من-کندال (۱۹۷۵) (طبری و حسین زاده، ۲۰۱۱) و برای تعیین مقدار روند از روش رگرسیون خطی استفاده شد. در مواردی که روند وجود داشت، از آزمون من-کندال دنباله‌ای (Sneyers, 1990) برای مشخص نمودن نقطه آغاز روند و تغییر ناگهانی در سری‌های زمانی در طول دوره مطالعه استفاده گردید که در ادامه توضیح داده شده است.

آزمون من-کندال دنباله‌ای: در آزمون من-کندال دنباله‌ای دوره زمانی (اندازه نمونه) ثابت نبوده و به‌عنوان یک متغیر در نظر گرفته می‌شود. در این روش به بررسی روند در زیر دوره‌ها پرداخته می‌شود. این آزمون برای ارزیابی و بررسی شروع یک روند در داخل نمونه $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ به کار می‌رود. اساس کار بر این است که هر داده X_j ($j=2, \dots, n$) با داده X_k ($k=1, \dots, j-1$) در سری زمانی مقایسه شده و به ازای هر بار بزرگ‌تر بودن X_j از X_k یک واحد به n_j (تعداد دفعات قبلی که X_j بزرگ‌تر از X_k باشد) افزوده می‌گردد. تعداد دفعات بزرگ‌تر بودن X_j از X_k از معادله (۲) به دست می‌آید:

$$t_j = \sum_{i=2}^j n_i, j = 2, \dots, n \quad (2)$$

این آماره دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و پراش مطابق معادله (۳) می‌باشد:

$$Var(t_j) = \frac{j(j-1)(2j+5)}{72} \quad (3)$$

مقادیر دنباله‌ای آماره $U(t)$ از معادله (۴) محاسبه می‌شود:

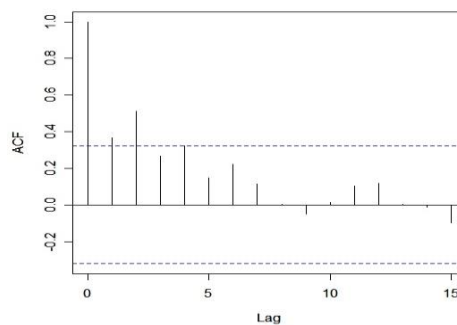
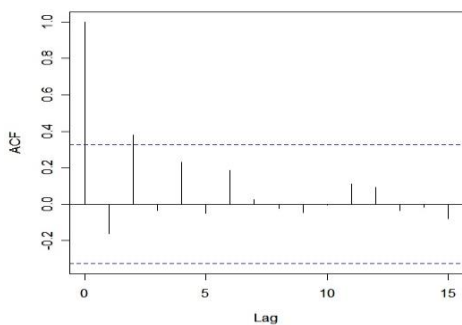
$$U(t) = \frac{t_j - E(t_j)}{\sqrt{Var(t_j)}}, j = 2, \dots, n \quad (4)$$

دنباله $U'(t)$ همانند مراحل بالا محاسبه می‌شود با این تفاوت که نقطه شروع داده‌ها آخر سری‌های زمانی است. دنباله $U(t)$ و $U'(t)$ به ترتیب دنباله پیشرو و پسرو نامیده می‌شود. در آزمون من-کندال دنباله‌ای نقطه برخورد منحنی‌های پیشرو و پسرو زمان تقریبی آغاز رخداد یک روند در نظر گرفته می‌شود (Sneyers, 1990) (جهانپدیده و شیروانی، ۱۳۹۱). اگر قدر مطلق آماره آزمون بزرگ‌تر از عدد

جدول ۲- مقدار آماره آزمون من-کندال نمایه‌های مورد مطالعه در ایستگاه‌های مختلف

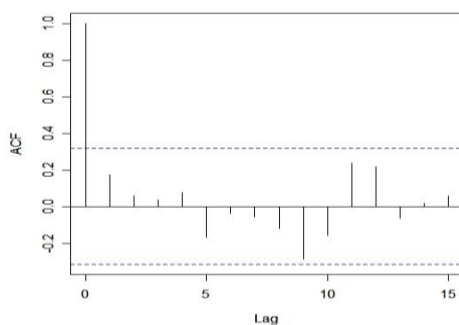
نمایه	آباده	باجگاه	شیراز	کوشک	
نمایه‌های دوره سرما	آخرین یخبندان بهاره	-۰/۴	-۲/۰	-۱/۴	+۰/۱
	اولین یخبندان پائیزه	+۰/۱	+۳/۷	+۱/۶	-۱/۱
	طول دوره یخبندان	-۰/۶	-۲/۹	+۱/۱	-۰/۱
	تعداد روزهای یخبندان	-۰/۰۲	-۲/۹	-۰/۷	+۱/۹۷
	ساعات سرمادهی	-۰/۲	-۲/۶	+۱/۹۰	+۱/۷
فصل رشد	شروع فصل رشد	-۰/۲	-۱/۴	-۳/۲	-۰/۸
	پایان فصل رشد	۰	+۲/۲	+۲/۱	-۱/۳
	طول فصل رشد	+۰/۷	+۳/۰	+۳/۱	+۰/۶
دمای	دمای کمینه مطلق	-۱/۷	-۱/۴	+۱/۵	-۳/۹
	دمای بیشینه مطلق	-۱/۳	+۱/۸	+۱/۴	+۲/۴

؟



شکل ۲- الف- خودهمبستگی نمایه طول دوره یخبندان در ایستگاه باجگاه
 شکل ۲- ب- خودهمبستگی نمایه طول دوره یخبندان در ایستگاه

باجگاه بعد از پیش سفید کردن داده‌ها



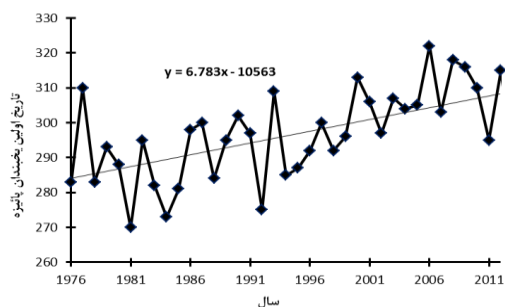
شکل ۳- خودهمبستگی نمایه آخرین یخبندان بهاره در ایستگاه باجگاه

بزرگ‌تر از عدد جدول نرمال استاندارد ($Z_{0.025} = 1.96$) باشد، فرض نبود روند در سطح خطای ۰.۵٪ رد می‌شود. برای نمونه نمایه آخرین یخبندان بهاره، تنها در ایستگاه باجگاه دارای روند کاهشی معنی‌دار می‌باشد. با توجه به نتایج آمده در جدول ۲ بیشترین روند افزایشی و کاهشی به ترتیب

(ب) نتایج تحلیل روند: ابتدا وجود روند همه نمایه‌ها به روش من-کندال در طول کل دوره مورد مطالعه بررسی گردید. مقادیر آماره آزمون من-کندال برای تمامی نمایه‌های مورد مطالعه در ایستگاه‌های مختلف در جدول ۲ آورده شده است. در این جدول در صورتی که قدر مطلق آماره آزمون

شدن دوره سرما در این ایستگاه می‌باشد. همچنین روند مثبت اولین یخبندان پاییزه نیز نشانی از کوتاه شدن دوره سرما می‌باشد.

شکل ۴- الف نشان‌دهنده تغییرات آماره آزمون من- کندال دنباله‌ای مربوط به اولین یخبندان پاییزه در ایستگاه باجگاه به‌عنوان نمونه نشان داده شده است. همانگونه که در این شکل مشاهده می‌شود محل برخورد آماره آزمون پیشرو و پسرو سال ۱۹۸۸ می‌باشد که حاکی از شروع تغییرات این نمایه در این سال می‌باشد. از این سال به بعد روند افزایشی اولین یخبندان پاییزه به‌طور پیوسته ادامه یافته و از سال ۲۰۰۱ به بعد این روند در سطح پنج درصد معنی‌دار بوده است. معنی‌دار شدن نمایه اولین یخبندان پاییزه از سال ۲۰۰۱ به بعد را می‌توان اینگونه تفسیر نمود که از این سال به بعد حتی اگر طول دوره مطالعه بیشتر شود، تأثیری در نوع روند نداشته و روند افزایشی آن ادامه یافته و تغییر نکرده است. شکل ۳- ب نمودار سری زمانی و روند خطی نمایه اولین یخبندان پاییزه با شیب $7 \text{ Day/Decade} +$ می‌باشد.

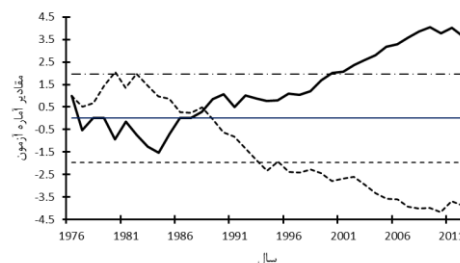


شکل ۴-ب- روند خطی سالانه نمایه اولین یخبندان پاییزه ایستگاه باجگاه

همخوانی دارد. شکل‌های ۵-الف و ۵-ب نمونه‌ای دیگر از نتایج آزمون من-کندال و روند خطی مربوط به تعداد روزهای یخبندان در ایستگاه کوشک است. با توجه به این شکل نقطه شروع روند سال ۱۹۸۶ با شیب $4 \text{ Day/Decade} +$ به دست آمد. همچنین آغاز روند معنی‌دار افزایشی از سال ۲۰۰۸ به بعد است. بر اساس این یافته می‌توان بیان نمود که در ایستگاه کوشک تعداد روزهای یخبندان، که بیانگر تعداد روزهایی است که دمای کمینه به زیر صفر درجه سانتی‌گراد رسیده است، رو به فزونی است.

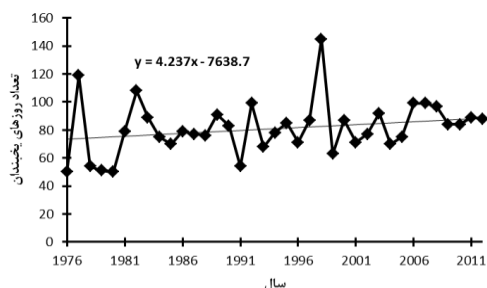
مربوط به نمایه اولین یخبندان پاییزه در ایستگاه باجگاه ($3/7 +$) و دمای کمینه مطلق در ایستگاه کوشک ($3/9 -$) می‌باشد. در مواردی که در کل دوره مورد مطالعه روند معنی‌دار مشاهده شد، از آزمون من-کندال دنباله‌ای برای کنکاش بیشتر در زیردوره‌ها و مشخص نمودن نقطه آغاز روند استفاده گردید. نتایج این بررسی‌ها که نشانگر سال شروع و مقدار (شیب) روند می‌باشد، در قسمت‌های بعد آورده شده است.

ب-۱) نتایج نمایه‌های دوره سرما: در ایستگاه باجگاه همه نمایه‌های دوره سرما دارای روند معنی‌دار بودند. آخرین یخبندان بهاره، طول دوره یخبندان، تعداد روزهای یخبندان و ساعات سرمادهی در این ایستگاه دارای روند کاهشی و اولین یخبندان پاییزه و تعداد روزهای یخبندان، دارای روند افزایشی بودند (جدول ۲). روند کاهشی نمایه آخرین یخبندان بهاره به معنی آغاز زودرس فصل گرما در ایستگاه باجگاه است. کاهش نمایه‌های طول دوره یخبندان، تعداد روزهای یخبندان و ساعات سرمادهی نیز حاکی از کوتاه

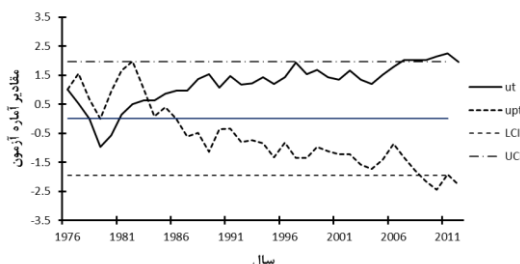


شکل ۴-الف- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره‌ها در نمایه اولین یخبندان پاییزه ایستگاه باجگاه

نتایج حاصل از پژوهش در نمایه آخرین یخبندان بهاره در ایستگاه باجگاه نشانگر روند کاهشی معنی‌دار با نقطه آغاز در سال ۱۹۸۳ و شیب $4 \text{ Day/Decade} -$ می‌باشد. روند کاهشی آخرین یخبندان بهاره به معنی آغاز زودرس این تاریخ و پایان زودرس دوره سرماست. روند افزایشی اولین یخبندان پاییزه نیز به معنی شروع دیررس دوره سرماست. به این ترتیب در ایستگاه باجگاه طول دوره سرما کوتاه‌تر شده که با نتایج به دست آمده در نمایه طول دوره یخبندان که نشانگر روند کاهشی با شیب $12 \text{ Day/Decade} -$



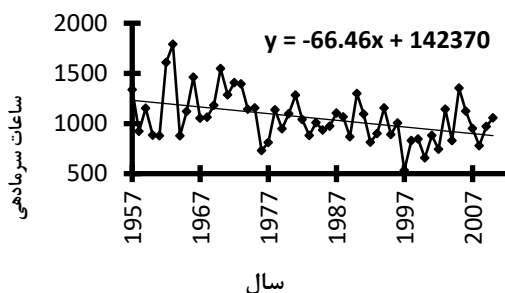
شکل ۵- ب- روند خطی سالانه نمایه تعداد روزهای یخبندان ایستگاه کوشک



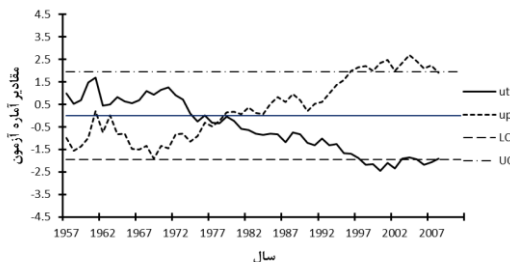
شکل ۵- الف- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره‌ها در نمایه تعداد روزهای یخبندان ایستگاه کوشک

این که ساعات سرمادهی بیانگر تعداد ساعات مورد نیاز گیاه برای خروج از دوره نهفتگی است، تغییر روند آن می‌تواند در مناطق کشاورزی سبب ایجاد اختلال در دوره رشد گیاه یا تغییر در زمان گلدهی آن گردد.

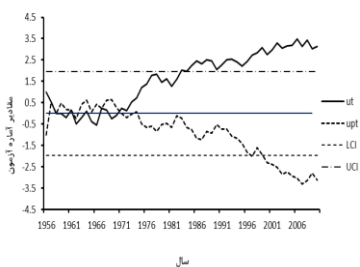
شکل‌های ۶- الف و ۶- ب نتایج مربوط به ساعات سرمادهی در ایستگاه شیراز را نشان می‌دهد. همانگونه که در شکل دیده می‌شود، آغاز روند کاهشی این نمایه سال ۱۹۷۸ با شیب 66 Hours/Decade می‌باشد. همچنین آغاز روند معنی دار کاهشی از سال ۱۹۹۸ به بعد است. با توجه با



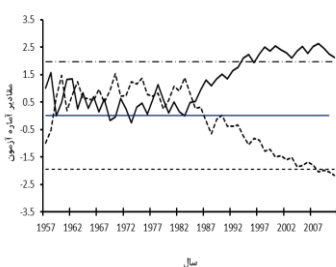
شکل ۶- ب- روند خطی سالانه نمایه ساعات سرمادهی ایستگاه شیراز



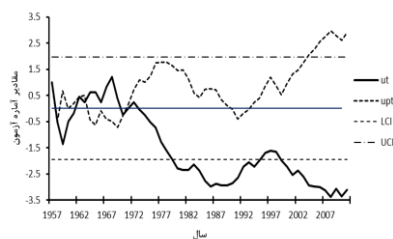
شکل ۶- الف- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره‌ها در نمایه ساعات سرمادهی ایستگاه شیراز



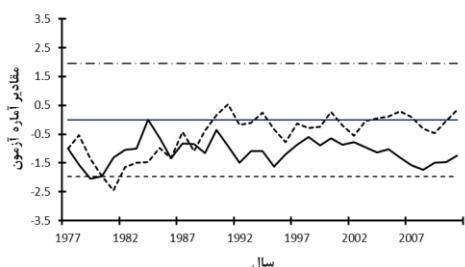
شکل ۹- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره‌ها در نمایه طول فصل رشد ایستگاه شیراز



شکل ۸- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره-ها در نمایه پایان فصل رشد ایستگاه شیراز



شکل ۷- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیردوره‌ها در نمایه آغاز فصل رشد ایستگاه شیراز



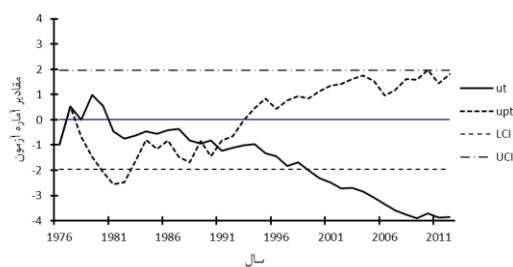
شکل ۱۱- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیر دوره‌ها در نمایه بیشینه مطلق سالانه ایستگاه آباده

ایستگاه از سال ۱۹۹۹ معنی‌دار شده و این روند تا آخرین سال پژوهش ادامه دارد. روند کاهشی دمای کمینه مطلق نشان از افت دما در شب‌های فصل سرد داشته و این امر احتمال سرمازدگی گیاهان زمستانه همچون گندم را که در این منطقه کشت می‌شود را افزایش می‌دهد. در سایر ایستگاه‌های مورد مطالعه روندی در این دو نمایه مشاهده نشد. برای نمونه شکل ۱۱ تغییرات مقادیر آماره آزمون من-کندال دنباله‌ای نمایه بیشینه مطلق در ایستگاه آباده را نشان می‌دهد که در طول دوره مورد مطالعه روند معنی‌داری در آن مشاهده نشده است.

نتیجه‌گیری

وقایع حدی اقلیمی اغلب سبب خسارت‌های گسترده و فاجعه‌بار به طبیعت و جوامع انسانی می‌شود. این تحقیق در راستای یافتن تغییرات روند نمایه‌های حدی کشاورزی در استان فارس انجام شد. نتایج حاصل از بررسی روند نمایه‌های مورد مطالعه نشان داد که در ایستگاه‌های مختلف، روند نمایه‌ها و زمان آغاز تغییرات متفاوت می‌باشد.

در ایستگاه باجگاه که پهنه وسیعی از زمین‌های کشاورزی را پوشش می‌دهد، روند در همه نمایه‌های دوره سرما و فصل رشد مشاهده شد. به‌عنوان نمونه وجود روند افزایشی نمایه اولین یخبندان پاییزه در ایستگاه باجگاه نشانگر آغاز دیررس دوره سرما (پائیز) است. از آنجاکه نمایه‌هایی چون تاریخ اولین یخبندان پاییزه و آغاز یا پایان فصل رشد با تاریخ برداشت و یا کاشت برخی محصولات همزمان است، شناخت دیررس یا زودرس بودن این تاریخ می‌تواند سهم به‌سزایی در تعیین زمان کشت یا برداشت داشته باشد. همچنین با در نظر گرفتن این امر می‌توان با انتخاب نوع یا گونه گیاه



شکل ۱۰- تغییرات مقادیر آماره آزمون زیر دوره‌ها در نمایه کمینه مطلق سالانه ایستگاه کوشک

ب-۲) نتایج نمایه‌های فصل رشد: در دو ایستگاه شیراز و باجگاه معنی‌داری روند در بسیاری از نمایه‌های فصل رشد دیده شد. نتایج مربوط به این گروه از نمایه‌ها در جدول ۲ آمده است. با توجه به نتایج این جدول در ایستگاه شیراز، آغاز فصل رشد زودرس و در ایستگاه باجگاه پایان فصل رشد دیررس رخ داده است. طول فصل رشد نیز، در این دو ایستگاه، روند افزایشی داشته که معنای آن طولانی‌تر شدن فصل مناسب رشد گیاه می‌باشد. نمودار تغییرات مقادیر آماره آزمون نمایه‌های آغاز، پایان و طول فصل رشد در ایستگاه شیراز در شکل‌های ۷ تا ۹ رسم شده است. نقطه شروع روند نمایه‌های آغاز، پایان و طول فصل رشد به ترتیب سال‌های ۱۹۷۱، ۱۹۸۵ و ۱۹۷۲ می‌باشد. نمایه آغاز فصل رشد در ایستگاه شیراز از سال ۱۹۹۹ به بعد روندی کاملاً معنی‌دار داشته است. نمایه‌های پایان و طول فصل رشد نیز به ترتیب از سال ۱۹۹۴ و ۱۹۸۵ به بعد روند معنی‌دار افزایشی داشته و تا پایان دوره مطالعه ادامه یافته است. روند کاهشی (افزایشی) نمایه آغاز فصل رشد (پایان و طول فصل رشد)، بیانگر آن است که در سری زمانی سالانه، شروع (پایان، طول) فصل رشد زودتر (دیرتر، طولانی‌تر) از معمول اتفاق افتاده است. طولانی‌تر شدن فصل رشد ممکن است در کشاورزی به ویژه در مناطق سرد، برای بخش کشاورزی سودمند باشد اما در مدیریت آبیاری در مزرعه باید زمان کشت طوری تنظیم گردد تا مقارن با دوره بارش بوده و مشکلات ناشی از کمبود آب را در پی نداشته باشد.

ب-۳) نتایج نمایه‌های دمای: بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون من-کندال دنباله‌ای سال ۱۹۹۲ نقطه آغاز روند نمایه‌های دمای کمینه مطلق سالانه در ایستگاه کوشک بوده است (شکل ۱۰). روند کاهشی نمایه کمینه مطلق در این

- Mann-Kendall technique. *Physical Geography Research*. 68: 13-24.
3. Bootsma, A. (1994). Long term (100 yr) climatic trends for agriculture at selected locations in Canada. *Climatic Change*. 26(1), 65-88.
 4. Erlat, E., Türkeş M. (2011). Analysis of observed variability and trends in numbers of frost days in Turkey for the period 1950–2010. *International Journal of Climatology*. 32 (12): 1889-1898.
 5. Darand, M. (1392). Evaluation of Changes in Extreme Temperature Indices Over the Kurdistan Province During Last Half Century. *Journal of Natural Environment Hazards*. 2: 75-92.
 6. Easterling, D. R., (2002). Recent changes in frost days and the frost-free season in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*. 83 (9). 1327-1332.
 7. Fernández-Long, M.E., Müller, G. V., Beltrán-Przekurat, A., Scarpati, O. E., (2012). Long-term and recent changes in temperature-based agroclimatic indices in Argentina. *International Journal of Climatology*. 33 (7): 1673–1686.
 8. Frich, P., Alexander, LV. Della-Marta, P., Gleason, B., Haylock., M., Tank, K., Teteron, T., (2002). Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century. *Climatic Change*. 19: 193–212.
 9. Ghorbani, Kh., Valizadeh, E. (1393). Studying frost and chilling dates affecting agriculture under climate change (Case study: Mashhad, Tabriz and Qazvin). *Journal of Water and Soil Conservation*. 21: 197-214.

متناسب با اقلیم هر منطقه از خسارات احتمالی جلوگیری کرده و میزان محصول را افزایش داد. همچنین تغییر طول دوره و تعداد روزهای یخبندان در ایستگاه باجگاه و روند کاهشی دمای کمینه مطلق در ایستگاه کوشکک بیانگر تغییر روند شب‌های سرد با دمای زیر صفر درجه در طول سال است. این تغییر روند در مراحل مختلف رویشی برای محصولات کشاورزی و باغی بسیار مهم است و در صورت رخ دادن یخبندان‌های غیرمعمول می‌تواند باعث کم شدن میزان محصول و آسیب به گیاه شود. تغییر روند تعداد روزهای یخبندان در فصل‌های سرد نشان‌دهنده تغییر احتمال ناشی از آسیب‌های سرمازدگی است. با توجه به این امر تشخیص وجود و چگونگی تغییرات این نمایه در برخی ایستگاه‌ها می‌تواند در مدیریت در بخش کشاورزی سودمند باشد. مشاهده روند کاهشی نمایه ساعات سرمادهی در ایستگاه‌های شیراز و باجگاه می‌تواند این نتیجه‌گیری را به همراه داشته باشد که تعداد ساعات سرمایی برای خروج گیاه از دوره نهفتگی، در مدت‌زمان طولانی‌تری به گیاه خواهد رسید و نیاز سرمایی گیاه کندتر تأمین خواهد شد.

سپاسگزاری

داده‌های مربوط به پژوهش از سازمان هواشناسی کشور، اداره کل هواشناسی استان فارس تهیه شد. بدین وسیله از سازمان و آقایان مهندس مسعود حقیقت و رامین آریانفر برای تهیه داده‌های روزانه دما قدردانی می‌شود. این مقاله بخشی از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم سوسن اسفندیاری در دانشگاه شیراز با عنوان "ارزیابی روند نمایه‌های دمایی هواشناسی کشاورزی در ایران" است.

منابع

1. Abtahi, M., Safe, M. (2012). Rain and temperature trends in Namak lake basin (Iran) during the last half-century. *International Journal of Science and Nature*. 3: 137-146.
2. Azizi, Gh., Roshani, M. (1387). The study of Climate change in south coast Caspian Sea using

18. Menzel, A., Jakobi, G., Ahas, R., Scheifinger, H., Estrella, N., (2003). Variations of the climatological growing season (1951–2000) in Germany compared with other countries. *International Journal of Climatology*. 23(7): 793-812.
19. Moonen, AC., Ercoli, L., Mariotti, M., Masoni, A., (2002). Climate change in Italy indicated by agrometeorological indices over 122 years. *Agricultural and Forest Meteorology*. 111: 13–27 DOI: 10.1016/S0168-1923 (02) 00012-6.
20. Mohamadi, H., Taghavi, F., (1384). Precipitation and temperature extreme indices trend in Tehran. *Physical Geography Research*. 53: 151-172.
21. Pascale, A.J., Damario, E.A., (2004). *Bioclimatología Agrícola y Agroclimatología*. Editorial Facultad de Agronomía – Universidad de Buenos Aires: Buenos Aires, 550 PP.
22. Potop, V., Zahranicek, P., Tuerkott, L., Stepanek, P., Soukup, J., (2014). Risk analysis of the first and last frost occurrences during growing season of vegetables in the Elbe River lowland. *IDOJARAS*, 118(1): 1-17.
23. Rahimzadeh, F., Asgari, A., Fattahi, E., (2009). Variability of extreme temperature and precipitation in Iran during recent decades. *International Journal of Climatology*. 29.3: 329-343.
24. Rezaei, P., Abed, H., (1389). Investigating the Freezing Trend Variation in Guilan Focusing on the Minimum Temperature. *Geography And Environmental Studies*. 1: 39-48.
25. Sayemuzzaman, M., Jha, M. K., (2014). Seasonal and annual precipitation time
10. Gocic, M., Trajkovic, S. (2013). Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia. *Global and Planetary Change*. 100: 172–182.
11. Hamed, K.H., Rao, A.R., (1998). A modified Mann–Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*. 204: 182–196.
12. Jahandideh, M., Shirvani, A., (1391). Trend Analysis for the Precipitation Time Sub-Series in Fars Province. *Water Engineering*. 5: 73-84.
13. Katz, R. W., Brown, B. G. (1992). Extreme events in a changing climate: Variability is more important than averages. *Climatic Change*. 21: 289–302.
14. Koocheki, A., Nassiri Mahallati, M., Jafari, L. (1394). Evaluation of Climate Change Effect on Agricultural Production of Iran: I. Predicting the Future Agroclimatic Conditions. *Iranian Journal of Field Crops Research*. 13: 651-664.
15. Lashkari, H., Keikhosravi, Gh., (1396). Changing Temperature Trend and zoning beginning, end of the Glacial in Tehran. *Journal of Natural Environment Hazards*. 6: 63-86.
16. Li, Z., Zhen, F. L. Liu., W. Z. Flanagan, D. C. (2010). Spatial distribution and temporal trends of extreme temperature and precipitation events on the Loess Plateau of China during 1961–2007. *Quaternary International*, 226(1): 92-100.
17. Mearns, L. O., Katz, R. W., Schneider, S. H., (1984.) Extreme high-temperature events: Changes in their probabilities with changes in mean temperature. *Journal of Applied Meteorology*. 23: 1601– 1613.

- Regions of Iran. *The International Journal of climate change*. 4: 18-36.
33. Stocker, T.F., Qin, D., Plattner, G. K., Tignor, M., Allen, S.K., Boschung, J., Nauels, A., Xia, Y., Bex, V., Midgley, P.M., (2013). *Climate Change. The physical science basis. Intergovernmental Panel on Climate Change. Working Group, I Contribution to the IPCC Fifth Assessment Report (AR5)*. Cambridge University Press. New York.
34. Tabari, H., Hosseinzadeh Talaei, P. (2011). Analysis of Trends in Temperature Data in Arid and Semi-Arid Regions of Iran. *Global and Planetary Change*. 79: 1-10.
35. Trenberth, K.E., Jones, P.D., Ambejnje, P., Bojariu, R., Easterling, D., Klein, Tank, A., Parker, D., Rahimzadeh, F., Renwick, J.A., Rusticucci, M., Soden, B., Zhai, P. (2007). Observations: Surface and Atmospheric Climate Change. In *The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* Solomon S Qin D Manning M Chen Z Marquis M Averyt KB Tignor M Miller HL(eds). Cambridge University Press: Cambridge. U.K. 987pp.
36. Zarenistanak, M., Dhorde, A., G., Kripalani, R. H. (2014). Temperature analysis over southwest Iran: trends and projections. *Theoretical Applied Climatology*. 116.1-2: 103-117.
- series trend analysis in North Carolina, United States. *Atmospheric Research*. 137: 183-194.
26. Scheifinger, H., Menzel, A., Koch, E., Peter, C., (2003). Trends of spring time frost events and phenological dates in Central Europe. *Theoretical and Applied Climatology*. 74(1), 41-51.
27. Schwartz, M.D., Rein, A., Anto, A., (2006). Onset of spring starting earlier across the northern hemisphere. *Global Change Biology*. 12:343-351, DOI: 10.1111/j.1365-2486.2005.01097.
28. Shen, S. S. P., Yin, H., Cannon, K., Howard A., Chenter, S., (2005). Temporal and spatial changes of the agroclimate in Alberta, Canada, from 1901 to 2002. *Journal of Applied Meteorology*. 44(7): 1090-1105.
29. Shirvani, A., (2015). Change point analysis of mean annual air temperature in Iran. *Atmospheric Research*. 160: 91-98.
30. Skaggs, K.E., Irmak, S. (2012). Long-Term Trends in Air Temperature Distribution and Extremes, Growing Degree Days, and Spring and Fall Frosts for Climate Impact Assessments on Agricultural Practices in Nebraska. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. 51: 2060-2073.
31. Sneyers, R., (1990). On the statistical analysis of series of observations. *World Meteorological Organization. Technical Note 143*, Geneva, Switzerland.
32. Sohrabi, M., Ryu, H., Alijani, B., (2013). Spatial and Temporal Analysis of Climatic Extremes in the Mountainous