

پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، شماره ۷۵، بهار ۱۳۹۰
صص.

بررسی تغییرات درازمدت تبخیر و تعرق گیاهمرجع در چند نمونه اقلیمی گرم کشور

علی‌اکبر سبزی‌پرور* - دانشیار بخش مهندسی آب دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان
سیده شقایق میرمسعودی - دانشجوی کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی، دانشگاه بوعلی سینا همدان
محمد جعفر ناظم السادات - دانشیار هواشناسی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز

تأیید مقاله: ۱۳۸۹/۵/۲۲

پذیرش مقاله: ۱۳۸۸/۳/۳۱

چکیده

این تحقیق با استفاده از آمار و اطلاعات هواشناسی ۱۳ ایستگاه سینوپتیک کشور با اقلیم‌های گرم در دوره مشترک آماری ۲۰۰۶-۱۹۵۷ انجام شد. به منظور بررسی روند داده‌های تبخیر و تعرق گیاهمرجع (ET_0) با روش پنمن-مانتیت-فانو ۵۶ در مقیاس‌های فصلی و سالانه در دوره آماری ۵۰ ساله از دو آزمون ناپارامتری من-کندال و تخمین گر سن استفاده گردید. همچنین برای دستیابی به نتایج بهتر و اطمینان از وقوع تغییرات معنی‌دار در اقلیم منطقه و آشکارسازی چگونگی تغییرات میانگین‌های ET_0 ، دوره مطالعاتی به دو دوره ۵۰ و ۱۶ ساله تفکیک شد و به منظور مقایسه میانگین‌های دوره‌ها با هم، از آزمون من-ویتنی بهره گرفته شد. نتایج حاصل از بررسی روند ET_0 با دو آزمون نشان داد که در دوره ۵۰ ساله، ۵۳ درصد ایستگاه‌ها در فصل‌های مختلف و یا در مقیاس سالانه دارای روند معنی‌دار بوده‌اند و ۴۷ درصد ایستگاه‌ها در کل عدم معنی‌داری را نشان داده‌اند. بیشترین روند معنی‌دار ET_0 تأیید شده به وسیله هر دو آزمون، در فصل تابستان و کمترین معنی‌داری در فصل زمستان مشاهده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در ۶۵ درصد موارد شیب روند معنی‌دار ET_0 در مناطق مورد بررسی، چه در مقیاس فصلی و چه در مقیاس سالانه منفی به دست آمد. به منظور بررسی دقیق‌تر تغییرات موجود در پارامتر ET_0 ، مقایسه نتایج میانگین‌های ET_0 در دو دوره زمانی ۱۶ ساله و درازمدت (۵۰ ساله) نشان داد که در مقیاس فصلی و سالانه در ۶۷ درصد موارد کاهش و در ۳۳ درصد موارد افزایش میانگین ET_0 در دوره ۱۶ ساله نسبت به دوره درازمدت به وقوع پیوسته است که این با نتایج حاصل از روند درازمدت ET_0 که در بیشتر موارد کاهش است، هم‌خوانی دارد.

کلیدواژه‌ها: تغییر اقلیم، تبخیر و تعرق گیاهمرجع، مقایسه روند، آزمون ناپارامتری.

مقدمه

گرچه تمامی علل تغییر یا عدم تغییر آب و هوای دنیا کاملاً شناخته نشده است، بحث درباره تغییر آب و هوا مطمئناً مورد توجه بسیاری از پژوهشگران بوده است و خواهد بود. اقلیم به‌عنوان متوسط شرایط آب و هوایی در منطقه‌ای خاص و معین توصیف می‌شود و تغییر اقلیم عبارت است از تغییر معنی‌دار در متوسط داده‌های هواشناسی در طی دوره معین زمانی (ماندر^۱، ۱۹۹۴). بر اساس یکی از فرضیه‌های موجود، بخشی از دلایل تغییر اقلیم مربوط به فعالیت‌های بی‌رویه انسان و

به‌ویژه فعالیت‌های صنعتی بر اساس افزایش گازهای گلخانه‌ای است. طی قرن بیستم مقدار گازهای گلخانه‌ای از قبیل دی‌اکسیدکربن (CO_2)، متان (CH_4) و اکسید نیتروژن (NO_2) افزایش بسیاری در اتمسفر یافته است و پیش‌بینی می‌شود که این روند در آینده نیز ادامه یابد (ابراهیمی، ۱۳۸۴). تغییر آب و هوا یا اقلیم از پیچیده‌ترین مشکلاتی است که بشر در زمان حاضر یا آینده با آن مواجه خواهد بود. این پدیده ناشی از تغییراتی است که در فرایندهای جوّی رخ می‌دهد و باعث گرم شدن هوای کره زمین می‌شود و تأثیرات و پیامدهای عمده‌ای در چرخه هیدرولوژی به‌جا خواهد گذاشت. تغییر در منابع آب و مصرف آب در کشاورزی از پیامدهای مهم این پدیده است (ابراهیمی، ۱۳۸۴).

یکی از روش‌های متداول برای تحلیل سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیکی، بررسی وجود و یا فقدان روند در آنها با استفاده از آزمون‌های آماری است. اصولاً، وجود روند در سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیکی ممکن است ناشی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا تأثیر فعالیت‌های انسانی باشد (حجام و همکاران، ۱۳۸۶). تا کنون روش‌های آماری گوناگونی برای تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه گردیده‌اند که این روش‌ها را می‌توان در دو دسته کلی روش‌های پارامتری و ناپارامتری تقسیم‌بندی کرد که روش‌های ناپارامتری کاربرد نسبتاً وسیع‌تری در قیاس با روش‌های پارامتری دارند (زو^۱ و همکاران، ۲۰۰۳، ۱۴۴). یکی از پیش‌فرض‌های لازم برای استفاده از روش‌های پارامتری این است که سری زمانی مورد نظر برای تحلیل روند بایستی تابع توزیع آماری خاصی باشد. بدین ترتیب در مورد سری‌هایی که توزیع آماری خاصی برای آنها قابل برآزش نیست، روش‌های پارامتری با نوعی محدودیت مواجه‌اند. اما در روش‌های ناپارامتری اساس کار بر تفاوت بین داده‌های مشاهداتی است، به‌گونه‌ای که این روش‌ها مستقل از توزیع آماری سری زمانی‌اند و خصوصاً برای سری‌هایی که چولگی یا کشیدگی زیادی دارند، مناسب‌تر از روش‌های پارامتری هستند (بیهرات و مهمتیک^۲، ۲۰۰۳، ۲۴۷).

آزمون من-کندال^۳ جزو متداول‌ترین روش‌های ناپارامتری تحلیل روند سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیکی به‌شمار می‌رود. مطالعات مختلف انجام شده با استفاده از این روش حاکی از اهمیت و کاربرد فراوان آن در تحلیل روند سری‌های زمانی است (حجام و همکاران، ۱۳۸۶، ۱۵۷). از دیگر روش‌های موجود در مطالعات بررسی تغییر اقلیم، مقایسه میانگین پارامترهای هیدرومتئورولوژیکی در دوره‌های مختلف زمانی است. آزمون ناپارامتری من-ویتنی^۴ پرکاربردترین جایگزین آزمون پارامتری t با نمونه‌های مستقل است که به آزمون مجموع رتبه‌های من-ویتنی (آزمون U من-ویتنی) شهرت دارد و برای مقایسه میانگین‌های دو نمونه کاربرد دارد (هاروی، ۲۰). امروزه به‌طور وسیع پذیرفته شده است که هر تغییر در سیستم اقلیمی، نقش مهمی در مدیریت منابع آب و منابع طبیعی دارد (شیرغلامی و قهرمان، ۱۳۸۴، ۹). تبخیر و تعرق پتانسیل در کلیه بررسی‌های هیدروکلیماتولوژی، محاسبات آبیاری و زهکشی، بیلان آب و نیاز آبی گیاهان اهمیت ویژه‌ای دارد (حمادی و همکاران، ۱۳۸۵). تغییرات پارامترهای اقلیمی مانند دما، رطوبت نسبی، سرعت باد و تابش که نقش مهمی در تخمین تبخیر و تعرق دارند، می‌توانند باعث تغییر این پارامتر شوند. تغییرات پارامتر تبخیر در طول ۳۵ سال اخیر ابتدا

1. Xu
2. Bihrat and Mehmetcik
3. Mann-Kendall
4. Mann-Whitney

به وسیله پترسون^۱ (۱۹۹۵، ۶۸۷) بررسی شد. این نتایج از اندازه‌گیری تبخیر در صدها تشت تبخیر که در امریکا و اتحاد جماهیر شوروی سابق بنا شده بودند به دست آمد. آنالیزهای وی در همه جا - به جز مرکز آسیا - کاهش تبخیر از تشت را نشان می‌دهد. طی تحقیقات صورت گرفته در برخی دیگر از نقاط جهان نیز، روند تبخیر و تعرق پتانسیل در بیشتر موارد به صورت کاهشی گزارش شده است. به طور نمونه می‌توان به تحقیقات انجام شده در هند (چاتوپادهیای و هولم^۲، ۱۹۹۷، ۵۵)، امریکا (هابینز^۳ و همکاران، ۲۰۰۴)، چین (توماس^۴، ۲۰۰۰، ۳۸۱؛ لیو و زنگ^۵، ۲۰۰۴، ۵۱۰؛ لیو و همکاران، ۲۰۰۴؛ چن^۶ و همکاران، ۲۰۰۵، ۱۲۳؛ گائو^۷ و همکاران، ۲۰۰۶، ۳؛ رن و گیو^۸، ۲۰۰۶، ۳۱ و وانگ^۹ و همکاران، ۲۰۰۷، ۱۳) و استرالیا و نیوزلند (رادریک و فارکوهار^{۱۰}، ۲۰۰۴، ۱۰۷۷ و ۲۰۰۵، ۲۰۳۱) - که اغلب روند کاهشی تبخیر و تعرق را گزارش کرده‌اند - اشاره کرد. همچنین بررسی‌های کوهن^{۱۱} و همکاران (۲۰۰۲، ۸۳) بر روی تبخیرهای اندازه‌گیری شده بین سال‌های ۱۹۶۴ تا ۱۹۹۸ در بت داگان^{۱۲} (واقع در دشت‌های ساحلی مرکزی فلسطین اشغالی) نشان داد که افزایش ملایم معنی‌داری در تبخیر اندازه‌گیری شده از تشت تبخیر کلاس A وجود داشته که این افزایش به ویژه در فصل‌های خشک و تابستان بیشتر مشهود بوده است.

از نتایج دیگر تحقیقات آنها مشاهده عدم تغییر در مجموع تبخیر از سطح آب‌های آزاد یا تبخیر و تعرق تخمین زده شده با معادله پنمن^{۱۳} به وسیله دو روش تعادل حرارت و آئرودینامیک بود. بخش وسیعی از ایران در دامنه نوسانات کمربند پرفشار جنب حاره‌ای (عرض ۲۳ تا ۴۰ درجه شمالی) قرار دارد (قائمی، ۱۳۷۳؛ علیزاده و همکاران، ۱۳۷۶). به علت این ویژگی جغرافیایی، اکثر نقاط ایران دارای تابستان‌های گرم و خشک‌اند، و بارندگی آن بسیار کمتر از میانگین بارش جهانی است. در مقیاس جهانی، عرض‌های واقع در محدوده ۲۳ تا ۴۰ درجه شمالی و جنوبی محل عبور سیستم‌های پرفشارند و بارندگی کمتر از معمول، بالا بودن ضریب تغییرات بارندگی و گسترش بیابان‌ها از ویژگی عمده این مناطق به شمار می‌آید (ناظم‌السادات، ۱۳۸۰). برآورد تبخیر و تعرق به عنوان پارامتر مهمی در برنامه‌ریزی‌های مدیریتی منابع آب و بررسی چگونگی تغییرات احتمالی آن در طی سال‌های اخیر در اقلیم‌های گرم ایران دارای اهمیت ویژه‌ای است. از آنجا که در تحقیقات انجام شده در کشور توجه کمتری به تغییرات پارامتر تبخیر و تعرق مرجع (ET_o) مبذول شده است، در این تحقیق، علاوه بر بررسی وجود روند تغییرات ۵۰ ساله این پارامتر، به مقایسه میانگین‌های آن در ۱۶ سال اخیر نیز پرداخته می‌شود، تا از نتایج این مقایسه بتوان در مدیریت بهتر منابع آب در آینده استفاده کرد. در این تحقیق فرض می‌شود که روند معنی‌داری در پارامتر تبخیر و تعرق مرجع در درازمدت نیز مشاهده شود و مقدار میانگین

1. Peterson
2. Chattopadhyay and Hulme
3. Hobbins
4. Thomas
5. Liu and Zeng
6. Chen
7. Gao
8. Ren and Guo
9. Wang
10. Roderick and Farquhar
11. Cohen
12. Bet Dagan
13. Penman

این پارامتر طی ۱۶ سال اخیر نسبت به میانگین آن در دوره درازمدت تغییر معنی‌داری را نشان دهد.

داده‌ها و روش‌ها

در این تحقیق ابتدا با استفاده از طبقه‌بندی اقلیمی یونسکو^۱ (غفاری و همکاران، ۱۳۸۴)، ایستگاه‌های موجود در مناطق گرم کشور مشخص شده و ایستگاه‌هایی که دارای دوره آماری حداقل ۵۰ ساله (۱۹۵۷-۲۰۰۶) بودند و همچنین کلیه پارامترهای مورد نیاز برای محاسبه تبخیر و تعرق گیاه‌مرجع (ET_o) در آنها اندازه‌گیری شده بود (۱۳ ایستگاه)، انتخاب شدند. طبقه‌بندی اقلیمی یونسکو در حقیقت نوعی پهنه‌بندی اقلیم کشاورزی است که بر مبنای سه معیار اصلی رژیم رطوبتی (بارش و تبخیر و تعرق مرجع)، تیپ زمستانه حرارت و تیپ زمستان تابستانه حرارت، ۲۸ نوع اقلیم را تعیین می‌کند.

جدول ۱. مشخصات جغرافیایی و اقلیمی ایستگاه‌های مورد مطالعه (۱۹۵۷-۲۰۰۶)

شماره ایستگاه	نام ایستگاه	طول جغرافیایی (درجه شرقی)	عرض جغرافیایی (درجه شمالی)	ارتفاع (متر)	طبقه‌بندی یونسکو	تیپ تابستان	تیپ زمستان	رژیم رطوبتی
۱	آبادان	۴۸/۱۵	۳۰/۲۲	۶/۶	A-M-VW	خیلی گرم	ملازم	خشک
۲	اهواز	۴۸/۴۰	۳۱/۲۰	۲۲/۵	A-M-VW	خیلی گرم	ملازم	خشک
۳	بابلسر	۵۲/۳۹	۳۶/۴۳	-۲۱	H-C-W	گرم	خنک	مرطوب
۴	بیم	۵۸/۲۱	۲۹/۶	۱۰۶۶/۹	A-C-VW	خیلی گرم	خنک	خشک
۵	بندرعباس	۵۶/۲۲	۲۷/۱۳	۹/۸	A-M-VW	خیلی گرم	ملازم	خشک
۶	بندرآنزلی	۴۹/۲۸	۳۷/۲۸	-۲۶/۲	PH-C-W	گرم	خنک	خیلی مرطوب
۷	بوشهر	۵۰/۵۰	۲۸/۵۴	۸/۴	A-M-VW	خیلی گرم	ملازم	خشک
۸	رامسر	۵۰/۴۰	۳۶/۵۴	-۲۰	PH-C-W	گرم	خنک	خیلی مرطوب
۹	رشت	۴۹/۳۶	۳۷/۱۵	-۶/۹	PH-C-W	گرم	خنک	خیلی مرطوب
۱۰	زاهدان	۶۰/۵۳	۲۹/۲۸	۱۳۷۰	A-C-W	گرم	خنک	خشک
۱۱	شیراز	۵۲/۳۶	۲۹/۳۲	۱۴۸۴	SA-C-W	گرم	خنک	نیمه خشک
۱۲	کرمان	۵۶/۵۸	۳۰/۱۵	۱۷۵۳/۸	A-C-W	گرم	خنک	خشک
۱۳	یزد	۵۴/۱۷	۳۱/۵۴	۱۲۳۷/۲	A-C-VW	خیلی گرم	خنک	خشک

پارامترهای مورد استفاده در این تحقیق عبارت‌اند از: دمای بیشینه (ماکزیمم)، دمای کمینه (مینیمم)، رطوبت نسبی بیشینه، رطوبت نسبی کمینه، دمای نقطه شبنم، فشار بخار آب، سرعت باد، فشار هوا و مجموع بارندگی ماهانه. مشخصات جغرافیایی و اقلیمی ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است.

سپس با استفاده از آزمون ران^۲ از همگنی داده‌ها اطمینان به عمل آمد و پس از اقدام به بازسازی داده‌ها (خا‌های آماری در حد کمتر از ۵ درصد دوره) مقادیر ET_o، به صورت ماهانه و با نرم‌افزار REF-ET (آلن و همکاران، ۲۰۰۰) و با روش پنمن-مانتیث-فائو^۳ (آلن و همکاران، ۱۹۹۸)، که سازمان فائو آن را به عنوان بهترین روش برآورد تبخیر و تعرق انتخاب کرده است، محاسبه گردید (نرم‌افزار REF-ET یکی از کامل‌ترین برنامه‌های محاسبه تبخیر تعرق است).

1. UNESCO

2. Run-Test

3. FAO56 -Penman- Montieth

که در سال ۲۰۰۰ آن^۱ و همکارانش در دانشگاه آیداهو^۲ ایالات متحد آمریکا ارائه کردند. به منظور بررسی روند داده‌های ETO در مقیاس‌های فصلی و سالانه در دوره آماری ۵۰ ساله (۱۹۵۷-۲۰۰۶) از دو آزمون ناپارامتری من-کندال (من)^۳، ۱۹۴۵، ۲۴۵ و کندال^۴ (۱۹۷۵) و تخمین‌گر سین^۵ (سین^۶، ۱۹۶۸، ۱۳۷۹ و تی‌یل^۷، ۱۹۵۰، ۳۸۱) استفاده گردید. همچنین به‌منظور دستیابی به نتایج بهتر و اطمینان از وقوع تغییرات معنی‌دار در اقلیم منطقه و آشکار شدن چگونگی تغییرات میانگین‌ها، دوره مطالعاتی به دو دوره ۲۰۰۶-۱۹۵۷ (۵۰ ساله) و ۱۹۹۱-۲۰۰۶ (۱۶ ساله) تفکیک گردیده و برای مقایسه میانگین‌های دوره‌ها با هم، از آزمون من-ویتنی در محیط SPSS استفاده شد. در بررسی روند از Template اکسل (MAKSENS) که سالمی^۸ و همکاران (۲۰۰۲، ۷) تهیه کرده‌اند، استفاده گردید.

آزمون من-کندال

آزمون من-کندال ابتدا به وسیله مان^۹ (۱۹۴۵، ۲۴۵) ارائه گردید و سپس کندال^{۱۰} (۱۹۷۵) آن را بسط و توسعه داد (حجام و همکاران، ۱۳۸۶). این روش به‌طور متداول و گسترده‌ای در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به کار گرفته می‌شود (لتن مایر^{۱۱} و همکاران، ۱۹۹۴، ۵۸۶). از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند اشاره کرد. تأثیرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌گردند نیز از دیگر مزایای استفاده از آن است (حجام و همکاران، ۱۳۸۶). فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و فقدان روند در سری داده‌ها و پذیرش فرض یک (رد صفر فرض) بر وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد. مراحل محاسبه آماره این آزمون بدین شرح است که ابتدا با محاسبه اختلاف بین تک‌تک مشاهدات، تابع علامت^{۱۲} (sgn) اعمال می‌شود و پارامتر S استخراج می‌گردد:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن، n تعداد مشاهدات سری، و x_j و x_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری هستند. تابع علامت را نیز بدین شرح می‌توان محاسبه کرد:

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad \text{رابطه (۲)}$$

سپس واریانس به وسیله یکی از روابط (۳) یا (۴) به دست می‌آید:

1. Allen
2. Idaho
3. Mann
4. Kendall
5. Sen's Estimator
6. Sen
7. Thiel
8. Salmi
9. Mann
10. Kendall
11. Lettenmaier
12. Function Sign

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t(t-1)(2t+5)}{18} \quad \text{رابطه (۳) اگر } n > 10$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad \text{رابطه (۴) اگر } n \leq 10$$

که n تعداد داده‌های مشاهداتی است و m معرف تعداد سری‌هایی که در آنها حداقل یک داده تکراری وجود دارد؛ و پارامتر t بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان است. سپس آماره Z از طریق رابطه (۵) استخراج می‌شود.

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(s)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(s)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad \text{رابطه (۵)}$$

در آزمون دو دامنه برای روندیابی سری داده‌ها، فرض صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ باشد. در آن، α سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود و Z_{α} آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی‌دار α ، که با توجه به دو دامنه بودن آزمون، از $\alpha/2$ استفاده شده است. در بررسی حاضر این آزمون برای سطوح احتمال ۹۵ درصد، ۹۹ درصد و ۹۹/۹۹ درصد به کار گرفته شد. در صورتی که آماره Z مثبت باشد، روند سری داده‌ها صعودی در نظر گرفته می‌شود و در صورت منفی بودن آن، روند نزولی خواهد بود (حجام و همکاران، ۱۳۸۶، ۱۵۷).

آزمون تخمین‌گر سین

سین (۱۹۶۸، ۱۳۷۹) با تکوین و بسط مطالعات آماری‌ای که تی‌یل (۱۹۵۰، ۱۳۷۹) انجام داده بود، روشی ناپارامتری را برای تحلیل سری‌های زمانی ارائه کرد. این روش نیز همانند روش من-کندال از تحلیل تفاوت بین مشاهدات یک سری زمانی بهره می‌گیرد. نقاط قوتی که در روش من-کندال ذکر گردیدند برای این روش نیز صدق می‌کنند. روش تخمین‌گر سین در تحلیل روند سری‌هایی که در آنها فراوانی داده‌های تکراری زیاد است، ارجحیت بیشتری در مقایسه با روش من-کندال دارد و نتایج پذیرفتنی‌تری را به دست می‌دهد (حجام و همکاران، ۱۳۸۶، ۱۵۷). اساس این روش بر محاسبه شیب میانه برای سری زمانی و قضاوت کردن در مورد معنی‌داری شیب به دست آمده در سطوح اعتماد مختلف است. مراحل کلی انجام این آزمون بدین شرح است که ابتدا شیب بین هر جفت داده مشاهده‌ای با استفاده از رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

$$Q = \frac{X_t - X_s}{t - s} \quad \text{رابطه (۶)}$$

که در آن، X_t و X_s به ترتیب داده‌های مشاهده‌ای در زمان t و s و t یک واحد زمانی بعد از زمان s است. با اعمال رابطه (۶) برای هر دو جفت داده مشاهده‌ای، یک سری زمانی از شیب‌های محاسبه شده حاصل می‌آید که از محاسبه میانه این سری زمانی شیب خط روند (Q_{med}) به دست می‌آید. مقدار مثبت Q_{med} حاکی از صعودی بودن روند و مقدار منفی آن به معنی نزولی بودن روند است. در مرحله بعد حدود اعتماد بالا و پایین با روابط (۷) و (۸) و (۹) استخراج می‌گردند.

$$C_{\alpha} = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{var}(s)} \quad \text{رابطه (۷)}$$

$$M_1 = \frac{N' + C_{\alpha}}{2} \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$M_2 = \frac{N' - C_{\alpha}}{2} \quad \text{رابطه (۹)}$$

در رابطه (۷) Z آماره توزیع نرمال استاندارد است. (M_1) آمین و $(M_2 + 1)$ آمین شیب‌ها به عنوان حدود اعتماد بالا و پایین انتخاب می‌شوند؛ که N' تعداد شیب‌های محاسبه شده در رابطه (۶) است (حجام و همکاران، ۱۳۸۶، ۱۵۷).

آزمون من-ویتنی

از آزمون ناپارامتری من-ویتنی برای مقایسه میانگین‌های دو نمونه آماری در مطالعات مختلف از جمله هواشناسی و هیدرولوژی استفاده می‌شود. این آزمون معادل ناپارامتری آزمون t مستقل است که به آزمون مجموع رتبه‌های من-ویتنی (آزمون U من-ویتنی) شهرت دارد. دو نمونه مستقل از جامعه‌هایی با توزیع مشابه و احتمال متفاوت از حیث میانگین یا میانه انتخاب می‌شود. فرض صفر در این آزمون $H_0 = \mu_1 = \mu_2$ است. پس از محاسبه مجموع رتبه‌های مرتب‌شده نمونه اول (S_1) و مجموع رتبه‌های نمونه دوم (S_2)، مقادیر U_1 و U_2 از روابط (۱۰) و (۱۱) محاسبه می‌شود. n_1 و n_2 به ترتیب حجم نمونه اول و دوم‌اند.

$$U_1 = S_1 - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$U_2 = S_2 - \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

سپس با توجه به فرض اول آزمون، آماره آزمون من-ویتنی (U) از طریق یکی از شرط‌های (۱۲)، (۱۳) و (۱۴) انتخاب می‌شود.

$$\text{if } H_A : \mu_1 = \mu_2 \quad \text{then: } U = \min(U_1, U_2) \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$\text{if } H_A : \mu_1 < \mu_2 \quad \text{then: } U = U_1 \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

$$\text{if } H_A : \mu_1 > \mu_2 \quad \text{then: } U = U_2 \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

ناحیه رد فرض صفر، مقادیر U کوچک‌تر یا مساوی مقدار بحرانی است که این مقدار بحرانی از جدول آزمون U من-ویتنی به دست می‌آید (مقدار n_2 در این جدول حجم نمونه بزرگ‌تر است) (هاروی، ۱۳۷۹، ۲۰).

یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از روند تبخیر و تعرق گیاهمرجع

پس از محاسبه آماره‌های دو آزمون من-کندال و تخمین‌گر سین برای سری‌های زمانی ETo (فصلی و سالانه) در تمام ایستگاه‌های مورد مطالعه، معنی‌داری این آماره‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۹۹ درصد و ۹۹/۹۹ درصد بررسی شد. نتایج آزمون روند به صورت آماره‌های دو آزمون من-کندال (Z) و تخمین‌گر سین (Q_{med}) در دوره‌های زمانی فصلی و سالانه در تمام ایستگاه‌های مورد مطالعه و همچنین میانگین شیب معنی‌دار برای ایستگاه‌های مرطوب، خشک و تمام ایستگاه‌ها در فصول مختلف و در مقیاس سالانه در جدول (۲) درج گردیده است. همچنین شماره ایستگاه‌های دارای روند معنی‌دار، دوره زمانی (فصلی یا سالانه)، نوع آزمون (من-کندال یا سین)، نوع روند (مثبت یا منفی) و شماره ایستگاه‌های هم‌اقلیم (مرطوب یا خشک طبق شماره ردیف‌های جدول ۱) نیز طی دوره زمانی مذکور در جدول ۳ نرخ تغییرات مجموع سالانه ETo در ایستگاه‌هایی که دارای روند معنی‌دار هستند در مقیاس‌های فصلی و سالانه طی دوره درازمدت در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون من-کندال (Z) و تخمین‌گر سین (Q_{med}) در مقیاس‌های فصلی و سالانه طی دوره درازمدت (۱۹۵۷-۲۰۰۶)

نام ایستگاه	زمستان		بهار		تابستان		پاییز		سالانه	
	Z	Q _{med}	Z	Q _{med}	Z	Q _{med}	Z	Q _{med}	Z	Q _{med}
آبادان	-۰/۰۰۷*	-۲/۱۵*	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۲/۰۲*	۰/۰۱۶*	-۱/۲۸	-۰/۰۰۵	۰/۷۷	۰/۰۰۴
اهواز	۰/۰۰۳	۰/۶۶	۰/۰۰۶	۰/۵۲	-۰/۸۶	۰/۰۱۰	۰/۳۹	۰/۰۰۱	۱/۲۱	-۰/۰۰۷
بایلسر	۰/۰۰۳	۲/۲۸*	۰/۰۰۴*	۲/۵۱*	۳/۵۱***	-۰/۰۰۸***	۳/۴۱***	۰/۰۰۴***	۳/۶۳**	۰/۰۰۵***
بیم	-۰/۰۰۶	-۰/۶۸	۰/۰۰۶	۰/۵۹	-۰/۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۳۷	-۰/۰۰۳	-۰/۰۶	۰/۰۰۰
بندرعباس	۰/۰۰۱	۰/۳۸	۰/۰۱۱*	۲/۰۹*	۱/۲۱	۰/۰۰۴	۰/۲۸	۰/۰۰۲	۱/۱۷	۰/۰۰۵
بندرآنزلی	-۰/۰۰۱	-۰/۴۹	-۰/۰۱۴***	-۵/۷۲***	-۴/۶۲***	-۰/۰۱۳***	-۰/۹۴	-۰/۰۰۱	-۴/۸۹***	-۰/۰۰۸***
بوشهر	-۰/۰۰۵	-۱/۵۲	۰/۰۰۶	۱/۱۹	-۲/۸۱**	-۰/۰۰۷**	-۲/۱۱*	-۰/۰۰۵	-۱/۲۱	-۰/۰۰۲
رامسر	۰/۰۰۰	۰/۲۵	-۰/۰۰۳	-۱/۵۷	۰/۰۶	۰/۰۰۰	۱/۳۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰۰
رشت	۰/۰۰۳	۱/۵۶	-۰/۰۰۷***	-۳/۵۶***	-۲/۵۵*	-۰/۰۰۵*	۲/۲۶*	۰/۰۰۲	-۲/۱*	-۰/۰۰۲
زاهدان	-۰/۰۰۱	-۰/۱۷	-۰/۰۱۰	-۱/۴۲	-۱/۸۹	-۰/۰۱۲	-۰/۵۹	-۰/۰۰۲	-۱/۶۹	-۰/۰۰۸
شیراز	-۰/۰۰۵	-۱/۵۵	-۰/۰۰۷	-۱/۶۱	-۴/۰۴***	-۰/۰۲۲***	-۴/۲۳***	-۰/۰۱۳***	-۳/۵۷***	-۰/۰۱۲***
کرمان	-۰/۰۰۴	-۱/۱۸	-۰/۰۲۸**	-۳/۵۳**	-۴/۵***	-۰/۰۲۹***	-۳/۰۸**	-۰/۰۱۲**	-۳/۲۸**	-۰/۰۱۶**
یزد	-۰/۰۰۲	-۰/۴۹	-۰/۰۰۹	-۱/۲۲	-۱/۱۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۸	۰/۰۰۰	-۰/۸۳	-۰/۰۰۵

۱) (*) در سطح ۵ درصد، (**) در سطح ۱ درصد، و (***) در سطح ۰/۰۱ درصد معنی‌دار است.

۲) Q_{med} شیب خط روند در روش تخمین‌گر سین است، و واحد آن میلی‌متر بر روز در هر سال. همچنین مقادیر مثبت Z نشان‌دهنده روند افزایشی است و مقادیر منفی روند کاهش را بیان می‌کند.

جدول ۳. دسته‌بندی ایستگاه‌ها براساس همگنی اقلیمی و آزمون‌های مختلف معنی‌داری در فصول مختلف و مقیاس سالانه

طی دوره آماری ۱۹۵۷-۲۰۰۶ (۵۰ ساله) براساس شماره ایستگاه‌های مندرج در جدول ۱

دوره	ایستگاه‌های معنی‌دار	ایستگاه‌های هم‌اقلیم (مرطوب و خشک)	روند مثبت با من-کندال	روند مثبت با تخمین‌گر سین	روند منفی با من-کندال	روند منفی با تخمین‌گر سین
زمستان	۳-۱	-	۳	-	۱	۱
بهار	۱۲-۹-۶-۵-۳	۱۲و۵-۹-۶و۳	۵-۳	۵-۳	۱۲-۹-۶	۱۲-۹-۶
تابستان	۱۲-۱۱-۹-۷-۶-۳-۱	۱۲و۱۱و۷و۶و۳و۱	۳-۱	۳-۱	۱۲-۱۱-۹-۷-۶	۱۲-۱۱-۹-۷-۶
پاییز	۱۲-۱۱-۷-۹-۳	۱۲و۱۱و۷-۹و۳	۹-۳	۳	۱۲-۱۱	۱۲-۱۱
سالانه	۱۲-۱۱-۹-۶-۳	۱۲و۱۱-۹و۶و۳	۳	۳	۱۲-۱۱-۹-۶	۱۲-۱۱-۹-۶

جدول ۴. نرخ تغییرات مجموع سالانه ET₀ در ایستگاه‌های معنی‌دار در مقیاس‌های فصلی و سالانه طی دوره ۵۰ ساله (۱۹۵۷-۲۰۰۶)

نام ایستگاه	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	سالانه
	Q _{med} [*]	Q _{med}	Q _{med}	Q _{med}	Q _{med}
آبادان	-۲/۵۶		۵/۸۴	-	-
بابلسر	-	۱/۴۶	۲/۹۲	۱/۴۶	۱/۸۳
بندرعباس	-	۴/۰۲	-	-	-
بندرآنزلی	-	-۵/۱۱	-۴/۷۵	-	-۲/۹۲
بوشهر	-	-	-۲/۵۶	-	-
رشت	-	-۲/۵۶	-۱/۸۳	-	-
شیراز	-	-	-۸/۰۳	-۴/۷۵	-۴/۳۸
کرمان	-	-۱۰/۲۲	-۱۰/۵۹	-۴/۳۸	-۵/۸۴
میانگین شیب (مناطق مرطوب)	-	-۲/۱۹	-۱/۱۰	۱/۴۶	-۰/۵۵
میانگین شیب (مناطق خشک)	-۲/۵۶	-۳/۲۹	-۴/۰۲	-۴/۷۵	-۵/۱۱
میانگین کل	-۲/۵۶	-۲/۴۸	-۲/۷۱	-۲/۵۶	-۲/۸۳

* Q_{med} شیب خط روند در روش تخمین‌گر سین است، و واحد آن میلی‌متر در هر سال.

در مجموع سری‌های مورد مطالعه (فصلی و سالانه) تنها در ۵ درصد موارد نتایج آزمون من-کندال معنی‌داری و آزمون تخمین‌گر سین عدم معنی‌داری را نشان داده است. در بقیه موارد هر دو آزمون، چه از حیث معنی‌داری و چه از حیث افزایشی یا کاهششی بودن روند، نتایج یکسانی را نشان دادند. در مواردی که فقط آزمون من-کندال معنی‌داری را نشان می‌دهد، این تشخیص روند را می‌توان به وجود داده‌های تکراری در سری داده‌ها نسبت داد. در چنین مواردی روش من-کندال ممکن است روند را به اشتباه تشخیص دهد که این نتیجه با تحقیقات پیشین (خلیلی و بذرافشان، ۱۳۸۳، ۳۳) نیز به تأیید رسیده است. بر همین اساس، روش تخمین‌گر سین در تحلیل روند سری‌هایی که در آنها فراوانی داده‌های تکراری زیاد است، ارجحیت بیشتری از روش من-کندال دارد و نتایج پذیرفتنی‌تری را به دست می‌دهد که این موضوع با نتایج به دست آمده به وسیله حجام و همکاران (۱۳۸۶، ۱۵۷) سازگار است. بنابراین برای اطمینان بیشتر از وجود روند،

و از آنجا که در سری زمانی ETO فراوانی داده‌های تکراری زیاد است، در مواردی که هر دو آزمون وجود روند را تشخیص دهند، معنی‌داری روند پذیرفته شده است. نتایج تحلیل روند ETO در ایستگاه‌های مختلف نشان داد که در دوره آماری ۵۰ ساله، در ایستگاه‌های بندرانزلی، بوشهر، رشت، شیراز و کرمان در فصل‌های مختلف به‌استثنای زمستان، روند منفی معنی‌دار در داده‌های ETO وجود دارد. در ایستگاه بابلسر در مقیاس سالانه و در تمام فصل‌ها به‌جز زمستان و در بندرعباس در فصل بهار هر دو آزمون روند مثبت معنی‌دار نشان دادند. در ایستگاه آبادان در فصل زمستان روند منفی و در تابستان روند مثبت معنی‌دار مشاهده شده است. در ایستگاه‌های اهواز، بهم، رامسر، زاهدان، و یزد وجود روند معنی‌داری برای تبخیر و تعرق مرجع تأیید نشده است. بیشترین نرخ خط روند در فصل بهار و تابستان و همچنین در مقیاس سالانه در ایستگاه کرمان مشاهده شد، که به ترتیب برابر $10/22$ - و $10/59$ - و $5/84$ - میلی‌متر در هر سال است که در این میان فصل تابستان بیشترین حساسیت را نشان داد. همچنین بیشترین نرخ خط روند در فصل پاییز مربوط به ایستگاه شیراز و به مقدار $4/75$ - میلی‌متر در هر سال بود. در فصل پاییز در ایستگاه مرطوب (بابلسر) روند مثبت و در ایستگاه‌های خشک روند منفی ETO مشاهده شد. اما در فصل‌های دیگر و نیز در مقیاس سالانه نظم خاصی در مثبت یا منفی بودن روندها در اقلیم‌های مشابه از نظر رژیم رطوبتی وجود نداشت. به علاوه، در یک فصل خاص تمام ایستگاه‌های معنی‌دار لزوماً از روند یکسانی پیروی نکردند. میانگین شیب روندهای معنی‌دار در ایستگاه‌های مرطوب نشان می‌دهد که در فصل تابستان و بهار و ماه‌های این دو فصل و در مقیاس سالانه روند منفی وجود دارد و در پاییز و ماه‌های این فصل روند مثبت به چشم می‌خورد. دیگر اینکه میانگین شیب معنی‌دار در اقلیم‌های خشک، روند منفی را در تمام فصل‌ها و ماه‌ها و در مقیاس سالانه نشان می‌دهد. میانگین مجموع روند مشاهده شده در تمام ایستگاه‌ها حاکی از روند کاهشی ETO در تمام فصل‌ها و ماه‌ها و در مقیاس سالانه است. این نتیجه با نتایج حاصل از تحقیقات مختلف در دیگر نقاط جهان که در اکثر موارد روند کاهشی را در مقدار تبخیر و تبخیر و تعرق مرجع ارائه داده‌اند، هم‌خوانی دارد [چاتوپادهیای و هولم، ۱۹۹۷، (۵۵)، (هابینز و همکاران، ۲۰۰۴)، (توماس، ۲۰۰۰، ۳۸۱)، (لیو و زنگ، ۲۰۰۴، ۵۱۰)، (لیو و همکاران، ۲۰۰۴)، (چن و همکاران، ۲۰۰۵، ۱۲۳)، (گا او و همکاران، ۲۰۰۶، ۳)، (رن و گیو، ۲۰۰۶، ۳۱)، (وانگ و همکاران، ۲۰۰۷، ۱۳)، (رودریک و فارکوهار، ۲۰۰۴، ۱۰۷۷) و (رودریک و فارکوهار، ۲۰۰۵، ۲۰۳۱)].

نتایج حاصل از مقایسه میانگین‌های ETO در دوره‌های زمانی مختلف

به‌منظور دسترسی به نتایج بهتر و اطمینان از وقوع تغییر اقلیم در ایستگاه‌های تحت مطالعه و نیز چگونگی تغییرات میانگین ETO در سال‌های اخیر نسبت به دوره درازمدت، دوره مطالعاتی به دو دوره ۵۰ ساله (۱۹۵۷-۲۰۰۶)، و ۱۶ ساله (۲۰۰۶-۱۹۹۱) تفکیک شد. به منظور مقایسه میانگین‌های ETO در دوره‌های مختلف با هم از آزمون من-ویتنی در محیط SPSS استفاده شد (در این نرم‌افزار از دو آماره U من-ویتنی و P-Value در سطح احتمال ۹۵ درصد برای بیان معنی‌داری اختلاف میانگین‌ها استفاده شده است که نتایج معنی‌داری هر دو آماره یکسان است. در آماره P-Value زمانی که مقدار آن کوچک‌تر از $0/05$ باشد اختلاف‌ها معنی‌دار است و در U من-ویتنی در موارد معنی‌دار مقدار U به دست آمده کمتر از U بحرانی است که مقدار بحرانی به وسیله جدول من-ویتنی تعیین می‌شود). نتایج آزمون من-ویتنی و

درصد اختلاف بین میانگین‌های ETo در ۱۶ سال اخیر و دوره درازمدت و مقدار میانگین این تغییرات در مناطق مرطوب، خشک و کل ایستگاه‌ها در جدول ۵ ارائه شده است (نتایج آزمون من-ویتی به صورت U من-ویتی ارائه شده است).

جدول ۵. مقایسه میانگین‌های ETo^۱ در دوره ۱۶ سال اخیر (۲۰۰۶-۱۹۹۱) با دوره ۵۰ ساله (۲۰۰۶-۱۹۵۷) و درصد اختلاف-های بین میانگین‌ها

نام ایستگاه	زمستان		بهار		تابستان		پاییز		سالانه	
	درصد اختلاف	U ^۲	درصد اختلاف	U	درصد اختلاف	U	درصد اختلاف	U	درصد اختلاف	U
آبادان	-۰.۴	۳۳۱/۵	۰.۲	۳۴۴	۰.۵	۲۹۳	-۰.۲	۳۶۲/۵	۰.۲	۳۴۶/۵
اهواز	۰.۲	۳۳۵	۰	۳۶۵/۵	۰.۴	۲۸۳	۰.۱	۳۳۶/۵	۰.۲	۲۹۸
بابلسر	۰.۶	۲۹۱/۵	۰.۱	۳۳۲/۵	۰.۳	۲۹۷	۰.۶	۲۸۷	۰.۳	۲۹۵/۵
بم	۰.۴	۳۶۵	۰.۶	۳۲۹	۰.۴	۳۴۷	۰.۴	۳۶۲/۵	۰.۴	۳۵۰
بندرعباس	-۰.۲	۳۷۲/۵	۰.۲	۳۵۸	-۰.۱	۳۹۶	-۰.۲	۳۸۹	۰	۳۹۸
بندرانزلی	۰.۱	۳۸۴	-۰.۱۲	۱۷۲/۵*	-۰.۱۰	۱۷۶/۵*	۰	۳۸۵/۵	-۰.۷	۱۹۵*
بوشهر	-۰.۴	۳۱۰	۰.۱	۳۷۰	-۰.۲	۲۶۱*	-۰.۴	۲۷۱/۵	-۰.۲	۲۹۰/۵
رامسر	۰.۵	۳۲۶/۵	-۰.۱	۳۴۹	۰.۱	۳۶۹/۵	۰.۷	۲۶۶/۵*	۰.۲	۳۲۳
رشت	۰.۵	۳۲۶	-۰.۴	۲۷۴/۵	-۰.۳	۲۷۷/۵	۰.۳	۳۰۹	-۰.۲	۳۲۵
زاهدان	۰.۳	۳۵۱	۰.۱	۳۸۴/۵	-۰.۱	۳۸۱	۰.۱	۳۶۲/۵	۰.۱	۳۸۷/۵
شیراز	-۰.۴	۳۰۹	-۰.۳	۳۰۸	-۰.۶	۲۳۰*	-۰.۹	۲۴۲*	-۰.۵	۲۵۱/۵*
کرمان	۰	۳۹۳	-۰.۴	۳۳۱/۵	-۰.۶	۲۶۱/۵*	-۰.۴	۳۴۶/۵	-۰.۴	۳۲۶
یزد	۰.۲	۳۷۳	-۰.۲	۳۸۲	۰.۱	۳۸۰	۰.۵	۳۱۵/۵	۰.۱	۳۷۸/۵

(۱) مقدار منفی درصد اختلاف‌ها نشان‌دهنده کاهش ETo در ۱۶ سال اخیر نسبت به دوره درازمدت، و مقدار مثبت آن نشان‌دهنده افزایش ETo است.

(۲) مقادیر U با علامت *، نشان‌دهنده اختلاف معنی‌دار است.

نتایج حاصل از مقایسه تفاوت میانگین‌ها بین دو دوره ۱۶ ساله و درازمدت نشان داد که در ۱۶ درصد موارد در بین ایستگاه‌ها در مقیاس‌های مختلف زمانی، اختلاف‌ها معنی‌دار بودند. نتایج بیانگر این بود که در فصل بهار ایستگاه انزلی (با ۱۲ درصد کاهش)، در فصل تابستان ایستگاه‌های انزلی (با ۱۰ درصد کاهش)، بوشهر (با ۲ درصد کاهش)، شیراز (با ۶ درصد کاهش)، کرمان (با ۶ درصد کاهش)، در فصل پاییز ایستگاه‌های رامسر (با ۷ درصد کاهش)، و شیراز (با ۹ درصد کاهش) تفاوت‌های معنی‌داری در میانگین‌های ETo دو دوره نشان دادند. در مقیاس سالانه ایستگاه‌های انزلی (با ۷ درصد کاهش)، و شیراز (با ۵ درصد کاهش) تفاوت‌های معنی‌داری را نشان دادند. در فصل زمستان هیچ یک از ایستگاه‌ها اختلاف معنی‌داری را بین این دو دوره نشان ندادند. بیشترین اختلاف معنی‌دار بین دوره ۱۶ ساله با ۵۰ ساله مقدار ۱۲ درصد افزایش (انزلی در بهار) بود. همچنین در بین موارد معنی‌دار، میانگین تغییرات ETo در مناطق مرطوب در فصل بهار و تابستان و در مقیاس سالانه به ترتیب ۱۲، ۱۰ و ۷ درصد کاهش و در فصل پاییز ۷ درصد افزایش و در اقلیم‌های

خشک در تابستان و پاییز به ترتیب ۲ و ۴ درصد کاهش و در مقیاس سالانه ۱ درصد افزایش را در ۱۶ سال اخیر نسبت به دوره ۵۰ ساله نشان داده است. در مجموع ایستگاه‌ها نیز میانگین تغییرات ETo در فصل بهار و تابستان و مقیاس سالانه به ترتیب ۱۲ و ۶ و ۳ درصد کاهش و در فصل پاییز ۲ درصد افزایش نسبت به دوره ۵۰ ساله نشان داده است. نتایج آزمون من-ویتنی و همچنین درصد اختلاف‌ها بین این دو دوره و میانگین تغییرات در مناطق مرطوب، خشک و کل ایستگاه‌ها در جدول ۵ درج گردیده است.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از بررسی روند با دو آزمون من-کندال و تخمین گر سین در ایستگاه‌های مختلف نشان داد که ۵۳ درصد ایستگاه‌ها در فصل‌های مختلف و یا در مقیاس سالانه روند معنی‌دار، و ۴۷ درصد ایستگاه‌ها در کل عدم معنی‌داری را نشان دادند. در بین سری‌های فصلی و سالانه، بیشترین روند معنی‌دار پذیرفتنی به وسیله هر دو آزمون مورد مطالعه در فصل تابستان (۴۷ درصد ایستگاه‌ها) و کمترین معنی‌داری در فصل زمستان (۷ درصد ایستگاه‌ها) مشاهده شده است. لذا فرضیه اول تحقیق در وجود روند معنی‌دار در پارامتر ETo مورد تأیید قرار می‌گیرد. به علاوه، در بررسی روند سری‌های مورد مطالعه (فصلی و سالانه) در اکثر موارد (به استثنای ۵ درصد موارد) هر دو آزمون از جهت معنی‌داری و نوع روند نتایج یکسانی را نشان دادند. به استثنای فصل پاییز در بقیه فصل‌ها و همچنین در مقیاس سالانه نظم خاصی در نوع روند اقلیم‌های مشابه وجود نداشته است. همچنین در یک فصل خاص تمام ایستگاه‌های معنی‌دار لزوماً روند یکسانی نداشتند. بیشترین نرخ خط روند در بین فصل‌ها و ایستگاه‌های مختلف مربوط به ایستگاه کرمان در فصل تابستان و مقدار $10/59$ میلی‌متر در سال بوده است. نتایج نشان می‌دهد که در فصول مختلف و مقیاس سالانه در ۸۲ درصد موارد در مناطق خشک روند تبخیر و تعرق مرجع منفی و در ۱۸ درصد موارد روند مثبت مشاهده شده است؛ حال آنکه در مناطق مرطوب در ۵۶ درصد موارد روند منفی و در ۴۴ درصد موارد روند مثبت در پارامتر ETo وجود داشته است. در مجموع ایستگاه‌ها، میانگین شیب روند در همه فصل‌ها و در مقیاس سالانه کاهشی است و در ۷۰ درصد موارد شیب روند ETo در مقیاس‌های فصلی و سالانه منفی و در ۳۰ درصد موارد مثبت است. به منظور بررسی بیشتر تغییرات موجود در پارامتر ETo، نتایج مقایسه میانگین‌ها در فصول مختلف و در مقیاس سالانه نشان داد که در ایستگاه‌های خشک، میانگین ETo در دوره ۱۶ ساله نسبت به درازمدت در ۶۳ درصد موارد کاهش معنی‌دار و در ۳۸ درصد موارد افزایش و در اقلیم‌های مرطوب در ۷۵ درصد موارد کاهش و در ۲۵ درصد موارد افزایش را نشان داده است. لذا فرضیه دوم تحقیق مبنی بر وجود معنی‌دار هم‌سو با روند دوره ۵۰ ساله ETo نیز تأیید گردید. در مجموع، در ایستگاه‌های مناطق گرم و خشک، و گرم و مرطوب میانگین ETo در دوره ۱۶ ساله نسبت به درازمدت در ۶۷ درصد موارد کاهش نشان داده است و در ۳۳ درصد موارد افزایش. این مقادیر با نتایج حاصل از روند ETo که در بیشتر موارد (۷۰ درصد) در ایستگاه‌های معنی‌دار کاهشی است، هم‌خوانی دارد. به طور کلی، روند کاهش تبخیر و تعرق مرجع در ۱۶ ساله اخیر با شیب بیشتری نسبت به دوره ۵۰ ساله به وقوع پیوسته است.

سیاس‌گذاری

نویسندگان مقاله از پیشستیانی دانشگاه بوعلی سینا در انجام این پژوهش قدردانی می‌کنند. به علاوه، از کوشش‌های سازمان

هواشناسی کشور و کارشناسان زحمتکش آن برای در اختیار گذاشتن داده‌های مورد نیاز این تحقیق تشکر می‌گردد.

منابع

- Alizadeh, A., Mousavi, F., Kamali, Gh., and Mousavi Bayegi, M., 2008, **Weather and Climate**, 2nd Edition, University of Mashhad Press Office, pp 392.
- Allen, R.G., 1996, **Assessing Integrity of Water Data for Use in Reference Evapotranspiration Estimation**, J. Irrig. And drain. Eng. ASCE. 122 (2): 97-106.
- Allen, R.G., 2000, Manual REF-ET Version Windows 2.0 Available online at www.kimberly.idaho.edu.
- Bihrat, O., Mehmetcik, B., 2003, **The Power of Statistical Tests for Trend Detection**, Turkish J. Eng. Env. Sci. 27, 247-251.
- Brooks, C.E.P., and Carrthers, N., 1953, **Handbook of Statistical Methods in Meteorology**. London, H.M.S.O., pp. 412.
- Chattopadhyay, N., Hulme, M., 1997, **Evaporation and Potential Evapotranspiration in India under Conditions of Recent and Future Climate Change**, Agric Forest Meteor. 87, 55-73.
- Chen, D., Gao, G., Xu, C.Y., Guo, J., Ren, G., 2005, **Comparison of the Thornthwaite Method and Pan Data with the Standard Penman-Monteith Estimates of Reference Evapotranspiration in China**, Climate Res. 28, 123-132.
- Cohen, S., Ianetz, A., and Stanhill, G., 2002, **Evaporative Climate Changes at Bet Dagan, Israel, 1964-1998**, Agricultural and Forest Meteorology, 111, 83-91.
- Ebrahimi, H., 2005, **The Impact of Climate Change on Agricultural Water use in Mashhad Plain**, Publication of Azad University, Research Sciences Unit. Tehran, Iran.
- Gao, G., Chen, D.L., Ren, G.Y., 2006, **Spatial and Temporal Variations and Controlling Factors of Potential Evapotranspiration in China: 1956-2000**, J. Geogr Sci 16(1), 3-12.
- Ghaemi, H., 1994, **Weather and Climate of the Earth**, Vol. 1, SAMT Publication Press, Tehran, pp. 272.
- Ghafari, A.A., Depao, E., and Ghasemi Dehkordi, V.R., 2005, **Mapping Agro-Meteorological Climate Classification in Iran Using UNESCO Method**, National Research Institute of Drylands, ICARDA Research Center and Institute of Soil and Water Research, Tehran.
- Hajjam, S., Khoshkhoo, Y., Shams`edin Vand, R., 2007, **Analysis of Seasonal and Annual Precipitation Trends in some Sites Located in Central Iran**, using non- parametric methods. J. of Geographical Research. 64, 157-168.
- Hemadi, K., Jamei, M. and Shahinzadeh, N., 2006, **Time Series Analysis of Annual Temperature and its Effect on Agricultural Water Use**, National Conference on Irrigation and Networks Management, University of Chamran, Ahvaz, Iran.
- Harvey, J. Malkilen, L., and Broomandzadeh, T., 2000, **Statistical Methods and its Application in Research**, 2nd Edition, Tehran, Office of Cultural Researches, pp. 494.

- Hobbins, M.T., Ramir, J.A., Brown, T.C., 2004, **Trends in Pan Evaporation and Actual Evapotranspiration Across the Conterminous U.S.: Paradoxical or Complementary?** *Geophys Res Lett.* 31(13): L13503, doi: 10.1029=2004GL019846.
- IPCC, 2001, **The Scientific Basis of Climate Change**, Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Cambridge University Press, Cambridge.
- IRIMO, 2007, **Iranian Meteorological Organization**, Data Center, Tehran, Iran.
- Kendall M.G., 1975, **Rank Correlation Methods**, Charles Griffin, London.
- Kalili, A., and Bazrafshan, J., 2004, **Analysis of Seasonal and Annual Precipitation trends in Five Historical Stations during 116 Years Ago**, *Journal of Deserts.* 1(9), 25-33.
- Lettenmaier, D. P., Wood, E. F., and J. R. Wallis, 1994, **Hydro-climatological Trends in the Continental United States, 1948-88.** *J. Climate,* 7, 586-607.
- Liu, C.M., Zeng, Y., 2004, **Changes of Pan Evaporation in the Recent 40 Years in the Yellow River Basin**, IWRA, *Water International.* 29(4), 510-516.
- Liu, B., Xu, M., Henderson, M., Gong, W., 2004, **Aspatialanalysis of Pan Evaporation Trends in China, 1955-2000**, *J. Geophys Res* 109(D15): D15102, doi: 10.1029=2004JD004511.
- Mander, W.J., 1994, **Dictionary of Global Climatic Change**, 2nd Revised ed., VCL Press, London.
- Mann, H.B., 1945, **Nonparametric Tests against Trend**, *Econometrica* 13, 245-259.
- Nazemosadat, S.M.J., 2001, **Will It Rain? Excess precipitation and Drought in Iran, and its Relation with ENSO Events**, 1st Edition, Shiraz University Publication Press, pp. 103.
- Peterson, T.C., Golubev, V.S., Groisman, P.Y., 1995, **Evaporation Losing Its Strength**, *Nature* 337, 687-688.
- Ren, G.Y., Guo, J., 2006, **Change in Pan Evaporation and the Influential Factors over China: 1956-2000.** *J. Natural Resources* 21(1), 31-44 (in Chinese).
- Roderick, M.L., Farquhar, G.D., 2004, **Changes in Australian pan evaporation from 1970 to 2002**, *Int J Climatol* 24(9), 1077-1090.
- Roderick, M.L., Farquhar, G.D., 2005, **Changes in New Zealand Pan Evaporation Since the 1970s**, *Int J Climatol* 25(15), 2031-2039.
- Salmi T., M`a`att`a A., Anttila P., Ruoho-Airola T., and Amnell T., 2002, **Detecting Trends of Annual Values of Atmospheric Pollutants by the Mann-Kendall test and Sen's Slope Estimates 'The Excel Template Application MAKESENS'**, *Publications on Air Quality*, Finish Meteorological Institute, Helsinki, 7-21.
- Serrano, A., Mateos, V.L., and Garcia, J.A., 1999, **Trend Analysis of Monthly Precipitation over the Iberian Peninsula for the Period 1921-1995**, *phys. Chem. Earth (B)*, Vol. 24. No. 1-2, 85-90.
- Sen, P. K., 1968, **Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's tau**, *Journal of the American Statistical Association.* 36, 1379-1389.
- Shirgholami , H. and Ghahreman, B., 2005, **Study of Annual Temperature Trends in Iran**, *J. of Science and Technology in Agricultural and Natural Resources*, 1(9), 9-xx.

- Thiel, H., 1950, **A Rank-invariant Method of Linear and Polynomial Regression Analysis**, Part 3, Proceeding of Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen A. 53, 1379-1412.
- Thomas, A., 2000, **Spatial and Temporal Characteristics of Potential Evapotranspiration Trends over China**, Int. J. Climatol. 20, 381-396.
- Turgay, P., and Ercan K., 2005, **Trend Analysis in Turkish Precipitation data**, Hydrological processes published online in Wiley Interscience, 20, 2011-2026.
- Wang, Y., Jiang, T., Bothe, O., and Fraedrich, K., 2007, **Changes of Pan Evaporation and Reference Evapotranspiration in the Yangtze River Basin**, Theor. Appl. Climatol. 90, 13-23.
- Xu, Z.X., Takeuchi, K., Ishidaira H, 2003, **Monitoring Trend Step Changes in Precipitation in Japanese Precipitation**, Hydrology Journal. 2 Hydrology 79, 144-150.

Study of Long Term Changes in Reference Evapotranspiration in some Selected Warm Climates of Iran

Sabziparvar A.A.*

Associate Prof., College of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan

Mirmasoudi Sh.

M.Sc. Student, College of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan

Nazemosadat M.J.

Associate Prof., Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz

Received: 21/05/2009

Accepted: 13/08/2010

Extended Abstract

Introduction

Investigating the trends of hydroclimatic components as a result of climate change has been an interesting task for the scientists and water resources managers. So far, numerous case studies have been conducted to exploit the possible trends in temperature and precipitation which imposed by climate change events. Unfortunately, there is a few research works to address the long term variations in some hydrometeorological components such as evaporation and evapotranspiration, perhaps for their complexity. Majority of the recent studies in America, China, India and Australia have reported a decline (reducing) trend in reference evapotranspiration (ET_0). The downward trend in pan evaporation and evapotranspiration over most of the United States and former Soviet Union implies that, for large regions of the globe, the terrestrial evaporation component of the hydrological cycle has been decreasing. One explanation is that increased global cloudiness, especially low cloud cover, would be an expected consequence of higher global temperatures. Some increases in annual mean cloudiness have been observed over Europe, Australia, the Indian sub-continent and North America. When cloudiness over the oceans is also considered, it is not possible to be confident that average global cloudiness has really increased. The main purpose of this article is to explore the possible trend in daily ET_0 in some selected sites located in warm regions of Iran. The assessment of trend in daily ET_0 would be an important tool for the decision makers in water resources engineering and agriculture sectors.

Data and Methods

The authors have used a 50-year (1957-2006) dataset of the observed meteorological variables

* E-mail: swsabzi@basu.ac.ir

(mean of daily maximum temperature, mean of daily minimum temperature, relative humidity, wind speed, water vapor pressure, dew point temperature, and air pressure) which recorded in 13 synoptic sites (IRIMO, 2007) during the period of study. Prior to the analysis, all datasets were tested for quality check and gaps. The annual and seasonal trends of ET_0 were derived by Mann-Kendall Test and Sen's estimator as non-parametric methods. To compare the daily means of ET_0 (50-year and 16-year), Mann-Whitney test was applied. For each selected site, the 50-year ET_0 trends were compared against the ET_0 trends of 16-year (1991-2006) period. The trend analysis from Sen's method was capable to perform better results, because of eliminating the effect of repeating data in ET_0 time series.

Results and Discussion

The either tests (Mann-Kendall and Sen) confirmed that the maximum and minimum significant trends (annual and seasonal) have occurred in summer (47% of total stations) and winter (7% of total stations), respectively. Therefore, the first hypothesis of the study (the existence of significant trend in ET_0 values) was confirmed. The comparison of the trends in different climates showed that the slope of the ET_0 trend during the recent 16 years (1991-2006), which is slightly greater than that of 50-year (1957-2006), has the same overall sign (negative) for most of the stations. As a result, the second hypothesis of the study (the existence of similar trends in recent decades) was also confirmed.

Main Findings and Conclusions

In general, 65% of the stations revealed a negative (decline) trend in ET_0 time series at the specified significant level ($P < 0.05$). The highest and lowest slopes of ET_0 were observed for summer (-4 mm/year) and winter (2.56 mm/year), respectively. The comparison of the ET_0 trends for 50-year period with those of 16-year period presented a good consistency. The results obtained for 16-year analysis showed that 67% of the study sites have experienced negative trends. This suggests that a higher number of sites had the chance to experience reduction in annual ET_0 during the recent years. Trend analysis of Mann-Kendall and Sen methods were generally in good agreement. It was shown that 47% of the case studies have no significant trend (positive and negative) in reference evapotranspiration values. In seasonal scale, summer seasons experienced higher number of significant ET_0 trends, in comparison to other seasons. This result is in good agreement with most findings from other research works reported from outside Iran. The detection of trends in ET_0 for other climate types is required for a national comprehensive work. Further study is also required to find out the reason for different trend signs.

Keywords: *Reference Evapotranspiration, Trend analysis, Climatic changes, Non-parametric test, Warm climate.*