

اثر تغییر اقلیم بر تغییرات جهشی تبخیر- تعرق پتانسیل (مطالعه موردی: شمال غرب ایران)

یعقوب دین پژوه^{۱*} - معصومه فروغی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۳۰

چکیده

مطالعه تغییرات ناگهانی تبخیر- تعرق پتانسیل (ET_0) در مدیریت منابع آب از اهمیت زیادی برخوردار است. در این پژوهش، تغییرات ناگهانی ET_0 در دو مقیاس ماهانه و سالانه در شمال غرب ایران مورد بررسی قرار گرفت. از داده‌های ۳۶ ایستگاه هواشناسی همدید (۱۹۸۰-۲۰۱۵) استفاده گردید. میزان ET_0 در هر ماه و ایستگاه با روش فائو- پنمن مانیتیت (FAO-PM56) برآورد گردید. برای آزمون تغییر ناگهانی در سری‌های ET_0 و تشخیص تاریخ دقیق تغییر از روش پتیت استفاده شد. نتایج نشان داد که تغییر ناگهانی معنی‌دار در سری‌های زمانی ET_0 برای اکثر ایستگاه‌ها در سطح ۵ درصد تجربه شده است. در مقیاس ماهانه و سالانه بترتیب ۵۹/۷۲ درصد و ۸۰/۵۵ درصد ایستگاه‌ها جهش رو به بالا داشتند. در ایستگاه سرارود کرمانشاه در اکثر ماه‌ها، ET_0 جهش رو به بالا را تجربه کرده، طوری که در مقیاس ماهانه، بیشترین اختلاف میانگین ET_0 در دو زیر دوره قبل و بعد از سال تغییر در سپتامبر به اندازه ۴۷/۷۵ میلی‌متر در ماه (معادل ۳۵ درصد) مشاهده شد. در مقیاس سالانه، اغلب ایستگاه‌ها تغییرات پرشی را در بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۸ تجربه کرده‌اند. بیشترین پرش در ET_0 سالانه مربوط به سرارود کرمانشاه بود که در آن میانگین مقادیر ET_0 در دو زیر دوره (قبل و بعد از سال تغییر) به ترتیب، ۱۴۳۸ و ۱۶۷۳ (میلی‌متر در سال) به دست آمد که اختلاف آن معادل ۲۳۵ میلی‌متر (معادل ۱۶ درصد) بود که به صورت افزایش در ET_0 سالانه در زیر دوره اخیر، نسبت به زیر دوره قبلی تجربه شده است. مدیریت خردمندان آب قابل دسترس در منطقه مورد مطالعه برای ادامه فعالیت‌های کشاورزی و مرتبط با آب حیاتی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: پتیت، پنمن - مانیتیت، تغییر ناگهانی، شمال غرب ایران

مقدمه

رودخانه‌ها و نشست زمین در برخی از دشت‌ها (به دلیل استخراج بی‌رویه و ناپایدار آب‌های زیرزمینی) بوده است. با توجه به اینکه عمده مصرف آب، هم در این منطقه و هم در کل کشور، متعلق به بخش کشاورزی است، لازم است تا حد ممکن جلوی تلفات آب کشاورزی گرفته شود. این کار نیازمند تخمین آب مورد نیاز هر یک از گیاهان زراعی و باغی در هر منطقه است. اولین گام در برآورد آب مورد نیاز، تخمین دقیق تبخیر- تعرق پتانسیل^۳ (ET_0) در آن منطقه می‌باشد. تخمین دقیق این پارامتر و بررسی جنبه‌های مختلف آن مورد توجه هیدرولوژیست‌ها قرار گرفته است. در سال‌های اخیر روند تغییرات ET_0 (هم تدریجی یا یکنواخت و هم ناگهانی) مورد توجه دانشمندان مختلف جهان واقع شده است. مثلاً در جمهوری مولداوی، پیتیکار و همکاران (۲۷)، در هند باندیوپادایای و همکاران (۲)، در چین هائو و همکاران (۸) و در ایران دین‌پژوه و همکاران (۵) روند تغییرات ET_0 را مطالعه کردند. استفاده از روش فائو- پنمن - مانیتیت (FAO-PM56)

یکی از مؤلفه‌های مهم چرخه آب در طبیعت تبخیر- تعرق می‌باشد. در سال‌های اخیر، افزایش درجه حرارت هوا، کاهش میزان بارش، افت شدید آب زیرزمینی در بسیاری از دشت‌های مختلف، خشک شدن تالاب‌ها، کاهش رواناب رودها، شرایط سختی را پدید آورده و انتظار می‌رود با توجه به افزایش جمعیت، ارتقای سطح بهداشت، تمرکز جمعیت در شهرهای بزرگ این قبیل مسائل با شدت بیشتر در آینده جلوه کند. بخش‌های غرب و شمال غرب ایران، همواره یکی از مناطق مهم تولید محصولات کشاورزی در ایران بوده است. این ناحیه، در سال‌های گذشته دستخوش چالش‌های مهمی مانند خشک شدن دریاچه ارومیه، افت شدید تراز آب زیرزمینی، جریان

۱- دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

*- نویسنده مسئول: (Email: dinpashoh@yahoo.com)

۲- دانشجوی دکترای آب و هواشناسی، دانشگاه تبریز

برای تخمین میزان ET_0 مورد توجه محققین مختلف واقع شده است. مثلاً لی و همکاران (۱۶) در چین، جارجاریا و همکاران (۹) در هند، ژانگ و لیو (۳۱) در چین، جیانگ و همکاران (۱۰) در چین، روش FAO-PM56 را برای تخمین ET_0 انتخاب کردند. روش ناپارامتری پتیت که توسط پتیت (۲۵) ابداع شده است، برای تعیین نقطه دقیق تغییر (گاهی نقطه شکست و نقطه جهش نیز می‌نامند) در میانگین یک سری زمانی به کار می‌رود. کاندزویچ و رابسون (۱۵) انواع روش های تشخیص جهش/شکست ناگهانی را در سری های زمانی هیدرولوژیکی معرفی و تأکید کردند که روش های ناپارامتری برای سری هایی که چولگی دارند، مناسب هستند. روش های مختلف برای تشخیص نقطه تغییر ناگهانی در سری های زمانی وجود دارد. به عنوان نمونه روش کرامر که نوسط ژانگ و همکاران (۳۱) استفاده شده، یکی از روش های پارامتری است که در تشخیص نقطه تغییر ناگهانی کاربرد دارد و در آن از فن مقایسه میانگین سری در یک زیربازه ای از سری زمانی با مقدار میانگین نظیر در کل دوره آماری بهره گرفته می شود.

در سال های اخیر، استفاده از روش ناپارامتری پتیت برای تشخیص و آزمون نقطه تغییر مورد توجه هیدرولوژیست ها قرار گرفته است. مثلاً کایلی (۱۳) این روش را برای تعیین نقطه شکست در سری شدت بارش در ایرلند بکار برد. همچنین کایلی و همکاران (۱۴) از این روش برای تعیین نقطه شکست در سری زمانی بارش های فصلی و سالانه بهره گرفتند. قارابورک و همکاران (۱۱) برای آزمون همگنی داده های بارش های سالانه ترکیه از آزمون همگنی نرمال استاندارد^۱ (SNHT) استفاده کردند. ایشان اظهار داشتند که روش SNHT به نقاط جهش ناگهانی در ابتدا یا انتهای سری زمانی حساس می باشد در حالی که روش پتیت به نقاطی که جهش در بخش های میانی سری زمانی روی می دهد حساس است. روش SNHT روش پارامتری بوده و نیاز است سری زمانی مورد آزمون از توزیع نرمال تبعیت کند. در حالی که این فرض در روش پتیت الزامی نیست.

لی و همکاران (۱۶) از روش پتیت برای تعیین تاریخ تغییر میزان دبی پایه بر اثر تغییر در پوشش جنگلی حوضه ای واقع در کانادا و ایالات متحده بهره گرفتند. بینگاله و همکاران (۲۶) نقطه تغییر ناگهانی را در مقادیر سری زمانی ET_0 در منطقه اجمیر^۲ راجستان هند مورد آزمون قرار دادند. لو و همکاران (۱۹) از روش پتیت برای تعیین نقطه جهش یا تغییر در سری زمانی ET_0 در منطقه ای موسوم به "مخزن تری گرگز" (TGR) بهره بردند. ما و همکاران (۲۰) نیز از آن برای آزمون وجود نقطه تغییر در سری های مربوط به شاخص های جریان رودخانه در حوضه های چین استفاده کردند. لیو و همکاران

(۱۷) از روش پتیت برای تعیین نقطه شکست در سری های زمانی مرتبط با اقلیم مانند بارش، دامنه تغییرات درجه حرارت هوای روزانه، ساعات آفتابی و رطوبت هوا در چین استفاده کردند. معماریان و همکاران (۲۱) از آزمون پتیت برای تعیین نقطه تغییر ناگهانی در روند سری های زمانی جریان و بار بستر رسوب در سه ایستگاه آب سنجی واقع در سلانگور مالزی استفاده کردند. استفانوسکو و همکاران (۲۹) از روش پتیت برای تشخیص سال تغییر در سری های زمانی بارش در رومانی استفاده کردند. اخیراً، هادی و تومبال (۷) از روش پتیت برای مطالعه تغییر ناگهانی در سری های زمانی بارش و دمای ۸۱ شبکه گرهی نقاط در ترکیه (۲۰۱۴-۱۹۰۱) استفاده کردند. آن ها نتیجه گرفتند که گرچه در بارش های سالانه ترکیه جهش ناگهانی دیده نشد ولی یک تغییر ناگهانی و رو به بالا در دمای هوا در سال ۱۹۹۳ در ترکیه روی داده است. باسیانی و اوکای (۳) از روش ناپارامتری پتیت در تشخیص تاریخ تغییر ناگهانی در دبی پایه رودخانه ها (۲۰۰۸-۱۹۱۳) در ۱۹ ایستگاه واقع در مجمع الجزایر هاوایی استفاده نمود. بنا به گزارش ایشان، در سال ۱۹۴۳ دبی پایه ۱۰۱ ایستگاه هیدرومتری از کل ۱۶۳ ایستگاه در ناحیه مذکور به طور ناگهانی کاهش یافته است. برس و همکاران (۴) برای آزمون نقطه تغییر در سری های زمانی مرتبط با محیط مانند دمای سطح آب دریا، شوری آب دریا، مواد معلق در آب دریا و کلروفیل نوع آلفا در ناحیه ای در قطب شمال موسوم به جزایر کینگ جورج از روش های ناپارامتری (مانند پتیت و بوشاند) بهره جستند.

در ایران نیز تعیین نقطه شکست در سری های زمانی هیدرومتئورولوژیکی تاحدودی توجه محققین را به خود جلب کرده است. قاسمی (۶) در مطالعه ای ارزشمند ایستگاه های هواشناسی را در سطح کشور با روش تجزیه خوشه ای پهنه بندی نمود و سپس با بهره گیری از روش پتیت نشان داد که در همه خوشه ها میانگین دمای سالانه در ایران یک تغییر ناگهانی رو به بالا و معنی دار را در سال ۱۹۹۷ تجربه کرده است. ایشان گزارش نمود که روش پتیت در تشخیص نقطه تغییر و آزمایش جهش ناگهانی در سری های زمانی مرتبط با اقلیم مفید می باشد. احمدی و همکاران (۱) تغییر ناگهانی در سری های زمانی دمای هوای ۳۴ ایستگاه همدید را در ایران در خلال دوره آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۱) با روش پتیت بررسی نمودند. خسروی و همکاران (۱۲) تغییرات ناگهانی را در سری های زمانی بارش در ۲۲ ایستگاه استان فارس با روش های پتیت، دامنه بوشاند^۳ (BR) و نسبت فون نیومن^۴ استفاده کردند. همچنین ناظری تهرودی و همکاران (۲۲) از روش پتیت برای تشخیص نقطه شکست در سری های زمانی بارش در ۴۲ ایستگاه واقع در حوضه دریاچه ارومیه

3- Buishand Range

4- Von Neuman Ratio

1- Stand Normal Homogeneity Test

2- Ajmer District

فرض صفر، فقدان تغییر ناگهانی در سری داده‌های ET_0 با روش مذکور در سطح معنی‌داری ۵ درصد برای هر ایستگاه می‌باشد. در ادامه، تاریخ دقیق تغییر ناگهانی در سری داده‌های ET_0 برای ایستگاه‌ها تشخیص داده شد. در این رابطه از آزمون ناپارامتری پتیت برای آزمون تغییر ناگهانی در هر سری زمانی و پیدا کردن تاریخ آن (در صورت وجود) بهره گرفته شد. اساس این آزمون بر رتبه‌بندی داده‌ها استوار است و نیازی به داشتن توزیع آماری خاص برای داده‌ها نیست. این مزایا انگیزه اصلی استفاده از روش مذکور در مطالعه فعلی بود. این آزمون یک جهش ناگهانی (یا شیفت) را در نقطه‌ای از سری زمانی مورد آزمون که موقعیت زمانی آن از ابتدا برای تحلیل‌گر معلوم نیست، تشخیص داده و سپس معنی‌داری آن را مورد آزمون قرار می‌دهد (۱۷). با فرض سری زمانی X_i ($1 \leq i \leq n$) در واقع نسخه جدیدی از آزمون مان-ویتنی است که در آن آماره آزمون U_t بوده و دو زیر سری با مشخصات الف) $X_1, X_2, \dots, X_{t-1}, X_t$ و زیر سری ب) X_{t+1}, \dots, X_n را از نظر یکسان بودن توزیع هر کدام با توزیع آماری مادر یا سری زمانی X_i ($1 \leq i \leq n$) آزمایش می‌کند. فرض صفر در این آزمون، فقدان نقطه تغییر (یا شکست) در سری زمانی مورد آزمون بوده و فرض مخالف، وجود نقطه تغییر معنی‌دار در سری زمانی می‌باشد. به ازای یک t معین (در بازه بین ۱ و $n-1$)، ابتدا مقادیر D_{ij} با i هر i و j (هر دو در بازه بین ۱ تا n) از رابطه زیر به دست آمد:

$$D_{ij} = \text{sgn}(X_j - X_i) \quad (1)$$

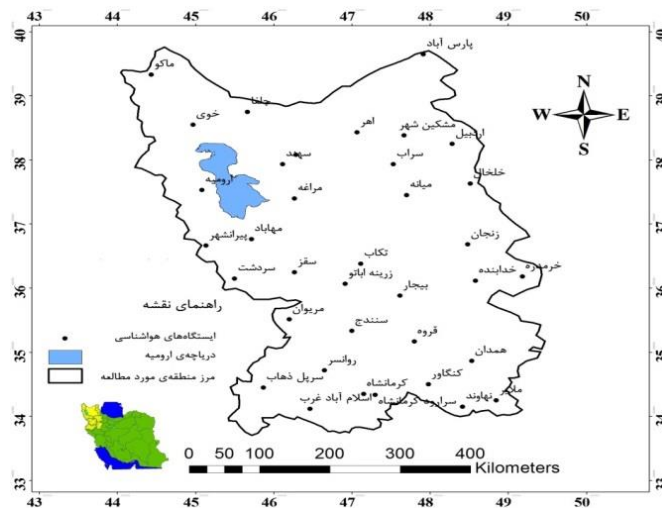
که در آن نماد $\text{sgn}(\theta)$ موسوم به تابع علامت بوده و مقدار آن

به صورت رابطه زیر محاسبه گردید:

(۱۳۹۲-۱۳۶۳) بهره گرفتند. بنظر می‌رسد که با وجود مطالعات مختلف مرتبط با ET_0 ، تاکنون مطالعه جامع پیرامون تشخیص نقطه تغییر (تغییرات ناگهانی) سری‌های زمانی ET_0 در منطقه شمال غرب کشور انجام نشده است. در یک مطالعه جدید، چنین گزارش شده است که روش‌های BR و پتیت از جمله روش‌هایی محسوب می‌شوند که نقطه تغییر ناگهانی را در بخش‌های میانی سری زمانی مورد آزمون به خوبی تشخیص می‌دهد (۲۴). با این حال، چون روش BR نیاز به تبعیت داده‌ها از توزیع آماری نرمال دارد، بنابراین استفاده از روش پتیت (نسبت به روش BR) از ارجحیت نسبی برخوردار است (۲۴). به نظر می‌رسد، چون شمال غرب ایران یکی از قطب‌های تولید غلات در ایران محسوب می‌شود در نتیجه، انجام این مطالعه و یافته‌های آن بتواند درک صحیحی از تغییرات تقاضا برای آب در کشور داده و تا حدودی در حل احتمالی مسائل مربوط به مدیریت منابع آب منطقه مفید واقع شود، ضروری می‌نماید. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه، بررسی تغییرات ناگهانی ET_0 در شمال غرب ایران با استفاده از روش پتیت در دو مقیاس ماهانه و سالانه می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه، شمال غرب ایران (شامل استان‌های اردبیل، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، زنجان، کردستان، کرمانشاه و همدان) می‌باشند. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های منتخب را در منطقه مورد مطالعه نشان می‌دهد. در این مطالعه، اثر تغییر اقلیم بر تغییرات ناگهانی ET_0 ایستگاه‌های منتخب در شمال غرب ایران با توجه به روش پتیت انجام شد.



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های منتخب در شمال غرب ایران

Figure 1- Location of the selected stations in NW of Iran

گرفته شد و مقدار ارزش P آن بدست آمد. اگر این مقدار کمتر از سطح معنی داری مفروض (۰/۰۵) در این مطالعه) می بود، تغییر ناگهانی در نقطه جهش / شکست مورد آزمون، معنی دار تلقی شده و تاریخ نظیر آن (با توجه به هویت سال آغازین دوره آماری و مقدار t نظیر بیشترین U_t) به عنوان تاریخ جهش / شکست شناخته می شود. مثلا اگر تاریخ شروع سری زمانی سال ۱۹۵۶ و بیشترین U_t محاسبه شده برای حالتی باشد که در آن سری زمانی دارای دو زیر سری، بشرح ۱۴ مشاهده در زیرسری اول و بقیه در زیرسری دوم باشد، در این حالت $t=14$ بوده و در نتیجه، تاریخ تغییر ناگهانی سری متعلق به سال ۱۹۷۰ (یعنی ۱۹۵۶+۱۴) می باشد. ضمنا بطوری که قبلا اشاره گردید، اگر بیشترین U_t محاسباتی مثبت باشد، آنگاه جهت تغییر ناگهانی رو به بالا و در غیر این صورت جهت تغییر رو به پایین فرض شد.

نتایج و بحث

جدول ۱ مقادیر آماره های k_t و P-value (مربوط به آزمون پتیت) را بترتیب، در شش ماهه اول سال، در ایستگاه های مورد مطالعه نشان می دهد. بطوری که از این جدول می توان استنباط کرد، در یک سری زمانی با افزایش k_t ، مقدار P-value کاهش می یابد. حدود ۵۹/۷۲ درصد از سری های زمانی ET_0 در مقیاس ماهانه دارای تغییرات ناگهانی می باشد. از بین ایستگاه های مورد مطالعه، ایستگاه ارومیه با مقدار P-value خیلی نزدیک به صفر در همه ماه های سال، تغییر جهشی ناگهانی در ET_0 ماهانه (معنی دار در سطح ۵ درصد) نشان داد. در مقیاس سالانه (برای رعایت اختصار نتایج مقیاس سالانه و شش ماهه دوم نشان داده نشده)، حدود ۸۰/۵۵ درصد سری ها مانند ایستگاه های اسلام آباد غرب (۲۰۰۲)، ارومیه (۱۹۹۵)، تبریز (۱۹۹۵)، خوی (۱۹۹۸)، زنجان (۱۹۹۶)، سراب (۱۹۹۸)، سرارود کرمانشاه (۱۹۸۹)، سقز (۱۹۹۸)، سنندج (۱۹۹۵)، کنگاور (۲۰۰۱)، کرمانشاه (۱۹۹۴)، مراغه (۱۹۹۹)، مهاباد (۱۹۹۸) و همدان (۱۹۹۷) تغییرات ناگهانی داشته اند (لازم به اشاره است که اعداد داخل پرانتز سال مربوط به تغییر جهشی می باشند). جهت تغییرات جهشی در همه آنها رو به بالا بود.

جدول ۲ خلاصه نتایج آزمون پتیت را در ایستگاه های مورد مطالعه نشان می دهد. این نتایج شامل تعداد ایستگاه های همراه با تغییر ناگهانی، درصد ایستگاه ها، نام ایستگاه با بیشترین جهش در ET_0 ، هویت سال تغییر می باشند. مقادیر میانگین زیر سری ET_0 قبل و بعد از تغییر جهشی (تغییر ناگهانی) نیز در جدول آورده شده است. براساس جدول مذکور، در ماه مارس تعداد ۳۱ ایستگاه از کل ۳۶ ایستگاه (معادل ۸۶/۱۱ درصد ایستگاه ها) تغییرات ناگهانی در ET_0 داشتند.

$$\operatorname{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta > 0 \\ 0 & \text{if } \theta = 0 \\ -1 & \text{if } \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

آنگاه مقادیر آماره های U_t (به ازای t های از یک تا n-1) از رابطه زیر حساب شد:

$$U_t = \sum_{i=1}^t \sum_{j=i+1}^n D_{ij} \quad (3)$$

در آزمون پتیت برای یک آزمایش دو دامنه ای از آماره زیر استفاده شد:

$$k_t^+ = \max_{1 \leq t < n} [\operatorname{absolute}(U_t)] \quad (4)$$

اگر همه اعضای مجموعه مقادیر U_t در نظر گرفته شود آنگاه:

$$k_t^+ = \max_{1 \leq t < n} U_t \quad (5)$$

نشان دهنده جهت تغییر ناگهانی سری رو به بالا و در نقطه t می باشد و نیز:

$$k_t^- = -\min_{1 \leq t < n} U_t \quad (6)$$

نشان دهنده جهت تغییر ناگهانی سری به سمت پایین و در نقطه t می باشد.

واضح است که در یک سری زمانی ممکن است یک یا چند نقطه تغییر موجود باشد و البته برخی از آن ها ممکن است رو به بالا و برخی رو به پایین باشند. از طرفی، ممکن است هیچ نقطه تغییر معنی دار در سری زمانی نباشد. در تحلیل نقطه تغییر، هدف یافتن نقطه ای است که قدر مطلق آماره U_t در آن نقطه، بیشتر از همه نقاط دیگر می باشد. سطح معنی داری هر یک از مقادیر k_t^+ یا k_t^- از رابطه زیر (با جایگذاری هر کدام از آن ها به جای آماره k_t) به دست آمد:

$$P = 2 \exp\left(\frac{-6k_t^2}{n^3 + n^2}\right) \quad (7)$$

در این آزمون، هرچه P به عدد صفر نزدیکتر باشد، تغییر ناگهانی در نقطه مورد آزمون بیشتر معنی دار می شود. اگر مقدار P محاسبه شده، کوچکتر از α یا مقدار سطح معنی داری مفروض (در این مطالعه ۰/۰۵) شود، وجود نقطه تغییر ناگهانی (پرش یا شکست) در سری، از نظر آماری معنی دار تلقی می گردد. در غیر این صورت، فرض صفر رد و فرض مخالف مورد تأیید واقع می شود. P محاسبه شده، را می توان مقدار ریسک اشتباه در تصمیم گیری (پذیرش یا رد فرض H_0) دانست. برای درک بهتر مطلب، می توان اظهار داشت که برای تعیین سال یا تاریخ تغییر ناگهانی در سری زمانی مورد آزمون، ابتدا همه گزینه های ممکن برای t، که در آن بتوان توالی یک سری زمانی (با اندازه n) را به دو قسمت تفکیک نمود، در نظر گرفته شد. برای هر یک از گزینه های ممکن، مقدار آماره U_t حساب شد. از بین آن ها، فقط یکی که بیشترین مقدار آماره U_t (از نظر قدر مطلق) را داشت، در نظر

جدول ۱- مقادیر k_t و P-value آزمون پتیت در سری‌های ET_0 ماهانه در شش ماهه اول سال در ایستگاه‌های منتخب

Table 1- The values of the k_t and P of the Pettitt test in monthly ET_0 series for the first six months at the selected stations

ردیف Row	ایستگاه Station	ژانویه Jan		فوریه Feb		مارس March		آوریل Apr		می May		ژوئن June	
		k_t	P-value	k_t	P-value	k_t	P-value	k_t	P-value	k_t	P-value	k_t	P-value
1	اردبیل Ardebil	122	0.057	132	0.031	155	0.007	56	0.794	82	0.374	68	0.592
2	اسلام‌آباد غرب EslamabadGharb	138	0.007	120	0.027	186	0.000	108	0.064	98	0.117	150	0.002
3	ارومیه Urmia	272	0.000	293	0.000	314	0.000	283	0.000	282	0.000	298	0.000
4	اهر Ahar	82	0.324	147	0.006	165	0.001	61	0.658	82	0.326	112	0.078
5	بیجار Bijar	87	0.165	112	0.035	169	0.000	106	0.052	67	0.432	106	0.050
6	پارس‌آباد Parsabad	116	0.058	81	0.343	100	0.141	93	0.196	80	0.345	94	0.202
7	پیرانشهر Piranshahr	104	0.081	144	0.003	190	0.000	112	0.051	92	0.157	136	0.010
8	تبریز Tabriz	250	0.000	284	0.000	312	0.000	243	0.000	252	0.000	282	0.000
9	تکاب Takab	128	0.030	155	0.003	189	0.000	70	0.513	86	0.283	62	0.653
10	جلفا Jolfa	86	0.270	95	0.183	160	0.002	107	0.097	96	0.173	98	0.161
11	خلخال Khalkhal	154	0.002	174	0.000	182	0.000	140	0.007	148	0.003	144	0.004
12	خدابنده Khodabandeh	50	0.250	34	0.680	52	0.216	34	0.674	36	0.614	58	0.130
13	خرمدره Khorramdareh	0.81	0.338	129	0.025	183	0.000	89	0.247	63	0.640	69	0.527
14	خوی Khoy	112	0.101	150	0.009	224	0.000	202	0.000	176	0.001	226	0.000
15	روانسر Ravansar	70	0.318	70	0.315	140	0.001	48	0.742	58	0.521	70	0.309
16	زرینه‌آباتو Zarineabato	106	0.022	113	0.011	131	0.001	80	0.145	74	0.205	126	0.003
17	زنجان Zanjan	149	0.038	189	0.003	249	0.000	187	0.003	185	0.003	169	0.012
18	سراب Sarab	82	0.264	136	0.007	170	0.000	104	0.084	104	0.084	146	0.004
19	سرارود کرمانشاه Sararud Kermanshah	289	0.000	241	0.000	273	0.000	199	0.004	231	0.001	259	0.000
20	سرپل ذهاب SarpolZohab	158	0.002	149	0.004	187	0.000	160	0.002	101	0.131	115	0.059
21	سردشت Sardasht	57	0.098	73	0.012	57	0.095	38	0.479	26	0.863	35	0.582
22	سقز Saghez	143	0.024	189	0.001	247	0.000	171	0.002	133	0.043	228	0.000
23	سنندج Sanandaj	192	0.003	196	0.002	283	0.000	186	0.005	168	0.011	266	0.000
24	سهند Sahand	31	0.711	31	0.713	49	0.212	40	0.425	40	0.414	61	0.064

25	قروه Ghorveh	56	0.506	75	0.194	137	0.000	84	0.112	69	0.274	28	0.988
26	کنگاور Kangavar	82	0.262	116	0.039	188	0.000	98	0.117	84	0.245	108	0.070
27	کرمانشاه Kermanshah	246	0.000	233	0.001	295	0.000	178	0.017	202	0.004	272	0.000
28	ماکو Makoo	73	0.460	152	0.003	190	0.000	82	0.324	68	0.545	148	0.006
29	مراغه Maragheh	174	0.003	203	0.000	249	0.000	204	0.000	217	0.000	240	0.000
30	مریوان Marivan	49	0.515	75	0.110	107	0.004	76	0.096	60	0.280	59	0.303
31	مشکین شهر Meshkinshahr	66	0.033	45	0.284	51	0.170	36	0.540	64	0.041	58	0.087
32	ملایر Malayer	59	0.315	51	0.468	108	0.003	77	0.089	81	0.063	87	0.036
33	مهاباد Mahabad	118	0.069	174	0.001	230	0.000	216	0.000	120	0.063	186	0.001
34	میانه Mianeh	72	0.401	114	0.041	170	0.001	86	0.218	50	0.803	128	0.016
35	نهایوند Nahavand	44	0.321	41	0.392	63	0.049	56	0.107	52	0.163	67	0.028
36	همدان Hamedan	145	0.085	213	0.002	297	0.000	221	0.001	201	0.004	293	0.000

ماه ژوئن در سرارود کرمانشاه مشاهده می‌شود. لازم به ذکر است که نقطه پرش در ایستگاه سرارود کرمانشاه در ماه ژانویه (۱۹۹۴) و در ماه‌های فوریه، مارس و ژوئن در سال ۱۹۹۸، در ماه سپتامبر (۲۰۰۲) و در ماه دسامبر (۱۹۹۹) اتفاق افتاده است، همچنین نقطه پرش ناگهانی در ماه می در ایستگاه تبریز (سال ۱۹۹۵) و در ایستگاه مراغه در ماه آوریل (۱۹۹۸)، در ماه‌های ژوئیه و اوت (۲۰۰۱) و ماه نوامبر (۲۰۰۰) و در ایستگاه کرمانشاه نقطه تغییر در ماه اکتبر (در سال ۱۹۹۴) اتفاق افتاده است. این نتیجه با یافته‌های قاسمی (۶) که در آن افزایش ناگهانی در میانگین دمای هوای ایران را با روش پتیت گزارش نموده همسو می‌باشد. افزایش ناگهانی در ET_0 ایستگاه‌های منتخب در مطالعه فعلی با تحقیق قاسمی (۶) که در آن افزایش دمای هوا را در ایران در دوره آماری ۲۰۱۰-۱۹۶۱ حدود ۰/۱ تا ۰/۴ درجه سلسیوس گزارش کرده، مطابقت می‌کند.

در مقیاس سالانه نیز وضعیت مشابهی حاکم بود. شکل ۴ نمودار تغییرات جهشی را در مقیاس سالانه برای ET_0 ایستگاه‌های ارومیه، اسلام‌آباد غرب، تبریز، خلخال، خوی و سرارود کرمانشاه نشان می‌دهد. در مقیاس سالانه، از کل ۳۶ ایستگاه تعداد ۲۹ ایستگاه (معادل ۸۰/۵۵ درصد) تغییر ناگهانی معنی‌دار در سطح ۵ درصد در سری مقادیر ET_0 داشتند و به‌طوری‌که قبلاً اشاره شد، از ایستگاه‌های مذکور، بیشترین تغییر ناگهانی مربوط به سرارود کرمانشاه بود که میانگین مقادیر ET_0 قبل و بعد از تاریخ تغییر (۱۹۹۹) به‌ترتیب، ۱۴۳۸ و ۱۶۷۳ میلی‌متر در سال بود که اختلافی معادل ۲۳۵ میلی‌متر در سال (۱۶ درصد) را در بر دارد.

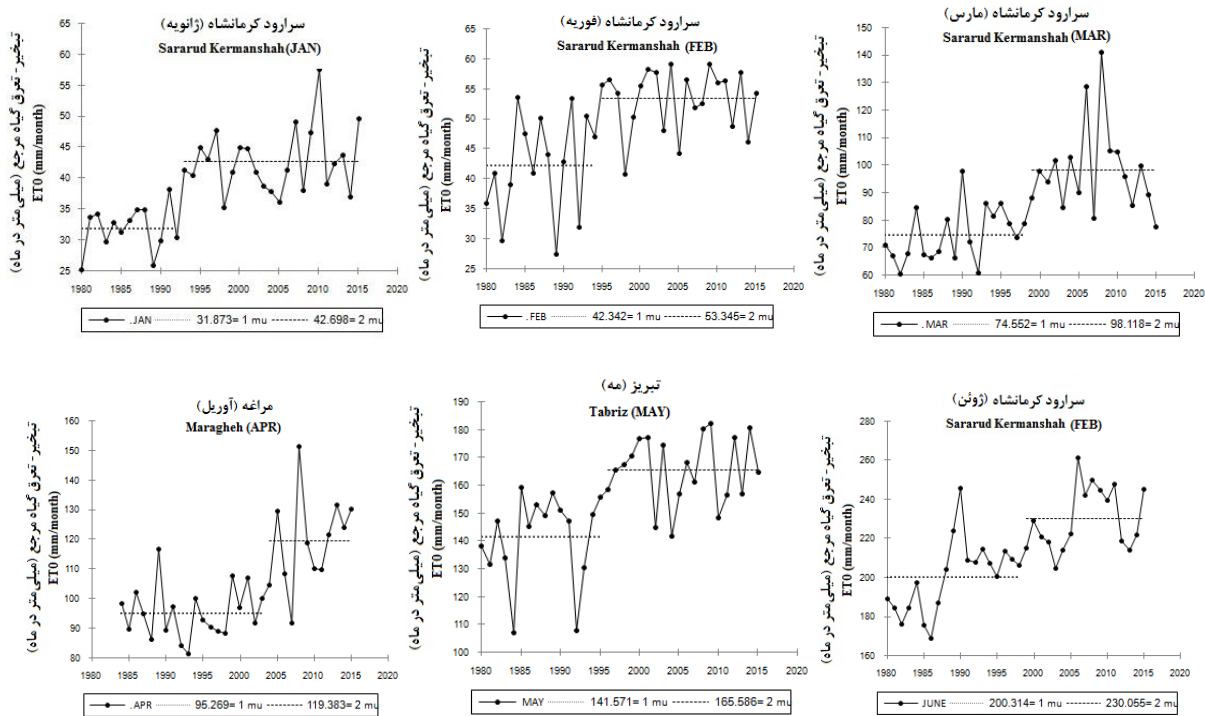
پس از آن بیشترین تعداد ایستگاه با تغییر ناگهانی به ماه اوت تعلق داشت. در اوت، تعداد ۲۸ ایستگاه (معادل ۷۷/۷۷ درصد) تغییرات ناگهانی در ET_0 داشتند، که شدیدترین آن در مراغه مشاهده شد. در مراغه اختلاف میانگین ET_0 قبل و بعد از سال تغییر، معادل ۴۴/۹۱ میلی‌متر بود. همچنین بیشترین اختلاف میانگین ET_0 قبل و بعد از سال تغییر متعلق به ماه سپتامبر بوده که معادل ۴۷/۷۵ میلی‌متر (ایستگاه سرارود کرمانشاه) به‌دست آمد. از طرف دیگر، همانگونه که از جدول ۳ قابل مشاهده است، ایستگاه سرارود کرمانشاه در اکثر ماه‌های سال بیشترین میزان جهش ناگهانی را تجربه کرده است.

در مقیاس سالانه، تعداد زیادی از ایستگاه‌ها (۲۹ ایستگاه) در سال ۱۹۹۸ و تعدادی نیز در سال ۱۹۹۵ جهش ناگهانی در ET_0 داشتند (جدول ۲). بیشترین جهش در بین سری‌ها از آن سرارود کرمانشاه بود. میانگین ET_0 در این ایستگاه قبل از سال ۱۹۹۹ معادل ۱۴۳۸ میلی‌متر و بعد از این سال حدود ۱۶۷۳ میلی‌متر بود. به‌عبارت بهتر، در سال مذکور ۲۳۵ میلی‌متر به مقدار ET_0 سالانه در ایستگاه مذکور اضافه شده است. دلیل این کار، ممکن است به افزایش درجه حرارت هوا و/یا افزایش سرعت باد یا ترکیبی از آن‌ها در ایستگاه نسبت داده شود.

شکل‌های ۲ و ۳ نمودار تغییرات سری ماهانه برخی از ایستگاه‌هایی که بیشترین افزایش ناگهانی ET_0 ماهانه را داشته‌اند، نشان می‌دهد. همانگونه که از شکل‌ها می‌توان دریافت در همه ایستگاه‌ها، تغییرات پرشی رو به بالا است و بیشترین میزان ET_0 در ماه ژوئیه در ایستگاه مراغه، پس از آن در ماه اوت در همان ایستگاه و سپس در

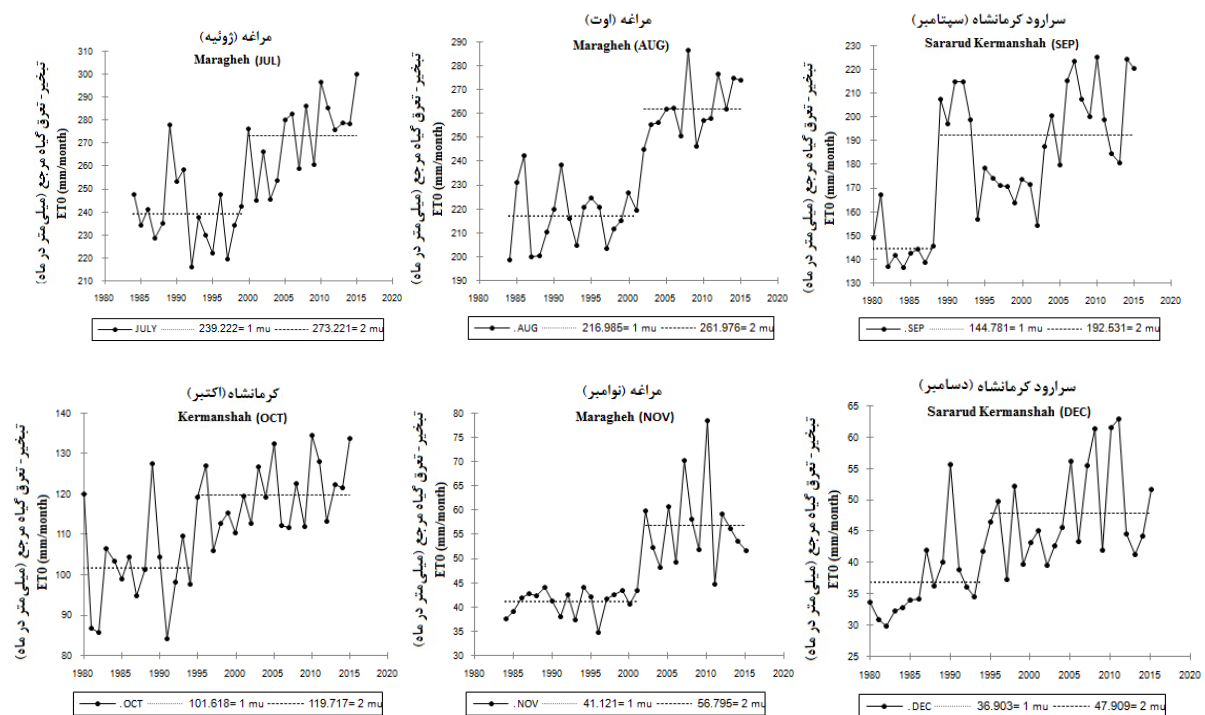
جدول ۲- خلاصه نتایج آزمون پتیت، سال تغییر و میانگین زیر سری های ET₀ ماهانه قبل و بعد از تغییر ناگهانی
 Table 2- Summaries of the Pettitt test output, change point, and the means of monthly ET₀ subseries prior and after the sudden change date

ماه Month	تعداد ایستگاه های با تغییر ناگهانی Number of stations with sudden change	درصد Percent	ایستگاه با بیشترین تغییر Station with highest change	سال تغییر The year of change	میانگین ET ₀ قبل از تغییر (میلی متر در ماه) Mean ET ₀ before change (mm/month)	میانگین ET ₀ بعد از تغییر (میلی متر در ماه) Mean ET ₀ after change (mm/month)	اختلاف میانگین ET ₀ قبل و بعد از تغییر (میلی متر) Difference of ET ₀ before and after change (mm/month)
ژانویه Jan.	14	38.88	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1992	31.873	42.698	10.825
فوریه Feb.	26	72.22	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1994	42.342	53.345	11.003
مارس Mar.	31	86.11	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1998	74.552	98.118	23.566
آوریل Apr.	13	36.11	مراغه Maragheh	2003	95.269	119.383	24.114
می May	12	33.33	مراغه Maragheh	1998	136.686	164.645	27.959
ژوئن June	21	58.33	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1998	200.314	230.65	30.336
ژوئیه July	20	55.55	مراغه Maragheh	1999	239.222	273.221	33.999
اوت Aug.	28	77.77	مراغه Maragheh	2001	216.985	261.976	44.991
سپتامبر Sep.	24	66.66	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1988	144.781	192.531	47.75
اکتبر Oct.	19	52.77	کرمانشاه Kermanshah	1994	101.618	119.717	18.099
نوامبر Nov.	8	22.22	مراغه Maragheh	2001	41.121	56.795	15.674
دسامبر Dec.	13	36.11	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1994	36.903	47.909	11.006
سالانه Yearly	29	80.55	سرارود کرمانشاه Saraud Kermanshah	1999	1438	1673	235



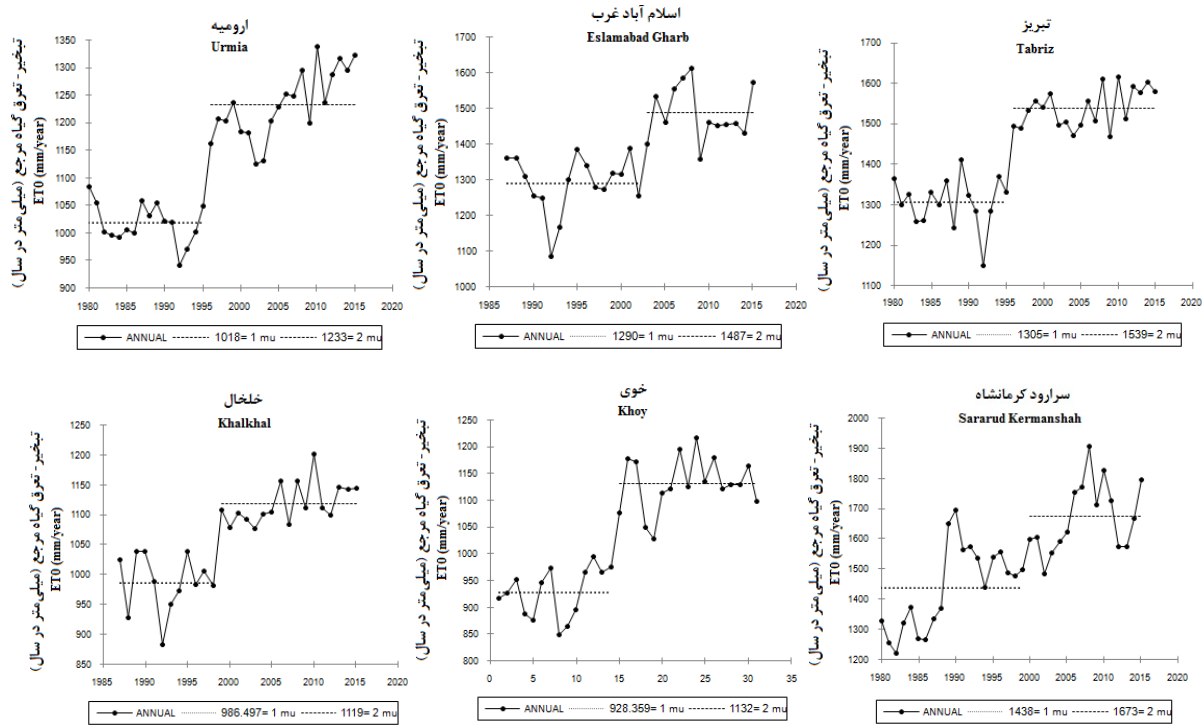
شکل ۲- جهش ناگهانی در ET₀ ماهانه در سرارود کرمانشاه (ژانویه، فوریه، مارس و ژوئن)، مراغه (آوریل) و تبریز (می)

Figure 2- Sudden jump in monthly ET₀ in Sararoude-Kermanshah (January, February, March and June), Maragheh (April) and Tabriz (May)



شکل ۳- جهش ناگهانی ET₀ ماهانه در مراغه (ماه‌های اوت، ژوئیه و نوامبر) و سرارود کرمانشاه (دسامبر)

Figure 3- Sudden jump in monthly ET₀ in Maragheh (August, July and November) and Sararoud-Kermanshah (December)



شکل ۴- جهش ناگهانی در ET₀ سالانه ایستگاه‌های ارومیه، اسلام‌آبادغرب، تبریز، خلخال، خوی و سرارودکرمانشاه
 Figure 4- Sudden jump in annual ET₀ in the stations Urmia, Eslamabad-Gharb, Tabriz, Khalkhal, Khoy, and Sararoud-Kermanshah

همزمان عوامل متعدد هواشناسی (مانند دمای هوا، کمبود فشار بخار اشباع، سرعت باد) است با این حال کاهش سرعت باد موجب زیاد شدن میزان مقاومت سطحی انتشار بخار آب روی روزنه‌های برگ های گیاه شده و در نتیجه سبب کاهش شدت تبخیر و ترق می‌شود. در جدول ۳ هویت سال تغییر دقیق جهش ناگهانی برای مقادیر ET₀ (در دو مقیاس ماهانه و سالانه) در ایستگاه‌های مورد مطالعه (در سطح ۵ درصد) نیز نشان داده شده است. در مقیاس ماهانه، نتایج نشان داد که تعداد زیادی از ایستگاه‌ها در سال ۱۹۹۵ جهش ناگهانی در ET₀ داشتند. در فوریه و می، اکثر ایستگاه‌ها در سال ۱۹۹۸، جهش در ET₀ داشتند. در آوریل، تعدادی از ایستگاه‌ها در سال ۱۹۹۶ و برخی در سال ۱۹۹۸، تغییر ناگهانی داشتند. در ماه‌های ژوئن، اوت و سپتامبر سال تغییر ۱۹۹۵ بود. همچنین، در ماه اکتبر سال ۲۰۰۰ شناخته شد و در دو ماه نوامبر و دسامبر جهش ناگهانی در ET₀ ایستگاه‌های شمال غرب ایران گرچه با یافته‌های محققین دیگر در اکثر نقاط دیگر جهان همخوانی دارد، ولی در برخی نقاط جهان تغییرات ET₀ و/یا تبخیر از تحت تبخیر کاهش گزارش شده که با روند افزایشی دما مطابقت ندارد. در مطالعه فعلی نیز معلوم شد که سری‌های زمانی ET₀ در دو ایستگاه سهند و پارس‌آباد تغییرات ناگهانی رو به پایین داشتند که با جهت تغییر در سایر ایستگاه‌های منتخب در منطقه

شکل ۵ نیز نمودار تغییرات جهشی را در مقیاس سالانه برای ET₀ ایستگاه‌های سقز، سنندج، کنگاور، کرمانشاه، مراغه و مهاباد نشان می‌دهد. در مقیاس سالانه، همه ایستگاه‌ها (بجز سهند و پارس‌آباد) تغییر ناگهانی (پرش به بالا) معنی‌دار داشتند. این نشان‌دهنده حقیقتی است که در آن میزان ET₀ سالانه در منطقه شمال غرب کشور به‌طور ناگهانی افزایش داشته است. از ۳۶ ایستگاه مورد مطالعه در ۲۹ مورد، این تغییر در سطح ۵ درصد معنی‌دار بود و در شش مورد دیگر (با اینکه افزایش در جهت رو به بالا بوده) تغییر ناگهانی در ET₀ سالانه در سطح ۵ درصد معنی‌دار نبود.

همانگونه که اشاره شد، در دو ایستگاه سهند و پارس‌آباد تغییر ناگهانی در سری ET₀ متفاوت با سایر ایستگاه‌ها بود و در دو ایستگاه ذکر شده تغییرات ET₀ در دوره دوم با حالت کاهش همراه بوده که در شکل ۶ نشان داده شده است. برای بررسی علت آن نمودار سری زمانی هر یک از پارامترهای مؤثر بر ET₀ رسم شد و مشخص شد که در این دو ایستگاه، نمودار سرعت باد از روند کاهشی برخوردار بود. شکل ۷ روند تغییرات پارامتر سرعت باد را در دو ایستگاه سهند (شکل ۷ سمت راست) و پارس‌آباد (شکل ۷ سمت چپ) نشان می‌دهد. به طوری که از این شکل می‌توان مشاهده کرد، علی‌رغم نوسانات سرعت باد در هر دو ایستگاه خط روند این متغیر سیر نزولی را نشان می‌دهد. بنظر می‌رسد، کاهش ET₀ در این دو ایستگاه، گرچه معلول اثر

ایستگاه‌های منتخب در نیمه غربی ایران روند صعودی را با روش مان-کندال گزارش کردند، در تحقیق لیو و همکاران (۱۷) تغییر ناگهانی در ۶۳ درصد ایستگاه‌های منتخب در چین مابین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۲ اتفاق افتاده است، که گرچه جهش ناگهانی در سری‌های زمانی ET_0 چین نیز تایید شده است، ولی سال نظیر تغییرات جهشی با یافته‌های مطالعه حاضر در تناقض می‌باشد.

همسو نبود. بنظر می‌رسد علت آن مربوط به شرایط محلی مانند توپوگرافی محل یا عوامل انسانی مانند تغییر در کاربری زمین‌ها، گسترش شهرسازی و توسعه کارخانجات باشد. با این حال، مطالعه گسترده‌تر دیگری لازم است تا دلیل اصلی این موضوع روشن شود. تناقض افزایش دمای هوا، همزمان با کاهش مقدار تبخیر، در گزارش جاجاریا و همکاران (۹) در هند نیز دیده شده است. همچنین نتایج مطالعه حاضر، با یافته‌های طبری و همکاران (۳۰) که برای ۷۰ درصد



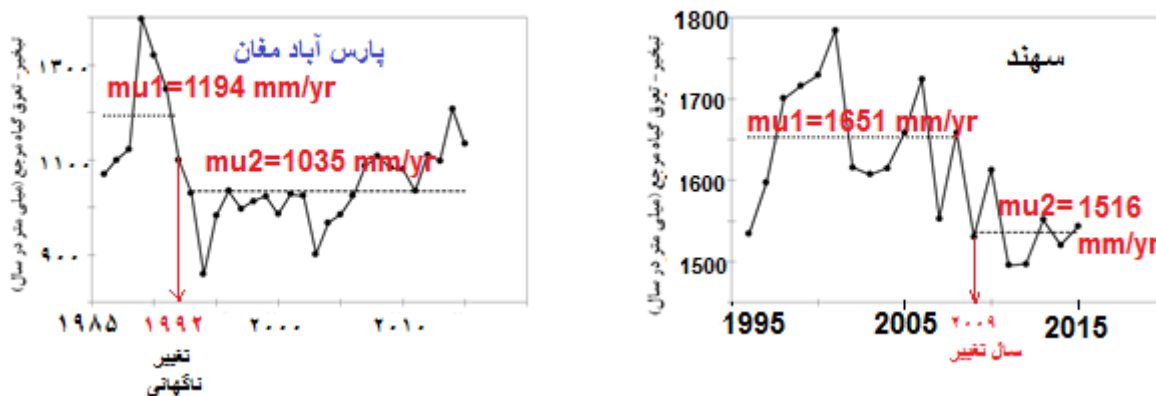
شکل ۵- جهش ناگهانی در ET_0 سالانه ایستگاه‌های سنقز، سنندج، کنگاور، کرمانشاه، مراغه و مهاباد

Figure 5- Sudden jump in annual ET_0 in the stations Sagez, Sanandaj, Kangavar, Kermanshah, Maragheh and Mahabad

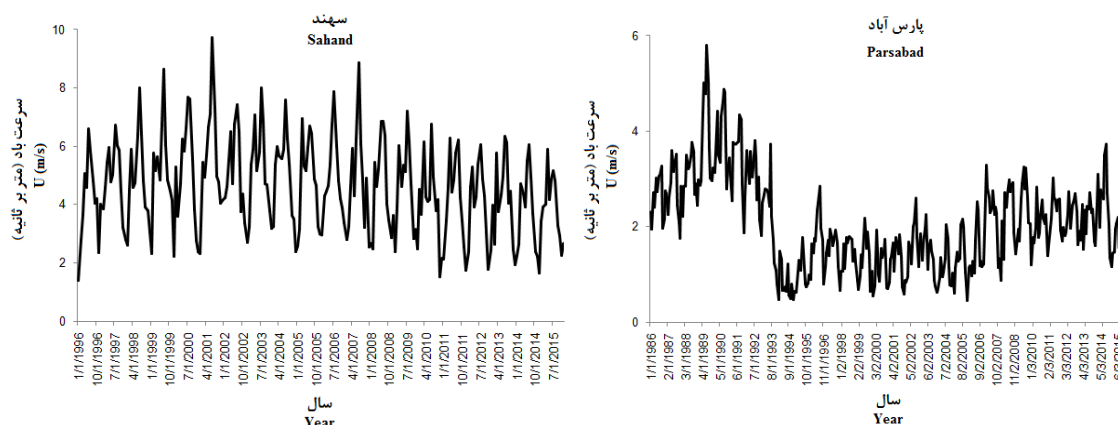
جدول ۳- هویت سال تغییر ناگهانی در ET₀ ماهانه و سالانه ایستگاه‌های منتخب در شمال غرب ایران

Table 3- The identity of the year that sudden change occurred in its monthly and annual ET₀ in the selected stations in NW of Iran

ایستگاه Station	ژانویه January	فوریه February	مارس March	آوریل April	می May	ژوئن June	ژوئیه July	اوت August	سپتامبر September	اکتبر October	نوامبر November	دسامبر December	سالانه Yearly
اردبیل Ardebil	-	1998	1997	-	-	-	-	1997	-	-	-	-	1996
اسلام‌آباد غرب Eslamabad Gharb	2005	2000	1999	-	-	2000	2002	2002	2002	2002	-	2003	2002
ارومیه Urmia	1995	1996	1997	1996	1995	1995	1996	1995	1995	1995	1994	1994	1995
اهر Ahar	-	1997	1996	-	-	-	-	1995	-	-	-	-	1998
بیجار Bijar	-	1993	1998	-	-	1995	-	1994	-	-	-	-	1995
پارس‌آباد Parsabad	-	-	-	-	-	-	-	-	1991	-	-	-	1992
پیرانشهر Piranshahr	-	1998	1998	-	-	2000	2003	1999	-	-	-	-	1998
تبریز Tabriz	1995	1993	1997	1996	1995	1995	1995	1995	1995	1994	1994	1994	1995
تکاب Takab	1995	1998	1998	-	-	-	1992	-	-	-	-	-	-
جلفا Jolfa	-	-	1997	-	-	-	-	-	2002	-	2001	-	2005
خلخال Khalkhal	1999	1998	1998	1998	1998	1998	1999	2002	2000	2000	-	-	1998
خدابنده Khodabandeh	-	-	-	-	-	-	-	2004	2006	-	-	-	-
خرمدره Khorramdareh	-	1996	1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
خوی Khoy	-	1998	1997	1999	1998	1998	1998	1998	1998	1994	1997	1997	1998
روانسر Ravansar	-	-	1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
زرینه اباتو Zarineabato	1996	1996	1998	-	-	1997	1996	1996	1996	1996	-	-	1997
زنجان Zanjan	1994	1998	1998	1996	1996	1996	-	1994	1995	1994	-	1993	1996
سراب Sarab	-	1998	2000	-	-	1998	2004	1994	1996	-	-	-	1998
سراود کرمانشاه SararudKermanshah	1992	1994	1998	1998	1998	1998	1988	1988	1988	2002	1987	1994	1999
سرپل ذهاب SarpolZohab	2000	2000	2000	2003	-	-	-	2000	2000	2000	-	2004	2005
سردشت Sardasht	-	2008	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
سقز Saghez	1994	1998	1998	1996	1998	1995	1998	1998	1995	1995	-	1994	1998
سنندج Sanandaj	1995	1995	1998	1997	1995	1995	1995	1995	1995	1995	-	1995	1995
سهند Sahand	-	-	-	-	-	-	-	2008	2007	2005	2010	2010	2008
قروه Ghorveh	-	-	1998	-	-	-	-	-	2000	-	-	-	-
کنگاور Kangavar	-	1998	1999	-	-	-	2001	2001	2001	2000	-	-	2001
کرمانشاه Kermanshah	1993	1994	1998	1995	1995	1995	1994	1994	1994	1994	1994	1993	1994
ماکو Makoo	1997	1997	-	-	-	1995	2004	1995	1995	1996	-	-	1996
مرآغه Maragheh	1995	2000	2000	2003	1998	1999	1999	2001	2001	2000	2001	2000	1999
مریوان Marivan	-	-	1998	-	-	-	-	-	-	-	-	1997	-
مشکین‌شهر Meshkinshahr	2001	-	-	-	2007	-	-	2005	-	-	-	-	2005
ملایر Malayer	-	-	1999	-	-	2006	2006	2006	-	-	-	-	2006
مهاباد Mahabad	-	1998	1998	1998	-	2004	2005	1999	2000	2000	-	-	1998
میانه Mianeh	-	1993	1998	-	-	1995	2005	1993	-	-	-	-	1994
نهادوند Nahavand	-	-	2000	-	-	2000	-	1999	1999	1999	-	-	1999
همدان Hamedan	-	1996	1998	1998	1998	1998	1997	1998	1997	1998	-	-	1997



شکل ۶- جهش ناگهانی در ET_0 سالانه ایستگاه‌های سهند (سمت راست) و پارس‌آباد (سمت چپ)
Figure 6- Sudden jump in annual ET_0 in the stations Sahand (right) and Parsabad (left)



شکل ۷- سری زمانی نظیر سرعت باد در ایستگاه‌های سهند (سمت راست) و پارس‌آباد (سمت چپ)
Figure 7- Time series of wind speed in the stations Sahand(right) and Parsabad (left)

پس از آن متعلق به مراغه و کرمانشاه بود. سال تغییر ناگهانی ET_0 (در قریب به اتفاق ایستگاه‌ها) متعلق به دهه ۱۹۹۰ بود. بیشترین فراوانی تغییر ناگهانی ET_0 برای ماه ژانویه در سال ۱۹۹۵ مشاهده شد. این تغییر در ماه فوریه در سال ۱۹۹۸، ماه آوریل در سال‌های ۱۹۹۶ و ۱۹۹۸، ماه می در سال ۱۹۹۸، ماه ژوئن در سال ۱۹۹۵ (و در برخی ایستگاه‌ها در سال ۱۹۹۸) اتفاق افتاده است. جهش ناگهانی در ET_0 ماه اوت در سال ۱۹۹۵، ماه سپتامبر در سال ۱۹۹۵، ماه اکتبر در سال ۲۰۰۰، ماه نوامبر در سال ۱۹۹۴، ماه دسامبر در سال ۱۹۹۴ تجربه شده است. در مقیاس سالانه، اکثر ایستگاه‌ها تغییر ناگهانی رو به بالا را در سال ۱۹۹۸ و برخی دیگر در سال ۱۹۹۵ داشتند.

در حالت کلی، می‌توان نتیجه گرفت که مقدار پارامتر ET_0 در شمال غرب کشور افزایش ناگهانی داشته است. پر واضح است که این جهش ناگهانی در ET_0 موجب افزایش تقاضا در آب مصرفی گیاهان می‌گردد. بنابراین، می‌توان اظهار داشت که اثر تغییر اقلیم در شمال غرب ایران بصورت جهش رو به بالا در ET_0 متجلی شده است. یعنی

شاید بتوان علت این عدم همخوانی را فاصله زیاد بین دو منطقه مورد مطالعه عنوان کرد. بنا به گزارش لیبو و ژانگ (۱۸)، گرچه مقدار سالانه ET_0 در اکثر ایستگاه‌های واقع در شمال شرق چین از ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۳ با روند کاهشی همراه بوده است، ولی از سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ ET_0 روند افزایشی داشته است. در حالی که در مطالعه حاضر، ET_0 در همه ایستگاه‌های مورد مطالعه افزایش ناگهانی داشت.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون تغییر ناگهانی (زمان پرش ناگهانی در سری زمانی) ET_0 با روش پتیت نشان داد که هم در مقیاس سالانه و هم در مقیاس ماهانه غالب ایستگاه‌ها یک افزایش ناگهانی در ET_0 داشته‌اند. در ایستگاه ارومیه، جهش ناگهانی در ET_0 همه ماه‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار بود. جهت پرش این پارامتر در همه ماه‌ها و سال رو به بالا بوده است. همچنین، بیشترین میزان جهش ناگهانی پارامتر مذکور (در اکثر ماه‌ها) متعلق به ایستگاه سرارود کرمانشاه و

دشت‌های منطقه شمال غرب ایران محدود گردد. زیرا، این منابع باید در دوره‌های خشکسالی و زمان‌های بحرانی، که آب‌های سطحی کفاف نیازهای ضروری را نمی‌کند، مصرف گردد و برعکس، در سال‌هایی که بارش کافی یا بیش از حد نرمال ۳۰ ساله (دراز مدت) نازل می‌شود، مازاد آب مورد نیاز صرف تغذیه مصنوعی (یا طبیعی) سفره‌های آب زیرزمینی (بمنظور جبران مصارف در خشکسالی قبلی) شود در غیر این صورت، ممکن است طبیعت گوشمالی استفاده غیرعقلانی از آب را طوری دهد که باغات سرسبز (با درختان کهنسال فعلی) که برای به بار نشستن آن‌ها چندین نسل زحمت کشیده‌اند، با شتاب بیشتر خشک شده و به وسعت بیابان‌های کشور افزوده می‌شود. بدون تردید، تاوان اشتباه در مدیریت آب، منجر به ایجاد مسائل پیچیده اجتماعی و اقتصادی می‌گردد. بنابراین، لازم است مدیران و تصمیم‌گیران صنعت آب منطقه، به زودی برنامه‌ریزی صحیح برای استفاده پایدار از منابع آب منطقه را عملی کنند، تا شاید بتوان تا حدودی از بروز این قبیل مشکلات جلوگیری کرد.

سیاسگزاری

از سازمان هواشناسی کل کشور که داده‌های مورد نیاز این مطالعه را در اختیار قرار دادند، تشکر می‌شود. ضمناً از داوران محترم که نکات سازنده‌ای در جهت بهبود کیفیت این مقاله ارائه کردند، صمیمانه قدردانی می‌شود.

نیاز آبی همه گیاهان (اعم از زراعی یا باغی، درختان مثمره یا غیرمثمره) زیاد شده و بنابراین، لازم است سطح زیرکشت گیاهان آبدوست (مانند برنج، یونجه، چمن‌کاری، هندوانه و امثال آن‌ها) با اتخاذ تدابیر عملی کم شده و محدودیت‌های عملی برای کاهش مصرف آب (به‌ویژه برای گیاهان با نیاز آبی بیشتر) اعمال گردد. بنظر می‌رسد که امروزه احداث باغات جدید یا افزایش سطح زیرکشت گیاهان مختلف (آبی) در منطقه غیرقابل توجیه است. در این مقطع زمانی حساس، که بارش‌های منطقه روند کاهشی دارند و رواناب‌های سطحی نیز به‌طور آشکار کم شده است، کشاورزان و باغداران برای تأمین آب بیشتر (به‌دلیل ارزان بودن قیمت آن) باهمدیگر به رقابت برخاسته‌اند. این امر در سال‌های اخیر، موجب افت شدید تراز آب زیر زمینی در اکثر دشت‌های کشور (از جمله در غرب ایران) شده است. حتی در برخی دشت‌ها این امر منجر به نشست زمین و در نتیجه از بین رفتن سفره آب زیرزمینی شده است. در سال‌های اخیر، بخش زیادی از اراضی ملی با کاشت نهال‌های جوان و قرار دادن تانکرهای آب در سطح زمین مورد تملک سودجویان (زمین‌خواران) به‌صورت قانونی (یا غیرقانونی) شده است. در ایران، تغییر در برخی قوانین مرتبط با کاربری اراضی که منجر به هرچه بیشتر شدن مصرف آب شده کاملاً ضروری است. امروزه تغییر کاربری زمین‌های مرتعی و جنگلی (اراضی ملی) توسط افراد حقیقی یا حقوقی به‌دلایل مختلف از جمله کمبود آب، افزایش جمعیت، افزایش شدت تبخیر فاقد هرگونه توجیه علمی است. توصیه می‌شود که پمپاژ آب زیرزمینی عملاً در

منابع

- 1- Ahmadi F., Nazeri Tahroudi M., Mirabbasi R., Khalili K., and Jhajharia D. 2017. Spatiotemporal trend and abrupt change analysis of temperature in Iran. *Meteorological Applications*.
- 2- Bandyopadhyay A., Bhadra A., Raghuvanshi N.S., and Singh R. 2009. Temporal trends in estimates of reference evapotranspiration over India. *Journal of Hydrologic Engineering*, 14(5): 508-515.
- 3- Bassiouni M., and Oki D.S. 2012. Trends and shifts in streamflow in Hawai'i, 1913–2008. *Hydrological Processes*.
- 4- Bers A.V., Momo F., Schloss I.R., and Abele D. 2013. Analysis of trends and sudden changes in long-term environmental data from King George Island (Antarctica): relationships between global climatic oscillations and local system response. *Climate Change*, 116: 789-803.
- 5- Dinpashoh Y., Jhajharia D., Fakheri-Fard A., Singh V.P., and Kahya E. 2011. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology*, 399: 422 – 433.
- 6- Ghasemi A.R. 2015. Changes and trends in maximum, minimum and mean temperature series in Iran. *Atmospheric Science Letters*, 16: 366-372.
- 7- Hadi S.J., and Tombul M. 2018. Long-term spatiotemporal trend analysis of precipitation and temperature over Turkey. *Meteorological Applications*.
- 8- Huo Z., Dai X., Feng S., Kang S., and Huang G. 2013. Effect of climate change on reference evapotranspiration and aridity index in arid region of China. *Journal of Hydrology*, 492: 24–34.
- 9- Jhajharia D., Dinpashoh Y., Kahya E., Singh V.P., and Fakheri-Fard A. 2012. Trends in reference evapotranspiration in the humid region of northeast India. *Hydrological Processes*, 26: 421- 435.
- 10- Jiang C., Nie Z., Mu X., Wang F., and Liu W. 2016. Potential evapotranspiration change and its attribution in the Qinling Mountains and surrounding area, China, during 1960–2012. *Journal of Water and Climate Change*, 7(3): 526-541.
- 11- Karabörk M.C., Kahya E., and Kömüçü Ü. Analysis of Turkish precipitation data: homogeneity and the Southern Oscillation forcings on frequency distributions. *Hydrological Processes*, 21: 3203-3210.

- 12- Khosravi H., Sajedi-Hosseini F., Nasrollahi M., and Gharechaei H.R. 2017. Trend analysis and detection of precipitation fluctuations in arid and semi-arid regions. *Desert* 22(1): 77-84.
- 13- Kiely G. 1999. Climate change in Ireland from precipitation and streamflows observations. *Advances in Water Resources*, 23:141-151.
- 14- Kiely G., Albertson J.D., and Parlange M.B. 1998. Recent trends in diurnal variation of precipitation at Valencia on the west coast of Ireland. *Journal of Hydrology*, 207: 270-279.
- 15- Kundzewicz Z.W., and Robson A.J. 2004. Change detection in hydrological records - a review of the methodology. *Hydrological Sciences Journal*, 49(1): 7-19.
- 16- Li Q., Wei X., Zhang M., Liu W., Giles-Hansen K., and Wang Y. 2018. The cumulative effects of forest disturbance and climate variability on streamflow components in a large forest-dominated watershed. *Journal of Hydrology*, (Accepted).
- 17- Liu L., Xu Z.X., and Huang J.X. 2012. Spatio-temporal variation and abrupt changes for major climate variables in the Taihu Basin, China. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 26: 777-791.
- 18- Liu X., and Zhang D. 2013. Trend analysis of reference evapotranspiration in Northwest China: The roles of changing wind speed and surface air temperature. *Hydrological Processes*, 27: 3941-3948.
- 19- Lv M.Q., Chen J.L., Mirza Z.A., Chen C.D., Wen Z.F., Jiang Y., Ma M.H., and Wu S.J. 2016. Spatial distribution and temporal variation of reference evapotranspiration in the Three Gorges Reservoir area during 1960-2013. *International Journal of Climatology*, 36: 4497-4511.
- 20- Ma X., Zhang L., Mc Vicar T., Chille B., and Gao P. 2007. Analysis of the impact of conservation measures on stream flow regime in catchments of the Loess Plateau, China. *Hydrological Processes*, 21: 2124-2134.
- 21- Memarian H., Balasundram S., Talib J., Sood A., and Abbaspour K. 2012. Trend analysis of water discharge and sediment load during the past three decades of development in the Langat basin, Malaysia. *Hydrological Sciences Journal*, 57(6): 1207-1222.
- 22- Nazeri Tahroudi M., Ahmadi F., and Khalili K. 2017. Evaluation the Trend and Trend Change Point of Urmia Lake Basin Precipitation. *Journal of Water and Soil*, 31(2): 664-659. (In Farsi with English Extended Abstract)
- 23- Nouri M., Homaei M., and Bannayan M. 2017. Quantitative trend, sensitivity and contribution analyses of reference evapotranspiration in some arid environments under climate change. *Water Resources Management*, 31: 2207-2224.
- 24- Pandey B.K., and Khare D. 2018. Identification of trend in long term precipitation and reference evapotranspiration over Narmada river basin (India). *Global and Planetary Change*, 161: 172-182.
- 25- Pettitt A.N. 1979. A non-parametric approach to the change point problem. *Applied Statistics*, 28: 126-135.
- 26- Pingale S.M., Khare D., Jat M.K., and Adamowski J. 2016. Trend analysis of climatic variables in an arid and semi-arid region of the Ajmer District, Rajasthan, India. *Journal of Water and Land Development*, 28: 3-18.
- 27- Piticar A., Mihaila D., Lazurca L., Bistricean P., Putuntica A., and Briciu A. 2016. Spatiotemporal distribution of reference evapotranspiration in the Republic of Moldova. *Theoretical and Applied Climatology*, 124(3-4):1133-1144.
- 28- Shi Z., Xu L., Yang X., Guo H., Dong L., Song A., Zhang X., and Shan N. 2017. Trends in reference evapotranspiration and its attribution over the past 50 years in the Loess Plateau, China: implications for ecological projects and agricultural production. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 31:257-273.
- 29- Stefanescu V., Stefan S., and Georgescu F. 2014. Spatial distribution of heavy precipitation events in Romania between 1980 and 2009. *Meteorological Applications*, 21(3): 684-694.
- 30- Tabari H., Marofi S., Aeni A., Hosseinzadeh P., and Mohammadi K. 2010. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran. *Agricultural and Forest Meteorology*, 151:128-136.
- 31- Zhang D., Liu X., and Hong H. 2013. Assessing the effect of climate change on reference evapotranspiration in China. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 27(8): 1871-1881.

Impact of Climate Change on Sudden Changes in Potential Evapotranspiration Time Series (Case Study: NW of Iran)

Y. Dinpashoh^{1*} - M. Foroughi²

Received: 12-03-2018

Accepted: 20-06-2018

Introduction: Evapotranspiration is one of the key elements of hydrological cycle. This parameter plays a crucial role in different water related studies such as agricultural water management, environmental energy budget, water balance of watersheds, water reservoirs and water conveyance structures (such as channels, dams, barriers and so on). Increasing greenhouse gases has led to increased atmosphere temperature. Such changes in air temperature and other atmospheric parameters caused some natural hazards in many regions. One of the important parameter impacted by climate change is potential evapotranspiration. Different studies conducted in the recent decade to detect the monotonic trends and abrupt changes in meteorological parameters. Most of them are on trend analysis of meteorological and hydrological parameters. In the recent years, monotonic trend analysis of reference crop evapotranspiration (ET₀) has interested many investigators around the globe. Many investigators attempted to find the possible reasons of trends in ET₀. In many cases, this is accomplished by sensitivity analysis of ET₀ to different meteorological parameters. Other investigators attempted to model ET₀ using the hydrologic time series modeling. Detection of sudden change point in different time series including ET₀ is very important in changing climate. However, in spite of tremendous studies on monotonic trend analysis, it seems that no serious work has been conducted to detect abrupt changes in ET₀ in Iran, especially in west and northwest of Iran. This region has fertile soils and produce an important portion of cereal yields of Iran, thus providing water to agricultural section is crucial under climate change. Therefore, the main objectives of this study were i) estimation of ET₀ values in the selected stations in west and northwest of Iran using the FAO-Penman Monteith method, and ii) detection of significant change points in ET₀ time series using the nonparametric Pettitt test.

Materials and Methods: The 32 synoptic stations were selected in this area for analysis. Data needed for this study were gathered from IRIMO. Meteorological parameters were daily records of maximum air temperature, minimum air temperature, sunshine hour duration, wind speed, and relative humidity. The ET₀ values were estimated using FAO-56 Penman-Monteith model. In order to detect the significant change point the non-parametric, Pettitt test was used. Both monthly and annual time scales were used in analysis. The null hypothesis of test is there is no sudden change point in the time series. We calculated the p-values for time series under test and compared it with significance level (5%). If the calculated p-value was less than the significance level (0.05), then the null hypothesis is rejected, and the alternate hypothesis (i.e. there is a significant sudden change point in the time series) will be accepted.

Results and Discussion: The results showed that around 60% of the monthly time series had significant sudden change points. For instance, Urmia showed significant abrupt changes in ET₀ for all months. Specifically, more than 86 and 78 % of the stations experienced sudden change in ET₀ in March and August, respectively. The strongest abrupt change observed at Maragheh, in which the difference in monthly ET₀ before and after the change point date reached to about 45 mm. It is worth to mention that all detected sudden changes had upward direction. In annual time scale, more than 80 % of the stations showed significant abrupt changes in ET₀. Among all stations, Sararoud- Kermanshah showed a large difference in mean annual ET₀ for the subseries of before and after the change point date which was approximately 235 mm. In annual scale, all sites (except Sahand and Parsabad) experienced upward ET₀ abrupt changes. In order to inspect the reason this change, we plotted different meteorological parameters time series. The results indicated that the wind speed showed negative trends (except for two stations) leading to ET₀ increase. Furthermore, it was found that almost all stations exhibited increasing trends in air temperature. These changes caused an increase in ET₀. The most prominent abrupt change date in ET₀ time series was found for the years from 1995 to 1998. For example, in February, April, May, and June, monthly ET₀ time series suddenly increased in 1998, which were statistically significant ($p < 0.05$). Following the year of 1998, some other monthly ET₀ series showed abrupt change point in 1995 ($p < 0.05$).

1- Associate Professor of Water Engineering, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran

(*- Corresponding Author Email: dinpashoh@yahoo.com)

2- Ph.D. Student in Climatology, University of Tabriz, Iran

Conclusions: The sudden change in ET0 was confirmed in west and northwest of Iran. According to the results, ET0 time series (in monthly or annual time scales) exhibited upward sudden changes. Such changes in ET0 time series ring the alarms and decision makers should be, therefore, cautious in management of water resources.

Keywords: Climate Change, Fao-56-PM-Montith, Pettitt Test, West and northwest of Iran