

بررسی تغییرات ناگهانی و الگوی تغییرات دوره‌ای تبخیر و تعرق مرجع ایران با تحلیل موجک و آزمون t متحرک

اکرم سیفی^{1*}، حسین ریاحی مدوار²

تاریخ دریافت: 93/11/29 تاریخ پذیرش: 95/03/17

1- استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ولیعصر (عج) رفسنجان

2- استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ولیعصر (عج) رفسنجان

*مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: akramseifi@yahoo.com

چکیده

تحلیل تغییرات زمانی و مکانی تبخیر و تعرق مرجع (ET_0)، امکان شناخت تغییرات آب و هوایی و تأثیر آن روی نیازهای آبی را فراهم می‌کند. در این مطالعه به تحلیل ET_0 ماهانه در 19 ایستگاه هواشناسی در اقلیم‌های متفاوت با دوره آماری یکسان 42 ساله، طی سال‌های 1961-2003 پرداخته شد. سری‌های زمانی سالانه ET_0 به روش استاندارد پنمن-مانتیت - فائو (FAO-56 PM) تولید شدند و با استفاده از روش‌های آزمون t متحرک و موجک مورلت به ترتیب به تحلیل تغییرات ناگهانی و بررسی دوره تکرارپذیری در مجموعه داده‌های ET_0 پرداخته شد. نقشه‌های توزیع مکانی ماهانه و سالانه ET_0 در کل کشور بر اساس روش IDW تولید گردیدند. بر اساس نتایج آزمون t متحرک در سری زمانی ET_0 میانگین کل کشوری در طی سال‌های 1981، 1982، 1983 و 1984 تغییر ناگهانی در روند سری زمانی رخ داده است و این سال‌ها مطابق با روند کلی ET_0 مشاهده شده است. بر اساس نتایج آزمون t متحرک در ایستگاه‌های منفرد نیز ملاحظه شد در اغلب ایستگاه‌های واقع در اقلیم خشک و نیمه‌خشک بیشینه تغییرات ناگهانی، در محدوده سال‌های بین 1976-1986 اتفاق افتاده است. بیشینه تغییرات ناگهانی مربوط به ایستگاه خرم‌آباد واقع در اقلیم نیمه‌خشک است که در آن 21 تغییر ناگهانی اتفاق افتاده و کمینه تغییرات مربوط به ایستگاه‌های اصفهان، بیرجند و تهران واقع در اقلیم خشک با سه تغییر ناگهانی است. رویکرد ارائه شده در تحقیق حاضر قابلیت گسترش به مطالعات سری‌های زمانی هیدرولوژیکی، خشکسالی و منابع آبی برای استنتاج روند تغییرات ناگهانی و الگوهای دوره‌ای و پایش تکرارپذیری آنها را داراست.

واژه‌های کلیدی: تبخیر و تعرق، تغییرات ناگهانی و دوره‌ای، توزیع مکانی، روند، سری زمانی، وزن‌دهی عکس

فاصله

Investigating Abrupt Changes and Periodically Changes Pattern of Reference Evapotranspiration in Iran with Wavelet Analysis and Moving t Test

A Seifi ^{*1}, H Riahi ²

Received: 16 February 2015 Accepted: 6 June 2016

1. Assist. Prof., Dept. of Water Engin., Faculty of Agric., Vali-e-Asr University of Rafsanjan

2. Assist. Prof., Dept. of Water Engin., Faculty of Agric., Vali-e-Asr University of Rafsanjan

*Corresponding Author, Email: akramseifi@yahoo.com

Absract

Analysis of the temporal variations of reference evapotranspiration (ET_0) declares climate changes and their effects on water demands. In this paper, an analysis of the monthly ET_0 (calculated by the FAO Penman– Monteith method) was done at 19 stations, located in different climatic regions, during 1961– 2003 in Iran. The annual ET_0 time series were derived, and the moving t test and Morlet wavelet were conducted to analyze the comprehensive time series for characterizing abrupt change and period in the ET_0 data sets. The annually and monthly spatial distributions of ET_0 were produced by the inverse distance weighting (IDW) method. Based on the moving t test over annual ET_0 time series there were 4 abrupt changes in 1981, 1982, 1983, and 1984 years which were coincident with ET_0 trend. Also moving t test detected abrupt changes in 1976– 1986 period in arid and semi-arid climates. KhoramAbad station in semi-arid climate with 21 abrupt changes had the largest changes and Isfahan, Tehran, and Birjand stations with 3 changes had the smallest changes. The presented methodology in this paper can be extended to hydrological time series, water resources and drought studies to infer their abrupt changes and monitoring periodical changes pattern.

Keywords: Abrupt and periodically changes, Evapotranspiration, Inverse distance weighting, Spatial variation, Trend, Time series

مقدمه

و همکاران 2010، لیانگ و همکاران 2010). به همین دلیل شناخت الگوها و روندهای تغییرات ET_0 در اقلیم‌های مختلف می‌تواند اطلاعات کاربردی ارزشمندی در اختیار تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران بخش منابع آب و کشاورزی قرار دهد (لی و همکاران 2007، مکویکر و همکاران 2007). تحقیقات متعددی در زمینه مدل‌سازی ET_0 در ایران انجام شده است که از جمله می‌توان به مدل‌سازی ET_0 با شبکه عصبی مصنوعی (ببیانه و همکاران 1388، صیادی و همکاران 1392، کریمی و

تبخیر و تعرق گیاه مرجع ¹ (ET_0) متغیر مهمی در سیستم‌های هیدرولوژیکی است که تابع پارامترهای اقلیمی است. نقشه‌های ET_0 ماهانه و سالانه اطلاعات ارزشمندی پیرامون مدیریت منطقه‌ای سیستم‌های کاشت گیاهی، ارزیابی بهره‌وری آب کشاورزی، پایش منابع آبی، برنامه‌ریزی طرح‌های آبیاری و مدیریت پهنه‌بندی‌های اقلیمی-کشاورزی فراهم می‌نمایند (ژانگ

¹ Reference evapotranspiration

پیوسته مورلت، و 3- تحلیل روندهای ماهانه و سالانه سری‌های زمانی ET_0 در دوره زمانی 1961-2003 و بیان ساختار و توزیع مکانی روندهای سالانه و ماهانه آن در اقلیم‌های مختلف ایران.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه و داده‌های تحقیق

در تحقیق حاضر از اطلاعات هواشناسی 19 ایستگاه سینوپتیک کشور در فاصله سال‌های 2003 - 1961 استفاده گردیده است. در این تحقیق اقلیم هر ایستگاه با روش دومارتن⁴ مشخص شده است (خام-چین مقدم و رضایی‌پژند 1388). داده‌های گردآوری شده شامل مقادیر روزانه 6 متغیر هواشناسی مورد نیاز روش پنمن - مانتیث - فائو⁵ (FAO-56 PM) است. در این تحقیق ایستگاه‌هایی انتخاب گردید که از تداوم آماری کافی (دوره 42 ساله) برخوردار بوده و در اقلیم‌های مختلف با توزیع مکانی یکنواختی در کل کشور قرار داشته باشند. بدین منظور ایستگاه‌های آبادان، اهواز، اصفهان، بیرجند، تهران، زاهدان، کرمان و یزد در اقلیم خشک؛ ایستگاه‌های ارومیه، تبریز، خرم‌آباد، شیراز، کرمانشاه، مشهد و همدان در اقلیم نیمه‌خشک؛ ایستگاه بابلسر در اقلیم مرطوب و ایستگاه‌های انزلی، رامسر و رشت در اقلیم بسیار مرطوب انتخاب گردید. در ابتدای امر پیش‌پردازش و پالایش روی داده‌ها انجام شد و طبق روش توصیه شده در دستورالعمل FAO-56 داده‌های کلیه ایستگاه‌ها نسبت به شرایط مرجع تصحیح شدند (آلن و همکاران 1998).

تحلیل روند توزیع مکانی

در این تحقیق از روش وزندهی عکس فاصله⁶ (IDW) برای بررسی توزیع مکانی ET_0 و روندهای مکانی آن استفاده گردیده است. در این روش نقاط نزدیکتر به نقطه نمونه، اثر بیشتری نسبت به نقاط

همکاران 1390) و اسنجی روش‌های تخمین ET_0 (بابامیری و همکاران 1392)، حساسیت ET_0 به تغییر در پارامترهای هواشناسی (دین پژوه و شریفی 1392)، تأثیر فرارفت بر توازن انرژی در فرایند تبخیر و تعرق² (ET) (مجنونی و همکاران 1392) و برآورد ET نیشکر با استفاده از داده‌های سنجش از دور (میرلطیفی و همکاران 1392) اشاره نمود.

مطالعاتی نیز پیرامون روند تغییرات در سری‌های زمانی ET_0 در خارج از کشور شامل روند زمانی ET_0 و تبخیر (زو و همکاران 2008)، بررسی خصوصیات مقیاس‌های زمانی ET و تابش طول موج بلند با موجک مورلت (دسوسا و همکاران 2010)، بررسی روند سری‌های زمانی ET_0 با آزمون t متحرک و موجک مورلت³ (لیانگ و همکاران 2010) انجام شده است. در ایران نیز تجزیه و تحلیل روند تغییرات زمانی ET_0 در ایستگاه همدان (دین‌پژوه 2006)، بررسی روند تغییرات ET_0 در ایران (دین‌پژوه و همکاران 2011) و تحلیل تغییرات الگوی ET_0 در اقلیم خشک و نیمه‌خشک در نیمه‌ی شرقی کشور (طبری و همکاران 2012) انجام شده ولی تحلیل روند ناگهانی و تکرارپذیری یا تناوب دوره‌ای ET_0 بررسی نشده است. با این حال تحلیل یک-پارچه در کل کشور با رویکرد آزمون t متحرک و موجک ارائه نشده است و در رابطه با بررسی تغییرات ناگهانی و دوره تکرارپذیری روندهای ET_0 در کل ایران با میان‌یابی IDW در محیط GIS مطالعات نسبتاً محدودی در مقیاس حوضه‌ای یا تک‌اقلیمی صورت گرفته است و ضرورت بررسی روند تغییرات ET_0 با قابلیت ارزیابی مقایسه‌ای اقلیم‌های مختلف کل کشور مشهود است. بر این اساس اهداف تحقیق حاضر عبارتند از: 1- تعیین تغییرات ناگهانی سری‌های ET_0 با استفاده از روش آزمون t متحرک، 2- تحلیل دوره‌های تکرارپذیری سری‌های ET_0 با استفاده از روش موجک

⁴ De Martonne

⁵ FAO-56 Penman Moentith

⁶ Inverse distance weighting

² Evapotranspiration

³ Morlet

بررسی دوره تکرارپذیری⁸

تبدیل موجک به عنوان یک ابزار ریاضی این امکان را فراهم می‌کند تا مؤلفه‌های روندی و دوره‌ای را با وجود مؤلفه تصادفی از یکدیگر تشخیص دهیم (تورنس و کامپو 1998). بر اساس مطالعات ونگ و لو (2007)، فرآیند تبخیر، خصوصیات غیرخطی سری‌های زمانی مشتمل بر وجود توأمان مؤلفه روند و تصادفی را دارد. وجود مؤلفه‌های تصادفی در سری زمانی ET_0 امکان تشخیص آن توسط تبدیل موجک را فراهم می‌آورد (آداموسکی و همکاران 2009). برای سری زمانی پیوسته $x(t)$ ، تابع موجک $\Psi(\eta)$ را می‌توان با معادله 2 محاسبه کرد (تورنس و کامپو 1998):

$$\Psi(\eta) = \Psi(\tau, s) = s^{-\frac{1}{2}} \Psi\left(\frac{\tau}{s}, \frac{\eta}{s}\right) \quad [2]$$

که t زمان، s مقیاس موجک و τ گام زمانی است. $\Psi(\eta)$ باید دارای میانگین صفر باشد و باید در فضای فوریه و زمانی، موضعی شود (میر 1993). تبدیل موجک پیوسته $x(t)$ به صورت زیر تعریف می‌شود (دراگو و بوکسال 2002):

$$W(t, s) = s^{-\frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \Psi\left(\frac{t-\tau}{s}, \frac{\eta}{s}\right) d\tau \quad [3]$$

طیف موجک پیوسته داده‌ها، با استفاده از موجک مورلت محاسبه می‌شود (کولی‌بالی و برن 2004). در این مطالعه، از روش تورنس و کومپو (1998) استفاده شد که به طور گسترده‌ای توسط محققان مورد استفاده قرار می‌گیرد (ال‌عسکری و همکاران 2004). تابع موجک مورلت به صورت زیر می‌باشد (لیانگ و همکاران 2010):

$$\Psi_0(s\omega) = \pi^{-\frac{1}{4}} \tau(\omega) e^{-\frac{(s\omega - \omega_0)^2}{2}} \quad [4]$$

که s مقیاس موجک، ω تناوب، $\tau(\omega)$ تابع گام است. اگر $\omega > 0$ پس $\tau(\omega) = 1$ در غیر این صورت $\tau(\omega) = 0$. ω_0 تناوب بدون بعد است که در این تحقیق منطبق بر

دورتر دارند بنابراین به نقاط نزدیک‌تر، وزن بیشتری اختصاص می‌یابد و نقاط با فاصله یکسان، وزن یکسانی دریافت می‌کنند (تانگ و همکاران 2011). در این تحقیق رسم نقشه‌های توزیع مکانی در نرم‌افزار ArcGIS9.3 انجام شد.

بررسی تغییرات ناگهانی روندها

تغییرات ناگهانی زمانی اتفاق می‌افتد که سیستم آب و هوایی تحت شرایط هیدرولوژیکی یا مدیریتی با سرعتی معین به حالتی جدید انتقال یابد. از آنجایی که ET_0 تابع پارامترهای اقلیمی و هواشناسی است، تغییرات ناگهانی آن نیز منتهی از تغییرات در سیستم آب و هوایی است. یکی از تکنیک‌های بررسی تغییرات ناگهانی در روند سری‌های زمانی، آزمون t متحرک⁷ است (جیانگ و یو 1996، هوانگ 2000، ژیانو و لی 2007) روش آزمون t متحرک، تغییرات ناگهانی در سری‌ها را به وسیله ارزیابی اختلاف معنی‌داری بین میانگین دو گروه از نمونه‌ها که در حقیقت دو سری جزئی از کل سری زمانی مورد مطالعه هستند، تعیین می‌کند. برای سری‌های n نمونه‌ای، با جای‌گذاری یک نقطه مبنا، دنباله x_1 از n_1 نمونه قبل از نقطه مبنا با متوسط \bar{x}_1 و واریانس S_1^2 گرفته می‌شود و دنباله x_2 از n_2 نمونه بعد از نقطه مبنا با متوسط \bar{x}_2 و واریانس S_2^2 گرفته می‌شود. آماره t به صورت زیر محاسبه می‌شود (لیانگ و همکاران 2010):

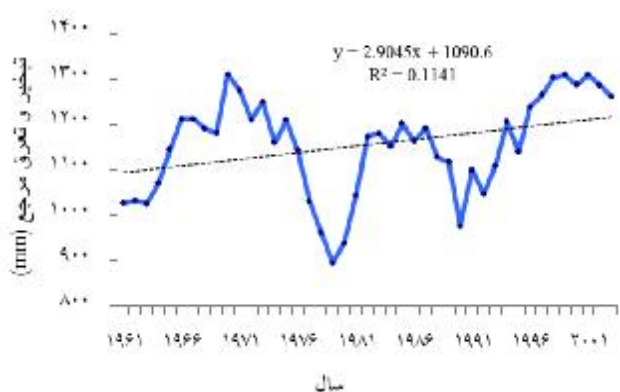
$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{n_1 S_1^2 + \frac{n_2 S_2^2}{n_1} + n_2 - 2\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \quad [1]$$

روش اجرایی آزمون t متحرک در تحقیق حاضر، مانند توصیه‌های ژانگ و همکاران (2010)، ژیانو و لی (2007) و لیانگ و همکاران (2010) است و به صورت پنجره نمونه‌گیری لغزشی با برش سال مورد بررسی و محاسبه میانگین و واریانس سری‌های جزئی قبل و بعد از سال برش یافته است.

⁸ Continuous wavelet transform

⁷ Moving t test

شده است. در ماه‌های مربوط به فصل رشد یعنی فصول بهار و تابستان (از آوریل تا سپتامبر) حدود 72/3 درصد از ET_0 سالانه اتفاق می‌افتد و فقط 27/7 درصد ET_0 در ماه‌های سرد سال اتفاق می‌افتد. متوسط سالانه کل ET_0 ایران در دوره 1961 تا 2003 حدود 1154 میلی‌متر می‌باشد.



شکل 2- روند تغییرات سالانه مقادیر متوسط ET_0 کل کشور.

گرم سال که مقدار ET_0 افزایش می‌یابد، روند بیشتر پارامترهای مؤثر بر ET_0 مانند دمای هوا، ساعات آفتابی و رطوبت نسبی با آن هماهنگ است و هماهنگ با نتایج دین‌پژوه و همکاران (1394) و دین‌پژوه و شریفی (1392) است.

نتایج تحلیل روندهای تغییرات ناگهانی

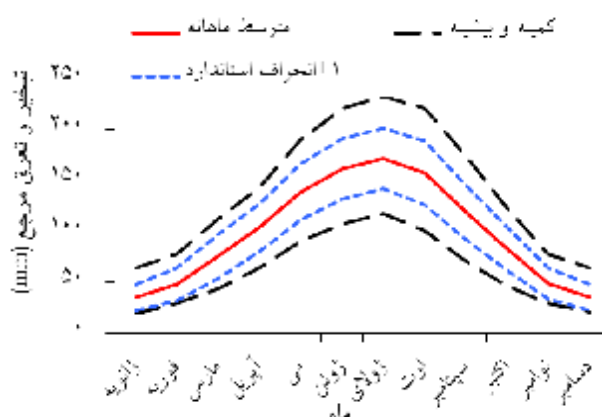
در این قسمت نتایج آزمون t متحرک برای تحلیل تغییرات ناگهانی ET_0 طی دوره 42 ساله ارائه شده است. آزمون t متحرک در دو حالت استفاده شد. یکبار با استفاده از مقادیر متوسط حاصل از تمامی 19 ایستگاه مورد استفاده به‌عنوان متوسط ET_0 کشوری و در حالت دوم نیز با توجه به تغییرپذیری اقلیمی در بین ایستگاه‌ها از سری زمانی ET_0 مربوط به هر ایستگاه منفرد به‌صورت جداگانه استفاده گردید. در شکل 4 نتایج مقادیر آزمون t متحرک ET_0 در طول دوره

شرط مقبولیت، برابر 6 در نظر گرفته می‌شود (لیانگ و همکاران 2010، فارگ 1992).

نتایج و بحث

تغییرات زمانی سری‌های ET_0

در شکل 1 تغییرات ET_0 متوسط ماهانه در کل کشور مطابق با نظر لیانگ و همکاران (2010) به‌روش میانگین حسابی ساده در دوره 1961-2003 نشان داده

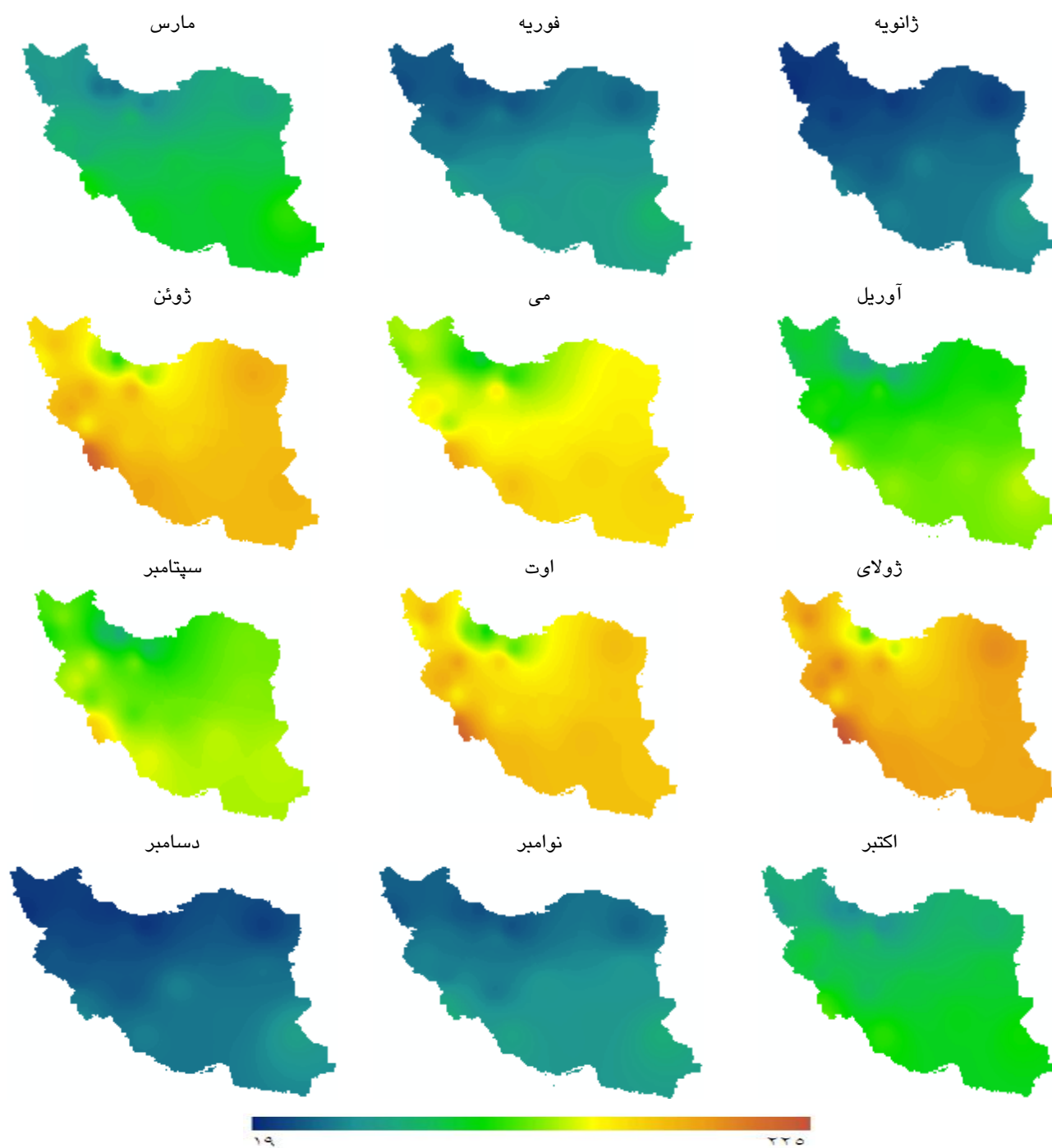


شکل 1- روند تغییرات ماهانه مقادیر متوسط ET_0 کل کشور.

همان‌طور که در شکل 2 ملاحظه می‌گردد، متوسط سالانه ET_0 در ایران روندی صعودی با 2/9 میلی‌متر بر سال ($mm\ yr^{-1}$) در طول این دوره نشان می‌دهد. در شکل 3 نقشه توزیع مکانی میانگین ET_0 ماهانه در دوره 1961-2003 با روش IDW برای ایران ترسیم گردیده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، از ماه ژانویه تا ژوئیه روند ET_0 افزایشی است و در ژوئیه به بیشینه خود می‌رسد و از ماه ژوئیه تا دسامبر کاهش و به کمینه خود می‌رسد. بیشینه مقدار ET_0 در ماه ژوئیه با دامنه‌ای از 117 میلی‌متر در ایستگاه رامسر تا 232 میلی‌متر در ایستگاه آبادان می‌باشد. در تمامی ماه‌ها، بیشینه مقدار ET_0 مربوط به قسمت‌های جنوب شرقی و جنوبی و بیشینه آن مربوط به قسمت‌های شمالی و مرکزی کشور می‌باشد. در تحقیق حاضر با توجه به روندهای حاکم بر پارامترهای هواشناسی در ماه‌های

سال مورد بررسی محاسبه شد و نمودار تغییرات آن ترسیم گردید. سال‌هایی که منجر به تغییرات ناگهانی شده‌اند، به صورت نمودار ستونی روی منحنی روند t ترسیم شده است.

1961-2003 با استفاده از مقادیر متوسط کل کشور ارائه شده است. در این مطالعه همانند محققان دیگر (لیانگ 2010)، از جزء سری‌های زمانی 5 ساله برای شناسایی و تبیین تغییرات ناگهانی استفاده گردید. آماره t بر اساس داده‌های دو سری زمانی جزئی قبل و بعد از



شکل 3- نقشه توزیع مکانی ET_0 ماهانه با روش IDW.

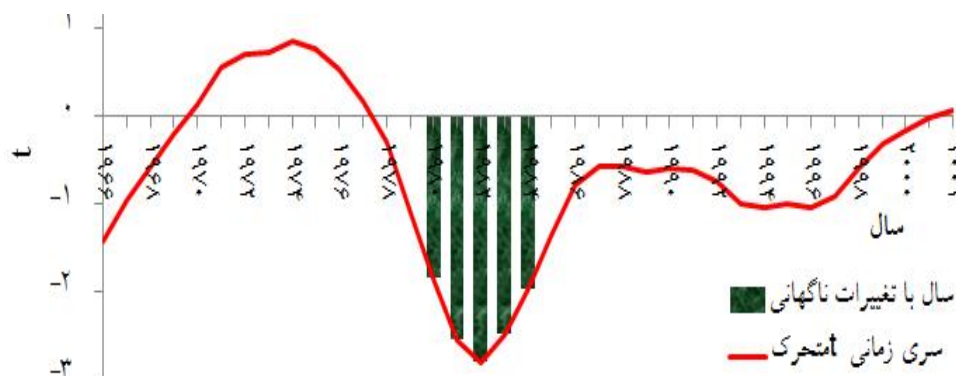
این سالها مطابق با روند کلی ET_0 مشاهده شده در شکل 2 است. علاوه بر این، به منظور تفکیک ایستگاهها در شناسایی تغییرات ناگهانی ET_0 ، آزمون t متحرک به صورت منفرد روی تمامی ایستگاههای مورد مطالعه نیز اجرا شد و در هر ایستگاه سالهای با تغییرات ناگهانی شناسائی گردید.

در شکل‌های 5 الف تا د نمودارهای مقادیر آزمون t متحرک ET_0 سالانه در برخی از ایستگاههای دارای تغییرات ناگهانی به عنوان نمونه ارائه شده است. در این نمودارها زمان (سال) تغییر ناگهانی ET_0 در ایستگاه مربوطه با خطوط ستونی عمودی مشخص شده است. همچنین در جدول 1 نیز نتایج تغییرات ناگهانی در کلیه ایستگاههای مورد مطالعه ارائه شده است. طبق این نتایج مشاهده می‌شود که در اغلب ایستگاههای واقع در اقلیم خشک و نیمه‌خشک بیشینه تغییرات ناگهانی ET_0 در محدوده سالهای بین 1986-1976 اتفاق افتاده است. بنابراین طبق نتایج تحقیق مشخص می‌شود که رژیم هیدرولوژیکی مرتبط با ET_0 قبل و بعد از وقوع تغییرات ناگهانی متفاوت است و همین عامل باعث بروز تغییرات ناگهانی در روند ET_0 و نیازآبی در مناطق و اقلیمهای مختلف شده است. بررسی‌های انجام شده روی تغییرات دما و روندهای فصلی و غیرفصلی آن، توسط مسعودیان و کاویانی (1387)، معروفی و همکاران (1393)، جهانبخش و همکاران (1380) هماهنگ با نتایج شکل‌های فوق‌الذکر می‌باشد.

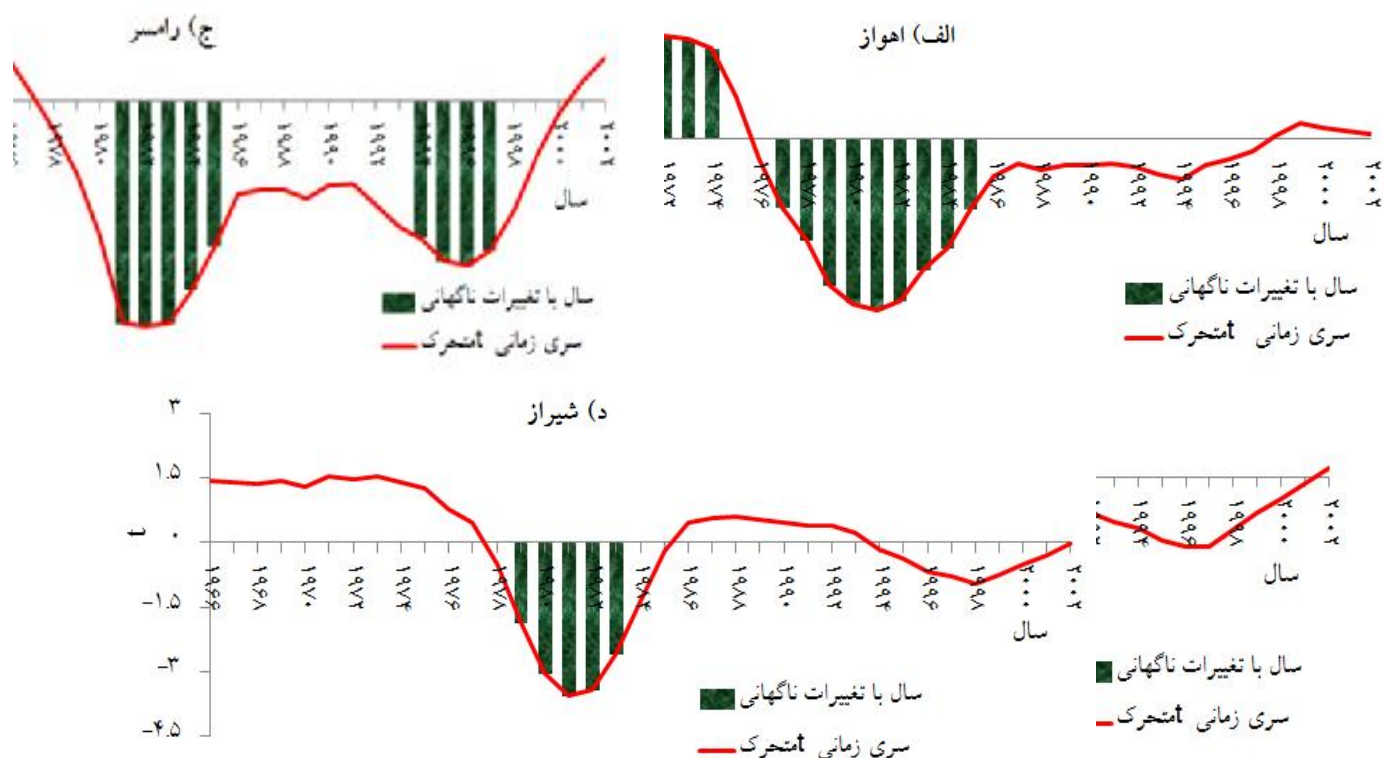
جدول 1- سالهای تغییرات ناگهانی ET_0 سالانه در کل دوره.

ایستگاه	سالهای با تغییرات ناگهانی در ET_0 سالانه
آبادان	1980-1985, 1966
اهواز	1977-1985, 1971-1974, 1966
اصفهان	1984-1983-1982
بیرجند	1966-1969
تهران	1982-1984
زاهدان	1996, 1981-1984, 1970-1972
کرمان	1986, 1976-1983, 1970, 1971, 1966
یزد	1996-1979, 1985, 1966-1971
ارومیه	1980-1984, 1966-1969
تبریز	1981-1984
خرم‌آباد	1966-1971, 1988-1986, 1979, 72-
شیراز	1992
کرمانشاه	1979-1983
مشهد	1981-1989, 1975-1977
همدان	1992-1995, 1981-1982
بابلسر	1980-1982, 1966-1968
انزلی	1979-1985
رامسر	--
رشت	1994-1997, 1981-1985, 1967, 1966
	1981-1983, 1966-1973

در شکل 4 نتایج تحلیل آزمون t متحرک براساس داده‌های میانگین کل کشوری ارائه شده است. طبق این شکل، ملاحظه می‌شود که داده‌های ET_0 میانگین کل کشوری، طی سالهای 1981، 1982، 1983 و 1984 تغییر ناگهانی در روند سری زمانی رخ داده است که



شکل 4- آزمون t متحرک از داده‌های ET_0 سالانه در طول دوره 1961-2003 در ایران.

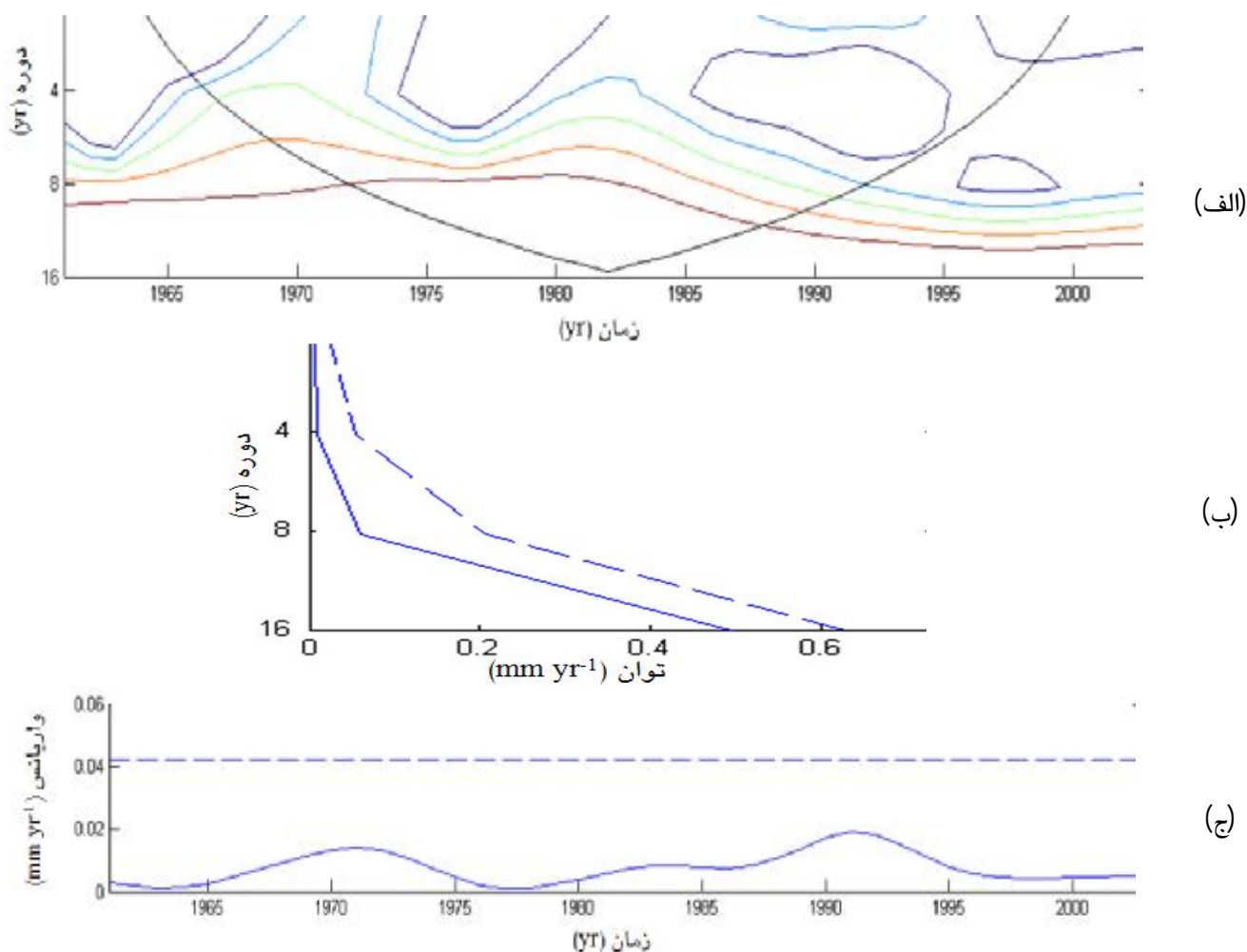


شکل 5- آزمون t متحرک از داده‌های ET₀ سالانه در برخی از ایستگاه‌های دارای تغییرات ناگهانی.

نتایج تبدیل موجک در تحلیل دوره‌ها

در این قسمت نتایج کاربرد تبدیل موجک در شناسایی دوره در سری زمانی ET₀ ارائه شده است. در شکل 6 نتایج تعیین دوره تکرارپذیری با استفاده از روش موجک مورلت از مقادیر ET₀ سالانه ایران در یک دوره زمانی 43 ساله نشان داده شده است. شکل 6- الف طیف توانی موجک سری زمانی ET₀ سالانه را نشان می‌دهد که خط کنتور تیره بیانگر تراز معنی‌داری در سطح 95% است. محور افقی سری زمانی بر حسب سال و محور قائم دوره وقوع است. مقیاس رنگی توان هر باند طیفی، فرکانس و منحنی سهموی رو به بالا که

مقاطع با محور افقی است، منطقه نفوذ را نشان می‌دهد. خطوط کنتور بسته در صورتی که نشان‌دهنده دوره معنی‌دار باشند با رنگ مشکی مشخص می‌شوند. قرار گرفتن خط نوین قرمز زیر خط معنی‌داری بیانگر وجود دوره می‌باشد. با توجه به این شکل، خط نوین قرمز، زیر خط تراز معنی‌داری قرار نگرفته است، بنابراین نمی‌توان هیچ گونه دوره‌ای در داده‌های ET₀ سالانه ایران پیدا کرد. برای بررسی این مطلب، نمودارهای طیف توانی فوریه برای دوره 8 ساله و توان موجک در باندهای 2 تا 8 ساله رسم گردید و وجود یا عدم وجود دوره در سری زمانی بررسی گردید (شکل 6).



شکل 6- تبدیل موجک ET₀ سالانه (خط چین معنی‌داری در سطح 95٪). الف) تحلیل طیف موضعی موجک سری زمانی ET₀. خط تیره: سطح معنی‌داری وجود دوره، ب) طیف توانی فوریه، ج) سری زمانی واریانس طیف موجکی در باند 2-8 ساله.

مخروط تأثیر، چشم‌پوشی نمود (تورنس و کامپ 1998). خطوط باریک‌تر نمایانگر محدوده‌های معنی‌داری¹² هستند که در آن‌ها از نظر آماری، واریانس تعداد ET₀، 10٪ بیشتر از سطح طیف توانی موجک به-هنجارشده قرار دارد. مقیاس رنگی بیانگر مقدار به-هنجارشده است. این مقدار رابطه مستقیم با میزان شباهت بین سیگنال و تابع موجک تجزیه کننده دارد. به-عنوان نمونه بر اساس شکل 6- ب که طیف توانی فوریه ET₀ سالانه (خط آبی) را نشان می‌دهد، در این طیف‌ها محور قائم نشان‌دهنده دوره فوریه (به سال) است.

طیف توان موجک کلی⁹ (شکل 6- ب) به صورت میانگین زمانی طیف توانی هنجارشده تعریف می‌شود. این طیف معیاری مناسب برای سنجش طیف توانی واقعی¹⁰ (شکل 6- الف) یک سری زمانی است (پرسیوال 1995) و می‌توان توسط آن تغییرات یک سیگنال را تشخیص داد. محور قائم در شکل 6- الف بیانگر مقیاس موجک بر حسب سال و محور افقی نشانگر زمان بر اساس سال است. خط مشکی پهن نشانگر مخروط تأثیر¹¹ است. می‌توان از اثرات حاشیه‌ای درون

⁹ Global wavelet power spectrum

¹⁰ True power spectrum

¹¹ Cone of influence

¹² Significant regions

پنمن-مانتیث- فائو (FAO-56 PM) و بیان تغییرات زمانی در طول دوره 1961-2003 در 19 ایستگاه سینوپتیک کشور ایران به روش‌های موجک و آزمون t متحرک پرداخته شد. متوسط سالانه کل ET_0 ایران در دوره 1961 تا 2003 حدود 1154 میلی‌متر بود که طبق شیب خط رگرسیون ساده، روندی صعودی برابر با 2/9 میلی‌متر بر سال نشان داد. بر اساس نقشه توزیع مکانی ET_0 سالانه، مقادیر ET_0 در این نقشه دامنه‌ای از 65 تا 135 میلی‌متر بر سال دارند که کمینه مقدار آن در قسمت‌های شمالی و بیشینه مقدار ET_0 در قسمت‌های جنوب، جنوب‌شرقی و جنوب‌غربی اتفاق افتاده است. نتایج تحلیل آزمون t متحرک نشان داد که در سری زمانی ET_0 میانگین کل کشوری در طی سال‌های 1981، 1982، 1983 و 1984 تغییر ناگهانی در روند سری زمانی رخ داده است و در ایستگاه‌های منفرد نیز در ایستگاه‌های واقع در اقلیم خشک و نیمه‌خشک بیشینه تغییرات ناگهانی ET_0 در محدوده سال‌های بین 1986-1976 اتفاق افتاده است. نتایج تبدیل موجک نشان داد که هیچ‌گونه دوره معنی‌داری در سطح 95% در داده‌های ET_0 سالانه ایران وجود نداشت و به‌علت تأثیرپذیری شدید از تغییرات اقلیمی پارامترهای مؤثر، سری زمانی ET_0 دوره تناوب تکرارپذیر معنی‌داری ندارد.

همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد با توجه به انتخاب $6 = \omega_0$ دوره فوریه و مقیاس موجک تقریباً با هم برابرند. محور افقی نیز نشان‌دهنده اندازه میانگین سطح طیف توانی موجک به‌هنجارشده در هر دوره (مقیاس) است. خط آبی نمایان‌گر سطح طیف توانی موجک کلی است و خط‌چین قرمز نشان‌گر سطح اطمینان 90% می‌باشد. چنان‌چه خط سطح طیف توانی موجک کلی از سطح اطمینان گذر کند (سطح اطمینان را قطع کند)، می‌توان بیان کرد که سری زمانی مربوطه دارای رفتار دوره‌ای است. ملاحظه می‌شود که این خط زیر خط معنی‌داری در سطح 95% قرار دارد و این امر بدان معناست که وجود دوره 2-8 ساله در ایران معنی‌دار نیست. در شکل 6-ج، مقادیر واریانس در باند 2-8 ساله زیر خط معنی‌داری 95% قرار دارد که دلیل بر عدم وجود باندهای با دوره تکرار و تناوب 2-8 ساله در ایران است. نمودارهای 6-ب و 6-ج برای دوره‌های دیگر نشان داده شده در شکل 6-الف (یعنی دوره‌های 2 تا 16 ساله) نیز رسم گردید که نتایج آن نمودارها نیز بیان‌گر عدم وجود دوره در داده‌های ET_0 بود و لزوم اثرات تغییرات اقلیمی را نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری کلی: در این مطالعه به تحلیل روند توزیع مکانی و زمانی تبخیر و تعرق مرجع (ET_0) با روش

منابع مورد استفاده

- ایبانه ح، قاسمی ع، بیات ورکشی م، محمدی ک و سبزی پرور ع، 1388. ارزیابی کارایی دو نرم‌افزار شبکه عصبی مصنوعی در پیش‌بینی تبخیر و تعرق گیاه مرجع. نشریه دانش آب و خاک، جلد 1، شماره 2، صفحه‌های 201 تا 212.
- بابامیری ا، دین پژوه ی و اسدی ا، 1392. واسنجی و ارزیابی هفت روش تخمین تبخیر و تعرق گیاه مرجع مبتنی بر تابش خورشیدی در حوضه آبریز دریاچه ارومیه. نشریه دانش آب و خاک، جلد 23، شماره 3، صفحه‌های 25 تا 42.
- جهانبخش س، صراف بس، قائمی ه و پوراصغر ف، 1390. بررسی تاثیر پدیده دو قطبی دمایی اقیانوس هند بر تغییرپذیری بارش‌های فصلی استان‌های جنوبی کشور. فصل‌نامه تحقیقات جغرافیایی، جلد 26، شماره 4 (پیاپی 103)، صفحه‌های 62 تا 75.

- خام‌چین مقدم ف و رضایی‌پژند ح، 1388. نقد روش اقلیم‌بندی دومارتن برای بارش بیشینه روزانه در ایران به کمک روش گشتاورهای خطی. مجله فنی مهندسی دانشگاه آزاد اسلامی مشهد، جلد 2، شماره 2، صفحه‌های 93 تا 103.
- دین‌پژوه ی و شریفی ع، 1392. حساسیت تبخیر و تعرق گیاه مرجع به تغییر در پارامترهای هواشناسی (مطالعه موردی: سنندج و سبزوار). نشریه دانش آب و خاک، جلد 23، شماره 3، صفحه‌های 25 تا 42.
- دین‌پژوه ی، نیازی ف و مفید ح، 1394. تحلیل روند تغییرات پارامترهای هواشناسی در تبریز. نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال 19، شماره 15، صفحه‌های 145 تا 169.
- صیادی ح، غفاری ا، فعالیان ا و صدرالدینی ع، 1392. مقایسه عملکرد شبکه‌های عصبی RBF و MLP در برآورد تبخیر و تعرق گیاه مرجع. نشریه دانش آب و خاک، جلد 23، شماره 4، صفحه‌های 143 تا 158.
- کریمی سف، شیرینی ج و ناظمی اح، 1390. تخمین تبخیر و تعرق روزانه گیاه مرجع با استفاده از سیستم‌های هوش مصنوعی و معادله‌های تجربی ANFIS و ANN. نشریه دانش آب و خاک، جلد 2، شماره 2، صفحه‌های 139 تا 158.
- مسعودیان س و کاویانی مر، 1387. اقلیم‌شناسی ایران. انتشارات دانشگاه اصفهان.
- معروفی ص، سقائی ص، ارشادفتح ف و ختار ب، 1393. ارزیابی مدل‌های سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک قدیمی ایران طی دوره آماری 2005-1977. نشریه دانش آب و خاک، جلد 24، شماره 4، صفحه‌های 215 تا 226.
- مجنونی ا، صدرالدینی ا، ناظمی اح، نیشابوری م و شکبیا م، 1392. تأثیر فرارفت بر توازن انرژی در فرایند تبخیر و تعرق گیاه کلزا در منطقه تبریز، نشریه دانش آب و خاک، جلد 23، شماره 1، صفحه‌های 223 تا 236.
- میرلطیفی م، عساری م و ناصری ع، 1392. برآورد تبخیر و تعرق واقعی نیشکر با استفاده از داده‌های سنجش از دور در اراضی کشت و صنعت نیشکر میرزا کوچک خان. نشریه دانش آب و خاک، جلد 23، شماره 1، صفحه‌های 151 تا 163.
- Adamowski K, Prokoph A and Adamowski J, 2009. Development of a new method of wavelet aided trend detection and estimation. *Hydrological Processes* 23(18): 2686-2696.
- Allen RG, Pereira LS, Raes D and Smith M, 1998. *Crop Evapotranspiration Guidelines for Computing Crop Water Requirements*. FAO Irrigation and Drainage, Paper 56, Italy.
- Coulibaly P and Burn DH, 2004. Wavelet analysis of variability in annual Canadian streamflows. *Water Resources Research* 47: 1-14.
- De Sousa AML, Castro NMR, Canales FA, Louzada JAS and Vitorino MI, 2010. Multiscale variability of the evapotranspiration in eastern Amazonia. *Atmospheric Science Letters* 11: 192-198.
- Drago AF and Boxall SR, 2002. Use of the wavelet transform on hydrometeorological data. *Physics and Chemistry of the Earth* 27: 1387-1399.
- Dinpashoh Y, 2006. Study of reference crop evapotranspiration in I.R. of Iran. *Agricultural Water Management* 84: 123-129.
- Dinpashoh Y, Hjaharia D, Fakheri-Fard A, Singh VP and Kahya E, 2011. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology* 399: 422-433.
- EL-Askary H, Sarkar S, Chiu L, Kafatos M and El-Gahzawi T, 2004. Rain gauge derived precipitation variability over virginia and its relation with the El-Nino southern oscillation. *Advances in Space Research* 33: 338-342.
- Farge M, 1992. Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annual Review of Fluid Mechanics* 24: 395-457.
- Fraccascia S, Winter C, Ernsten VB and Hebbeln D, 2011. Bedform evolution in a tidal inlet inferred from wavelet analysis. *Journal of Coastal Research* 64:751-755.
- Huang JY, 2000. *Statistic Analysis and Forecast Methods in Meteorology*, China Meteorol. Press, Beijing.
- Jiang JM and You XT, 1996. Where and when did an abrupt climatic change occur in China during the last 43 years?. *Theoretical and Applied Climatology* 55(1-4): 33-39.

- Li LJ, Zhang L, Wang H, Wang J, Yang JW, Jiang DJ, Li JY and Qin DY, 2007. Assessing the impact of climate variability and human activities on streamflow from the Wuding River basin in China. *Hydrological Processes* 21: 3485–3491.
- Liang LQ, Li LJ and Liu Q, 2010. Temporal variation of reference evapotranspiration during 1961-2005 in the Taoer river basin of northeast China. *Agricultural and Forest Meteorology* 150: 298-306.
- McVicar TR, Li LT, Van Niel TG, Zhang L, Li R, Yang QK, Zhang XP, Mu XM, Wen ZM, Liu WZ, Zhao YA, Liu ZH and Gao P, 2007. Developing a decision support tool for Chinas re-vegetation program: Simulating regional impacts of afforestation on average annual streamflow in the Loess Plateau. *Forest Ecology and Management* 251: 65–81.
- Meyer Y, 1993. *Wavelets Algorithms & Applications*, Society for industrial and applied mathematics. Philadelphia.
- Percival D, 1995. On estimation of the wavelet variance. *Biometrika* 82: 619-931
- Tabari H, Aeini A, Talae PH and Some'e BS, 2012. Spatial distribution and temporal variation of reference evapotranspiration in arid and semi-arid regions of Iran. *Hydrological Processes* 26(4): 500-512.
- Tang B, Tong L, Kang Sh and Zhang L, 2011. Impacts of climate variability on reference evapotranspiration over 58 years in the Haihe river basin of north China. *Agricultural Water Management* 98: 1660-1670.
- Torrence C and Compo G P, 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bulletin of the American Meteorological society*, 79(1): 61-78.
- Wang WG and Luo Y, 2007. Wavelet network model for reference crop evapotranspiration forecasting. Pp:751-755. *Proceedings of the International Conference on Wavelet Analysis and Pattern Recognition*. 2-4 Nov, Beijing, China.
- Xiao D and Li J, 2007. Spatial and temporal characteristics of the decadal abrupt changes of global atmosphere-ocean system in the 1970s. *Journal of Geophysical Research* 112:1-18
- Xu CY, Gong L, Jiang T, Chen D and Singh VP, 2006. Analysis of spatial distribution and temporal trend of reference evapotranspiration and pan evaporation in Changjiang (Yangtze River) catchment. *Journal of Hydrology* 327(1):81-93.
- Zhang X, Kang S, Zhang L and Liu J, 2010. Spatial variation of climatology monthly crop reference evapotranspiration and sensitivity coefficients in Shiyang river basin of northwest China. *Agricultural Water Management* 97(10): 1506-1516.