نشریه تحلیل فضایی مخاطرات محیطی، سال یازدهم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۳

صفحات ۸۳ – ۹۹

بررسی اثر نسبی متغیرهای هواشناسی بر تبخیر-تعرّق پتانسیل گیاه مرجع در نواحی البرز جنوبی

سعید جهانبخش اصل[1]؛ استاد دانشگاه تبریز، تبریز دانشگاه تبریز، دانشکده علوم محیطی، تبریز، ایران.

یعقوب دین پژوه، استاد دانشکده کشاورزی، تبریز دانشگاه تبریز، دانشکده کشاورزی، تبریز، ایران.

اسما آزد قره باغ؛ دانشکده علوم محیطی، تبریز دانشگاه تبریز، دانشکده علوم محیطی، تبریز، ایران.

دریافت مقاله : 1402/12/23 پذیرش نهایی: 1403/6/25

چکیده

در این مطالعه تبخیر- تعرّق پتانسیل گیاه مرجع (ET_0) با روش پنمن- مانتیث (فائو ۵۶) برای پنج ایستگاه منتخب در دامنه‌های جنوبی کوه البرز محاسبه شد. ابتدا روند تغییرات ET_0 سالانه ایستگاه‌ها با آزمون ناپارامتری من-کندال تحلیل گردید شیب خط روند باروش تخمینگر سن محاسبه شدو سپس تجزیه به عامل‌ها برای تعیین اثر نسبی متغیرهای اقلیمی روی ET_0 هر ایستگاه انجام شد. از ماتریس همبستگی هفت متغیر اقلیمی به‌عنوان ماتریس مشابهت استفاده شد. برای هر ایستگاه دو عامل اول انتخاب و ضرایب عامل‌ها محاسبه شد. نتایج نشان داد که کمترین مقدار ET_0 سالانه در ایستگاه اردبیل (۸۰۰ تا ۱۱۰۰ میلیمتر) و بیشترین آن درایستگاه سبزوار (۱۲۰۰ تا ۱۷۰۰ میلیمتر) بود. می‌باشد. بیشترین آماره Z مان کندال درET_0 سالانه ایستگاه تهران برابر با ۴/۴۶ بود. ایستگاه قزوین با داشتن آماره Z معادل با ۴/۲۴ در ردیف دوم قرار داشت. شیب خط روند ET_0 در همه ایستگاه‌ها (به‌جز زنجان) صعودی و تندترین آن‌ها متعلق به ایستگاه‌های سمنان و تهران به‌ترتیب با شیب‌های ۵/۳۱ و ۵/۲۷ بود. تجزیه به عامل‌ها نشان داد که دو مولفه نخست واریانسی در اغلب ایستگاه‌ها واریانس قابل توجهی از داده ها را در بر دارد. درایستگاه تهران ۸۶/۶۵ درصد واریانس با دو عامل نخست توجیه می‌شود. بیشترین ضریب عامل اول در همه ایستگاه‌ها (به‌جز سمنان) حداکثر درجه حرارت هوا، و بیشترین ضریب عامل دوم، سرعت باد در ارتفاع ده متری است. براساس ضریب عامل اول، در اکثر ایستگاه‌ها، متغیرهای مهم تاثیر گذار روی ET_0 شامل حداکثر درجه حرارت هوا، حداقل درجه حرارت هوا و ساعات آفتابی می‌باشند. براساس ضریب عامل دوم، سرعت باد مهم‌ترین متغیر موثر برET_0 در اکثر ایستگاه‌ها بوده است.

واژه‌های کلیدی: تجزیه به مولفه‌های اصلی، تخمینگر سن، وریماکس، مان-کندال

[1] نویسنده مسئول: s_jahan@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]

[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

مقدمه

تبخیر- تعرّق (ET) یکی از مؤلفّه‌های مهّم چرخه آب محسوب می‌شود. براورد مقدار دقیق این مولفه در تخمین نیاز آبی محصولات کشاورزی و باغی و در نتیجه بالا بردن راندمان آب آبیاری از اهمیت ویژه ای برخوردار است. تبخیر- تعرّق واقعی (ET_a) گیاه را می‌توان به دو روش مستقیم و غیرمستقیم براورد کرد. از جمله روش‌های مستقیم می‌توان به لایسیمترها (وزنی، زهکش‌دار، شناور و غیره) اشاره کرد. این روش‌ها دقیق بوده ولی پرزحمت و هزینه‌بر هستند (Bakhtiari et al., 2011). از روش‌های غیرمستقیم می‌توان به انواع مدل‌های تجربی برآورد ET_0 اشاره نمود. برخی از این مدل‌ها در مطالعات قبلی معرفی و استفاده شده‌اند (Sabziparvar et al., 2008; Babamiri & Dinpashoh, 2015; Dinpashoh et al., 2021; Dinpashoh, 2026; Tabari et al., 2013). همچنین در بسیاری از مطالعات از روش تشت تبخیر (E_{pan}) برای تخمین ET_a گیاه استفاده شده است (Chiew et al., 1995). روش پنمن-مانتیث- فائو (PMF56) به‌عنوان معتبرترین روش برای تخمین ET_0 شناخته می‌شود (Vaziri et al., 2009). در مطالعه‌ای روش مذکور برای مدل‌سازی سری زمانی ET_0 پنج ایستگاه اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد با استفاده از مدل‌های ARIMA به‌کار برده شده و مناسبترین آن برای هر ایستگاه معرفی گردیده است. نتایج مطالعه مذکورحاکی از آن است که کمترین ضریب همبستگی مدل‌های معرفی شده برابر با ۰/۸۸۹ و بیشترین مقدار آماره RMSE معادل با ۰/۵۱۵ می‌باشد (Zare Abyaneh et al., 2016). مطالعه پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که این روش بارها به‌عنوان مبنا برای مقایسه نتایج دیگر مدل‌های تجربی قرار گرفته است (Biazar et al., 2019; Dinpashoh et al., 2021; Dinpashoh et al., 2011).

تحلیل روند تغییرات ET_0 مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. به‌عنوان مثال دین‌پژوه و همکاران (Dinpashoh et al., 2011) روند ET_0 را در شانزده ایستگاه مختلف ایران تحلیل نمودند. در ساحل راست رود ارس مقادیر ETo شش ایستگاه در بازه زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۶ با استفاده از روش بلانی-کریدل تخمین زده شده و سپس روند تغییرات سری تحلیل گردیده است. (Esmaeilpour and Dinpazhooh 2012).

همچنین حساسیت ET_0 به تغییرات فراسنج‌های اقلیمی در مناطق مختلف ایران مورد توجه محققین مختلف بوده است (Parchami Araghi et al., 2015; Biazar et al., 2019; Dinpashoh et al., 2019; Sharifi et al., 2014). مساعدی و همکاران (Mosaedi et al., 2016) در پنج ایستگاه با اقلیم‌های متفاوت ایران حساسیت ET_0 را به تغییرات پارامترهای هواشناسی تحلیل نمودند. ایشان نیز ET_0 را با روش PMF56 در دوره آماری ۲۰۰۷-۱۹۶۳ تخمین زده اند. نتایج حاکی از آن است که رطوبت نسبی و سرعت باد مهمترین پارامترهای هواشناسی موثر بر ET_0 در ایستگاه‌های تهران و انزلی بود. در حالی‌که درایستگاه شیراز دمای هوا و سرعت باد روی ET_0 اثرگذار بوده است. درایستگاه تبریز رطوبت نسبی هوا و ساعات آفتابی و درایستگاه مشهد پارامترهای کمینه درجه حرارت هوا، رطوبت نسبی هوا و سرعت باد به‌عنوان مهمترین متغیرهای هواشناسی بر ET_0 گزارش شده است.

شریفی و همکاران (Sharifi et al., 2014) حساسیت ET_0 را روی پارامترهای اقلیمی در هشت ایستگاه هواشناسی در ایران در دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۶۵ مطالعه کردند. پس از تخمین ET_0 با روش PMF56 در ایستگاه‌ها هر یک از پارامترهای اقلیمی به‌میزان ۲۰٪± با گام‌های ۵٪ تغییر داده شد و مقدار تغییر در ET_0 مورد پایش قرار گرفت. نتایج نشان داد که در

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

شش ایستگاه ET_0 به پارامتر درجه حرارت هوا حساس است. در پژوهش ایشان، کمترین تاثیر ET_0 به پارامترهای هواشناسی مورد بررسی متعلق به فشار بخار واقعی هوا بود.

تجزیه به عامل‌ها (FA) یک ابزار سودمند و قوی برای تحلیل آماری آن سری از فرایندهایی (مانند ET_0) است که متغیرهای مختلف اقلیمی به‌طور خطی یا غیرخطی روی آن اثر دارند. چون متغیرهای اقلیمی کم و بیش به‌همدیگر وابستگی دارند، بنابراین، می‌توان با روش FA اثر این وابستگی‌ها را از بین برد. این کار با یافتن چند عامل مستقل از هم (که خود تابعی از متغیرهای اقلیمی است) امکان‌پذیر است. این روش به‌طور مبسوط توسط Manley(1994) و Rencher (1995) شرح داده شده است. روش مذکور در مطالعات مختلف مانند الف) تعیین عوامل مختلف موثر بر آلودگی آب‌ها در ایالت ماهانادی کشور هند (Panda et al., 2006)، ب) ارزیابی تغییرات زمانی و مکانی کیفیت آب در هند (Singh et al., 2004)، ج) ارزیابی ریسک آلودگی آب‌های منطقه صنعتی به فلزات سنگین ازجمله کادمیوم، کبالت، آرسینیک، نیکل، سرب و روی (Krishna and Mohan, 2014) و د) تعیین اثر نسبی متغیرهای اقلیمی روی ET_0 ایستگاه‌های هند مورد استفاده قرار گرفته است (Mohan and Arumugam, 1996). این روش اول بار در ایران توسط Dinpashoh et al., (2004) در مورد شناخت پهنه‌های بارشی ایران استفاده شد. نامبردگان اطلاعات ۷۷ ایستگاه هواشناسی ایران را از نظر ۵۷ متغیر هیدرولوژیکی در دوره آماری ۱۹۹۸-۱۹۵۶ با روش FA تحلیل کردند. برای این منظور ابتدا از روش پروکراستس برای انتخاب ۱۲ متغیر مهم که شامل بخش اعظمی از واریانس داده‌ها را در بر داشت، استفاده شد. آنگاه این متغیرها مورد تجزیه FA قرار گرفت. نتایج نشان داد که سه عامل نخست به ترتیب حاوی ۹۲، ۴ و ۲ درصد واریانس کل داده ها بود. پس از اعمال چرخش محورها ،کل کشور از نظر پهنه‌های بارشی به شش پهنه مجزا تفکیک شد. در مطالعه مذکور عامل اول "بارش تابستان"، عامل دوم "بارش‌های سالانه، زمستان و نوامبر" و عامل سوم "بارش اکتبر" نامگذاری شده است.

مان با روش فاکتور آنالیز ارتباط بین دما در دوره‌های آتی را با عواملی مانند سیلاب، رگبار بارش و درجه حرارت کرانه‌ای بررسی کرد. ایشان همبستگی بالایی را بین این عوامل گزارش نمود. نامبرده در گزارش خود پارامترهای دی‌اکسیدکربن، منواکسید نیتروژن و متان را در ارتباط با تغییر اقلیم دانسته است (Man 2024).

روش FA توسط Ghorbani-Aghdam et al. (2013) در بررسی خشکسالی‌های حوضه دریاچه ارومیه به منظور مشخص کردن نواحی مستعد خشکسالی استفاده شده است. درمطالعه مذکور از بارش‌های ۳۰ ایستگاه هواشناسی واقع در حوضه دریاچه ارومیه در دوره آماری ۲۰۰۹-۱۹۷۲ استفاده شده است. ایشان روش FA را روی داده‌های SPI ایستگاه‌ها اعمال کردند. نتایج اعمال روش FA روی SPI سه ماهه حاکی از آن بود که ۵ عامل اول بیش از ۶۸٪ واریانس داده‌ها را در بر دارند. این عدد برای SPI دوازده ماهه نزدیک به ۷۹٪ بود. با SPI سه ماهه حوضه به ۵ ناحیه و با SPI دوازده ماهه کل حوضه به شش ناحیه متمایز تفکیک شد.

در تحلیل خشکسالی‌های نیمه جنوبی استان گلستان نیز روش FA به‌کار برده شده است (Rezapour et al. 2019). با این حال، تاکنون روش FA در زمینه تشخیص متغیرهای مهم و اثرگذار روی ET_0 ایستگاه‌های مختلف در نواحی دامنه های جنوبی کوه البرز در ایران به‌طور جامع استفاده نشده است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه تخمین ET_0 در ایستگاه‌های

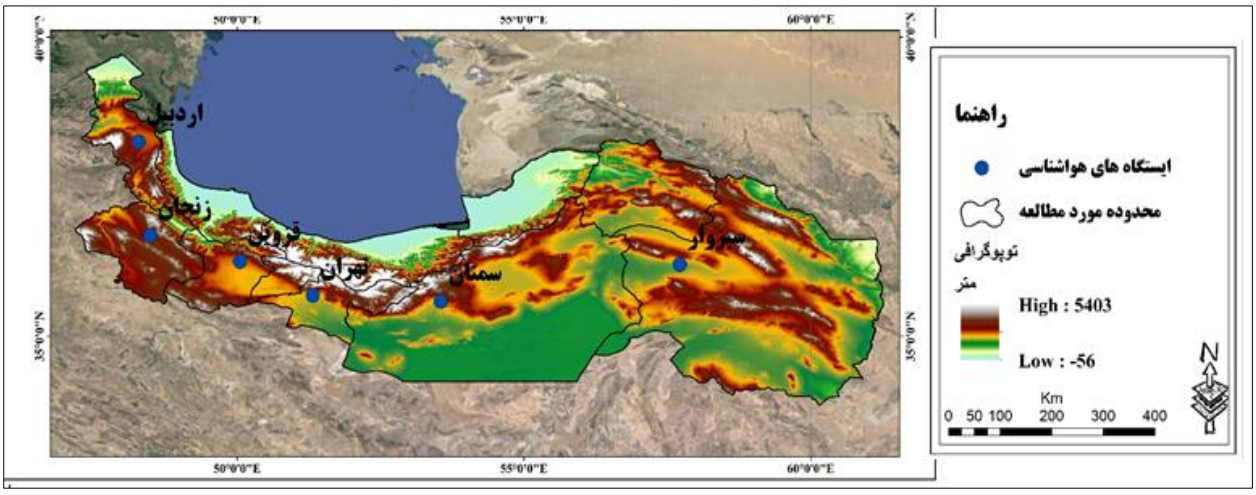
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

منتخب در دامنه‌های جنوبی رشته کوه البرز و تجزیه به عامل‌های اصلی به‌منظور تشخیص متغیرهای اقلیمی موثر بر ET_0 ایستگاه‌ها می‌باشد.

مواد و روش‌ها

قلمرو جغرافیایی مورد مطالعه

شش ایستگاه در دامنه‌های جنوبی رشته کوه البرز در شمال ایران برای این مطالعه در نظر گرفته شد که ناحیه‌ای از شمال غرب ایران تا شمال شرق کشور را که از نظر اقلیمی دارای اقلیم خشک و نیمه خشک است در بر می‌گیرد. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های منتخب را نشان می‌دهد. معیار انتخاب ایستگاه‌ها شامل الف) داشتن داده کافی برای تحلیل ب) پراکنش جغرافیایی مناسب در منطقه البرز جنوبی ج) نداشتن داد گمشده بیش از ۵ درصد کل داده ها بود. ارتفاع ایستگاه‌های منتخب از ۹۷۲ متر (در سبزوار) تا بیش از ۱۶۵۹ متر در اردبیل تغییر می‌کند. سردترین ایستگاه در منطقه متعلق به اردبیل (با میانگین دمای سالانه ۹/۴ درجه سلسیوس) و پس از آن زنجان (با میانگین دمای سالانه ۱۱/۲ درجه سلسیوس) و گرمترین آن متعلق به سمنان (با میانگین دمای سالانه ۱۸/۲ درجه سلسیوس) می‌باشد. میزان بارش سالانه از حداقل ۱۲۸ میلیمتر در سمنان تا حداکثر ۲۹۷ میلیمتر در قزوین تغییر می‌کند. جدول ۱ مشخصّات جغرافیایی ایستگاه‌ها را نشان می‌دهد.



شکل ۱- منطقه مورد مطالعه، نقشه DEM منطقه و موقعیت ایستگاه‌های منتخب در دامنه‌های جنوبی رشته کوه البرز

جدول ۱- مشخصات جغرافیّایی ایستگاه‌های منتخب در این مطالعه

نام ایستگاه	طول جغرافیایی (دقیقه درجه)	عرض جغرافیایی (دقیقه درجه)	ارتفاع (m)	میانگین بارش سالانه (mm)	میانگین درجه حرارت سالانه (°C)
سمنان	۲۵' ۵۳°	۳۵' ۳۵°	۱۱۲۱	۱۲۸	۱۸/۲
اردبیل	۳۲' ۴۸°	۲۱' ۳۸°	۱۳۳۵/۲	۲۳۰	۹/۴
زنجان	۳۱' ۴۸°	۳۶' ۳۶°	۱۶۵۹/۴	۲۳۰	۱۱/۲
تهران(مهرآباد)	۳۰' ۵۱°	۳۹' ۳۵°	۱۱۹۱	۱۹۴	۱۷/۵

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

قزوین	۵۰° ۰۲'	۳۶° ۱۴'	۱۲۸۱	۲۹۷	۱۴/۱
سبزوار	۵۷° ۴۳'	۳۶° ۱۲'	۹۷۲	۲۱۰	۲۴/۱

داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل بیشینه دمای هوا، کمینه دمای هوا، رطوبت نسبی هوا، سرعت باد، ساعات آفتابی واقعی و بارش می‌باشند که از سازمان هواشناسی کشور اخذ شد. برای هر سری اقلیمی از روش معتبر استفاده شد، مثلا برای بازسازی داده های مربوط به درجه حرارت از روش تفاضلها استفاده شد.ضمنا برای بررسی همگنی از ازمونها ران تست استفاده شد ونتایج حاکی ازهمگنی همه داده ها بوده است. مقیاس زمانی داده ها ماهانه میباشد. این داده ها پس از کنترل کیفی داده‌ها به روش بصری (رسم نمودارهای سری زمانی و تشخیص داده‌های پرت) و بازسازی داده‌های ناقص به روش مناسب مورد استفاده قرار گرفت. دوره آماری مورد استفاده برای همه ایستگاه‌ها بطور یکسان از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۱ بود.

روش پنمن-مانتیث فائو برای تخمین ET_0

مبانی روش PMF56 برای تخمین ET_0 در متون علمی مختلف (مانند Allen et al.,1998; Shuttleworth 1998) ارائه شده است. این روش مقدار ET_0 را به‌صورت مجموع دو فرایند شامل تبخیر از سطح خاک و تعرق از روزنه‌های گیاهی در نظر می‌گیرد.

برای تخمین ET_0 از فرم توصیه شده معادله پنمن- مانتیث به شرح زیر استفاده شد (Allen et al.,1998):

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma\frac{900}{T+273}u_2(e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} \quad (۱)$$

در رابطه(۱) ET_0: تبخیر-تعرّق پتانسیل گیاه مرجع (میلی‌متر بر روز)، **Δ:** شیب فشار بخار اشباع e_s تابعی از میانگین درجه حرارت هوا یا T (کیلوپاسکال بر درجه سانتی‌گراد)، R_n : تابش خالص رسیده به سطح گیاه (مگاژول بر مترمربع برروز)، G: شار حرارتی خاک (مگاژول بر مترمربع بر روز)، γ : ثابت سایکرومتری (کیلوپاسکال بردرجه سانتی‌گراد)، T : میانگین روزانه درجه حرارت هوا (درجه سانتی‌گراد)، u_2: متوسط سرعت باد روزانه در ارتفاع دو متری (متر بر ثانیه)، e_s: میانگین فشار بخار اشباع هوا (کیلوپاسکال) وe_a : میانگین فشار بخار واقعی هوا (کیلوپاسکال) است. برای تبدیل سرعت باد از ۱۰ متری به ۲ متری از رابطه (۲) بهره گرفته شد (نانداگیری و کوور ۲۰۰۴ و حجابی و همکاران ۱۴۰۱):

$$u_2 = u_h \frac{4.87}{Ln(67.8h - 5.42)} \quad (۲)$$

دررابطه(۲) u_2: سرعت باد در ارتفاع 2 متری (ms^{-1})، u_h: سرعت باد در ارتفاع h متری (ms^{-1}) و h ارتفاع دکل بادسنج (در این مطالعه ده متر) است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

آزمون من-کندال (MK)

روش من-کندال (MK) ازجمله مهّمترین روش‌های آمار ناپارامتری است که به‌طور گسترده برای ارزیابی روند تغییرات متغیرهای اقلیمی استفاده می‌شود. این روش برای سری‌هایی که از توزیع آماری خاصّی تبعیت نمی‌کنند و/یا توزیع منحنی فراوانی آن‌ها دارای چولگی است، قابل استفاده است. اثرپذیری ناچیز از مقادیر پرت (بسیار بزرگ یا بسیار کوچک) از دیگر مزایای این روش است. در این روش، ابتدا آماره S از رابطه (۳) محاسبه شد (مان ۱۹۴۵ و کندال ۱۹۷۵):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} \mathrm{sgn}(x_j - x_i) \qquad (۳)$$

دررابطه(۳) n تعداد مشاهدات، x_j مقدار عددی داده j ام و sgn() تابع علامت می‌باشد که به‌صورت رابطه (۴) در نظر گرفته شد:

$$\mathrm{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{if} \quad (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{if} \quad (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

میانگین آماره S صفر و واریانس آن مطابق رابطه (۵) است:

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m} t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \qquad (۵)$$

دررابطه(۵) m تعداد دسته‌هایی است که داده یکسان (مشابه) داشتند، t_i تعداد داده مشابه در بسته iام و n تعداد کل مشاهدات می‌باشد. در نهایت، آماره z از رابطه (۶) به‌دست آمد:

$$Z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{V(S)}} & \text{for } S > 0 \\ 0 & \text{for } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{V(S)}} & \text{for } S < 0 \end{cases} \qquad (۶)$$

در این آزمون، فرض صفر (H_0) با گزاره "در سری داده‌های مشاهداتی روند وجود ندارد" و فرض مخالف (H_1) با گزاره "در سری مشاهدات روند وجود دارد" در نظر گرفته شد. در این مطالعه، سه سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد برای تحلیل روند ET_0 سالانه در نظر گرفته شد. اگر قدرمطلق آماره Z حاصل از معادله فوق، از مقدار نظیر جدول استاندارد نرمال در سطح معنی‌داری $\alpha/2$ بیشتر (یا مساوی) می‌گردید، فرض H_0 (مبنی بر عدم وجود روند در داده‌ها) رد شده، و فرض H_1 پذیرفته می‌شد و در غیر این‌صورت، یعنی اگر قدرمطلق Z محاسبه شده از مقدار نظیر جدول استاندارد نرمال کمتر می‌شد، فرض H_0 (فرض صفر) رد نمی‌شد.

تخمین‌گر شیب سن

در این روش شیب خط روند که با نماد β نشان داده می‌شود به‌صورت میانه همه شیب‌های جزئی ممکن بین هر دو مشاهده ممکن سری زمانی در نظر گرفته می‌شود. در این مطالعه شیب خط روند از رابطه (۷) به‌دست آمد (سن ۱۹۶۸):

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

$$\beta = \text{Median}\left(\frac{x_j - x_i}{j - i}\right), \quad \text{for all } j > i \qquad (۷)$$

اگر فاصله زمانی داده‌ها مساوی هم برابر با یک سال فرض شود در این صورت، واحد شیب خط روند به "واحد متغیر مورد بررسی در سال" (این مطالعه میلیمتر بر سال) خواهد بود.

تحلیل عاملی (FA)

در این پژوهش در هر ایستگاه، هفت متغیر اقلیمی شامل بارش (P)، میانگین دمای حداکثر (T_{max})، میانگین دمای حداقل (T_{min})، ، رطوبت نسبی هوا (Rh)، میانگین سرعت باد (wind)، ساعات آفتابی واقعی (sun) و نیز ET_0 در مقیاس ماهانه انتخاب شد. قبل تجزیه، ضریب همبستگی (r) بین هر جفت از فراسنج‌های اقلیمی در هر ایستگاه محاسبه شد. در هر ایستگاه نتایج محاسبات در یک ماتریس موسوم به ماتریس هبستگی (**R**) نوشته شد. معنی‌داری ضرایب همبستگی در سطح $\alpha/2$ با استفاده از آمارهt مطابق رابطه (۸)استفاده شد (هرش و همکاران ۱۹۹۳):

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \qquad (۸)$$

دررابطه(۸) r ضریب همبستگی، n تعداد جفت مشاهدات و α سطح معنی‌داری می‌باشد. این آماره با مقدار نظیر جدول t استیودنت با درجه آزادی n-2 و سطح معنی‌داری α مقایسه شد. اگر t بدست آمده از رابطه فوق بزرگتر از t مستخرج از جدول استیودنت می‌بود آنگاه r معنی‌دار و در غیر این صورت، غیرمعنی‌دار تلقی شد.

دترمینان ماتریس همبستگی (**R**) نیز برای هر کدام از ایستگاه‌ها حساب شد. این عدد برای تحلیل پدیده چند هم خطی بین سری داده ها مهم است. در صورت بیشتر بودن مقدار این دترمینان از یک عدد پیش فرض (در اینجا معادل ۰/۰۰۰۱ برابر با رقم پیشنهادی در بخش help نرم افزار SPSS) اقدام به تجزیه FA می‌گردید. در غیر این صورت، ناگزیر باید یکی از متغیرها (بدلخواه) که با دیگر متغیرها همبستگی زیادی (به‌عنوان مثال $r>0.8$) داشته باشد، حذف شود و با این فن مشکل چند همخطی حل و FA با متغیرهای باقی مانده (پس از حذف) اجرا می‌گردد. برای قابل مقایسه بودن نتایج تفسیر در این مطالعه دو عامل اصلی نگاه داشته شد. از چرخش محورها به‌صورت متعامد با روش واریماکس بهره گرفته شد. ضرایب عامل‌ها محاسبه شد و پس از چرخش، ضرایب بزرگ در خصوص هر عامل (مثلا بزرگ تر از ۰/۴) مشخص و عامل مذکور براساس این فراسنج‌ها نام‌گذاری شد. این تجزیه برای یکایک ایستگاه‌ها در نرم افزار SPSS انجام شد. جزئیات FA در متون آماری مانند هارمن (۱۹۷۶)، بازیلوسکی (۱۹۹۴)، رنچر (۱۹۹۵) و مانلی (۱۹۹۴) قابل دست‌یابی است.

نتایج و بحث

جدول ۲ خلاصه نتایج مربوط به روند تغییرات ET_0ایستگاه‌ها را با روش من-کندال نشان می‌دهد. در همه ایستگاه‌ها (به‌جز زنجان) روند ET_0 سالانه مثبت و معنی‌دار (در سطح ۱، برخی ۵ و بقیه ۱۰ درصد) می‌باشد. بیشترین آماره Z مربوط به ایستگاه تهران برابر با ۴/۴۶ بود. پس از آن ایستگاه‌های قزوین و سبزوار با دارا بودن آماره Z به‌ترتیب معادل با ۴/۲۴ و ۳/۶۲ در ردیف‌های دوم و سوم جای گرفتند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در این ایستگاه‌ها به مرور زمان ET_0 به‌طور بسیار

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

معنی‌دار (در سطح ۱ درصد) افزایش یافته است. روند ET_0 در همه ایستگاه‌ها (به‌جز زنجان که روند آن نزولی و غیر معنی‌دار بود) در سایر ایستگاه‌ها صعودی بود. در ایستگاه‌های سمنان و اردبیل روند صعودی در سطح ۵ درصد معنی‌دار بود. شیب خط روند ایستگاه‌ها غالبا صعودی بود بیشترین شیب خط روند متعلق به ایستگاه سبزوار معادل ۸/۵۲ میلیمتر در سال می‌باشد. پس از آن بیشترین شیب متعلق به ایستگاه‌های سمنان و تهران به‌ترتیب با شیب ۵/۳۱ و ۵/۲۷ میلیمتر در سال است. شیب خط روند ایستگاه زنجان منفی است ومقدار آن معادل ۰/۸۹ – میلیمتر در سال می‌باشد.

جدول ۲- خلاصه نتایج تحلیل روند تغییرات ET_0ایستگاه‌های منتخب در بخش‌های جنوبی کوه البرز

ردیف	ایستگاه	β	Z	نتیجه آزمون من کندال
۱	سمنان	۵/۳۱	۱/۷۱	*
۲	اردبیل	۲/۳۹	۲/۲۱	**
۳	زنجان	-۳/۱۷	-۰/۸۹	NS
۴	تهران(مهرآباد)	۵/۲۷	۴/۴۶	***
۵	قزوین	۴/۲۷	۴/۲۴	***
۶	سبزوار	۸/۵۲	۳/۶۲	***

توجه: در این جدول نمادهای *، **، *** و NS به ترتیب به منزله معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵، ۱ درصد و غیرمعنی‌دار است.

جدول ۳ نتایج ماتریس همبستگی **R** را به‌عنوان نمونه برای ایستگاه تهران نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال، ضریب همبستگی (r) بین متغیرهای بارش و حداکثر دما در ایستگاه تهران ۰/۶۱۴- است. بیشترین مقدار r معادل ۰/۹۴۶ است که مابین متغیرهای حداکثر دما و حداکثر دما به‌دست آمد. از سویی، کمترین مقدار r معادل ۰/۱۴۴ می یاشد که مابین سرعت باد و **بارش** به‌دست آمد. نیمه پایین جدول مذکور، سطح معنی‌داری مقادیر r ها را نشان می‌دهد. در این نیمه، ارقامی که از 0.05 (به‌طور پیش فرض برای آزمون معنی‌داری) کمتر هستند، معنی‌دارند.

رسم نمودار صخره‌ای برای ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان داد که هر منحنی از چپ به راست دارای شیب کاهشی تند بوده و از مقدار ویژه سوم به بعد شیب آن به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، مقادیر ویژه اول و دوم همه ایستگاه‌ها به‌طور قابل ملاحظه‌ای بزرگتر از مقادیر نظیر بعدی هستند. بنابراین، در هر ایستگاه، دو مولفه نخست برای تحلیل در نظر گرفته شد.

جدول ۳- ماتریس همبستگی (R) بین متغیرهای استاندارد شده اقلیمی در مقیاس ماهانه در تهران.

متغیر هواشناسی	بارش	حداکثر دما	حداقل دما	رطوبت نسبی	ساعات آفتابی
حداکثر دما	-۰/۶۱۴***				
حداقل دما	-۰/۵۷۰***	۰/۹۴۶***			
رطوبت نسبی	۰/۶۹۱***	-۰/۸۹۰***	-۰/۸۲۴***		
ساعات آفتابی	-۰/۶۶۳***	۰/۹۱۴***	۰/۸۵۱***	-۰/۸۵۴***	
سرعت باد	۰/۱۴۴***	۰/۳۴۹***	۰/۳۱۷***	-۰/۴۲۵***	۰/۳۵۵***

توجه: علامت سه ستاره به منزله معنی‌داری در سطح ۱٪ است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

جدول ۴ مقادیر ویژه، واریانس و واریانس تجمعی حاصل از PCA **و** FA مقادیر متغیرهای استاندارد شده اقلیمی در ایستگاه‌های منتخب را قبل و پس از چرخش وریماکس نشان می‌دهد. در این جدول ستون اول شماره مولفه، ستون‌های ۲ تا ۴ بترتیب مقادیر ویژه، درصدهای واریانس و واریانس تراکمی دو مولفه انتخاب شده قبل از چرخش و سه ستون اخر، این مقادیر را پس از چرخش وریماکس نشان می‌دهد. می‌توان دید که با نگاه‌داشتن دو مولفه اول و حذف سایر مولفه ها، در ایستگاه تهران واریانس تراکمی دو مولفه اول تغییری نداشته‌اند. واریانس مولفه اول بین ۳۸/۷۱ درصد درایستگاه سمنان تا ۷۱/۸۳ درصد در ایستگاه تهران را شامل شده است. دو مولفه نخست در مجموع بین ۵۶/۰۲ درصد در ایستگاه سمنان تا ۸۶/۶۵ درصد در ایستگاه تهران را توجیه می‌کند. مجموع مقادیر ویژه معادل ۶ بود که برابر با تعداد متغیرهای اقلیمی است.

با انتخاب دو عامل اول مجموع درصد واریانس، واریانس هرعامل بعد از چرخش بدون تغییر باقی مانده ولیکن درصد واریانس هر عامل اندکی تغییر یافته است. مثلا در ایستگاه تهران عامل اول واریانسی معادل ۷۱/۸۳ درصد را توجیه می‌کند . پس از چرخش واریانس عامل اول از۷۱/۸۳ درصد به ۶۶/۵۲ درصد کاهش یافته، اما عامل دوم از ۱۴/۸۲ درصد **به** ۲۰/۱۳ درصد افزایش یافته است. درعین حال، مجموع واریانس این دو عامل ثابت مانده است. در دیگر ایستگاه‌ها دامنه تغییر در واریانس دو مولفه اول از۵۶/۰۲ درصد در ایستگاه سمنان تا ۸۶/۶۵ درصد در ایستگاه تهران تغییر می‌کند. ضرایب عامل‌ها در خصوص هریک از متغیرهای اقلیمی شش‌گانه بین ۱- و۱+ می‌باشد. در ایستگاه تهران عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگ تر برای متغیرهای T_{max}, Sun **و** T_{min} می‌باشد که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۳۱، ۰/۹۱۵ و ۰/۸۹۸ است از طرفی این عامل دارای ضرایب منفی بزرگ برای متغیرهای Rh و باران می‌باشد که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۸۹۴- و ۰/۸۱۰- است. در این ایستگاه عامل دوم پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگتر برای متغیر سرعت باد معادل ۰/۹۶۹ می‌باشد.

در ایستگاه اردبیل عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگ تر برای متغیرهای حداکثر دما ، حداقل دما وساعات آفتابی است که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۷، ۰/۹۶ و ۰/۸۸ است از طرفی این عامل دارای ضرایب منفی بزرگ نیست. در این ایستگاه عامل دوم پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگ تر برای بارش معادل ۰/۷ و ضریب منفی بزرگ برای متغیر سرعت باد معادل ۰/۷۴- است. در ایستگاه قزوین عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگتر برای متغیرهای حداکثر دما ، حداقل دما وساعات آفتابی می‌باشد که مقادیر آنها به‌ترتیب معادل ۰/۹۶، ۰/۹۲ و ۰/۹۱ است از طرفی این عامل دارای ضرایب منفی بزرگ برای متغیرهای رطوبت نسبی هوا و بارش می‌باشد که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۱ و ۰/۷۳ است. عامل دوم دارای ضریب مثبت بزرگ برای متغیر سرعت باد است که مقدار آن یک می‌باشد. در ایستگاه سمنان عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگ تر برای متغیرهای حداکثر دما ، حداقل دما و ساعات آفتابی می‌باشد که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۸، ۰/۹۶ و ۰/۹۴ است. این عامل دارای ضریب منفی بزرگ برای متغیر رطوبت نسبی هوا برابر با ۰/۹۵- می‌باشد. عامل دوم دارای ضریب مثبت بزرگ برای متغیر سرعت باد است که مقدار آن ۰/۹۹ می‌باشد. در ایستگاه سبزوار عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگ تر برای متغیرهای رطوبت نسبی هوا و باران است که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۳ و ۰/۷۶ می‌باشد. این عامل دارای ضریب منفی بزرگ برای متغیر ساعات آفتابی برابر با ۰/۹- است. عامل دوم دارای ضریب مثبت بزرگ برای متغیر سرعت باد و حداقل

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

دما است که مقدار آن ۰/۸۲ و ضریب منفی بزرگ برای متغیر حداقل است معادل ۰/۵۸- می‌باشد. در ایستگاه زنجان عامل اول پس از چرخش وریماکس، دارای ضریب مثبت بزرگتر برای متغیرهای حداکثر دما **و** حداقل دما می‌باشد که مقادیر آن‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۹۵ و ۰/۹۲ است. این عامل دارای ضریب منفی بزرگ برای متغیر رطوبت نسبی هوا برابر با ۰/۹- است. عامل دوم دارای ضریب مثبت بزرگ برای متغیر سرعت باد است که مقدار آن ۰/۹۳ می‌باشد.

جدول ۴- مقادیر ویژه، واریانس و واریانس تجمعی حاصل از PCA و FA و مقادیر متغیرهای استاندارد شده اقلیمی در ایستگاههای منتخب قبل و پس از چرخش

ایستگاه تهران				قبل از چرخش			بعد از چرخش		
شماره عامل	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی
۱	۳۱۰/۴	۸۲۸/۷۱	۸۲۸/۷۱	۳۱۰/۴	۸۲۸/۷۱	۸۲۸/۷۱	۹۹۱/۳	۵۱۸/۶۶	۵۱۸/۶۶
۲	۸۸۹/۰	۸۲۱/۱۴	۶۴۹/۸۶	۸۸۹/۰	۸۲۱/۱۴	۶۴۹/۸۶	۲۰۸/۱	۱۳۱/۲۰	۶۴۹/۸۶
۳	۴۸۹/۰	۱۴۴/۸	۷۹۳/۹۴						
۴	۱۴۱/۰	۳۴۶/۲	۱۳۹/۹۷						
۵	۱۳۷/۰	۲۸۵/۲	۴۲۳/۹۹						
۶	۰۳۵/۰	۵۷۷/۰	۰۰۰/۱۰۰						

ایستگاه اردبیل				قبل از چرخش			بعد از چرخش		
شماره عامل	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی
۱	۹۶۰/۲	۳۳۰/۴۹	۳۳۰/۴۹	۹۶۰/۲	۳۳۰/۴۹	۳۳۰/۴۹	۸۰۲/۲	۶۹۷/۴۶	۶۹۷/۴۶
۲	۱۷۲/۱	۵۳۴/۱۹	۸۶۴.۶۸	۱۷۲/۱	۵۳۴/۱۹	۸۶۴.۶۸	۳۳۰/۱	۱۶۷/۲۲	۸۶۴/۶۸
۳	۹۰۷/۰	۱۱۹/۱۵	۹۸۴/۸۳						
۴	۷۰۷/۰	۷۸۷/۱۱	۷۷۰/۹۵						
۵	۲۲۴/۰	۷۳۸/۳	۵۰۹/۹۹						
۶	۰۲۹/۰	۴۹۱/۰	۰۰۰/۱۰۰						

ایستگاه قزوین				قبل از چرخش			بعد از چرخش		
شماره عامل	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی
۱	۹۴۳/۳	۷۲۱/۶۵	۷۲۱/۶۵	۹۴۳/۳	۷۲۱/۶۵	۷۲۱/۶۵	۹۴۰/۳	۶۷۰/۶۵	۶۷۰/۶۵
۲	۹۹۸/	۶۴۰/۱۶	۳۶۱/۸۲	۹۹۸/	۶۴۰/۱۶	۳۶۱/۸۲	۰۰۱/۱	۶۹۱/۱۶	۳۶۱/۸۲
۳	۵۹۴/۰	۹۰۸/۹	۲۶۹/۹۲						
۴	۲۲۷/۰	۷۷۷/۳	۰۴۶/۹۶						
۵	۱۶۸/۰	۸۰۷/۲	۸۵۳/۹۸						
۶	۰۶۹/۰	۱۴۷/۱	۰۰۰/۱۰۰						

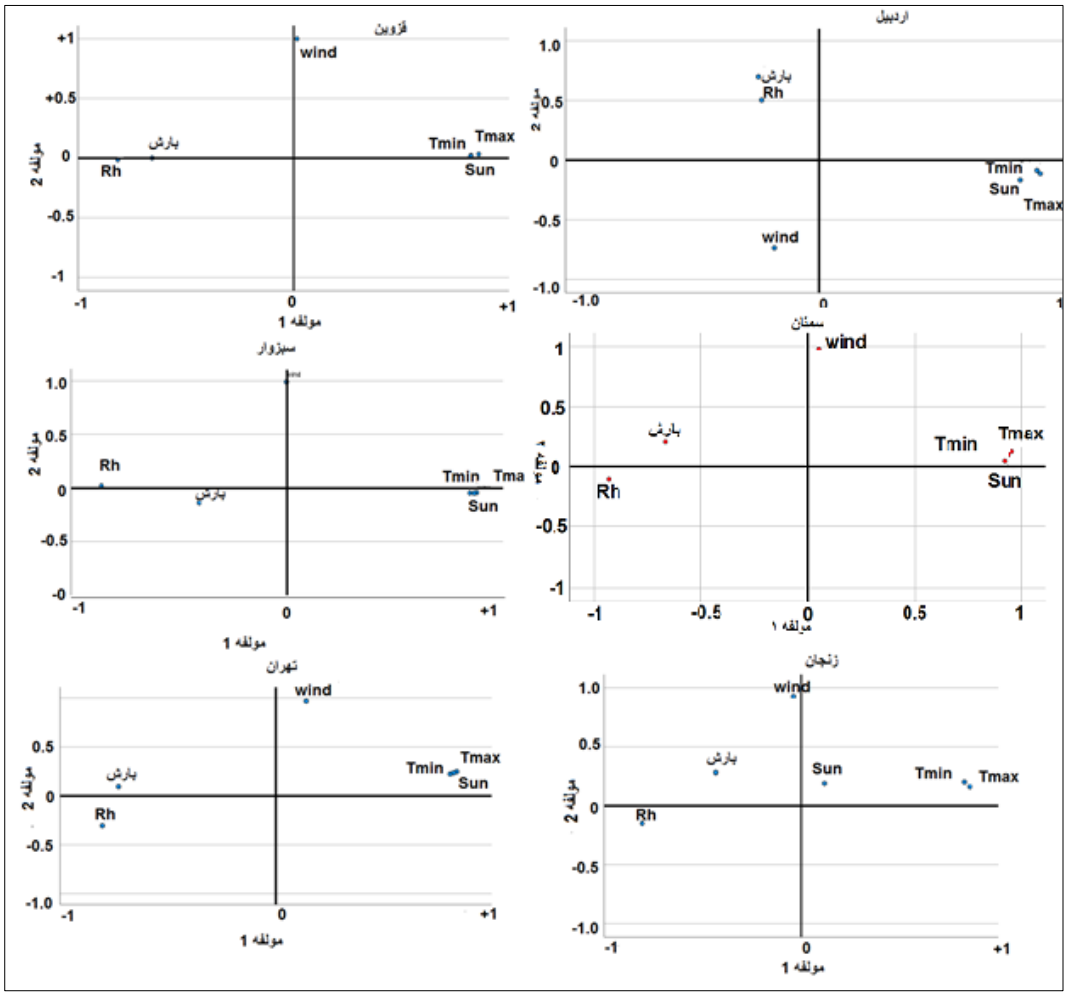
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

ایستگاه سمنان						بعد از چرخش		
شماره عامل	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی
۱	۳۲۳/۲	۷۰۸/۳۸	۷۰۸/۳۸	۳۲۳/۲	۷۰۸/۳۸	۷۰۸/۳۸	۳۱۹/۲	۶۵۲/۳۸	۶۵۲/۳۸
۲	۰۳۹/۱	۳۰۹/۱۷	۰۱۸/۵۶	۰۳۹/۱	۳۰۹/۱۷	۰۱۸/۵۶	۰۴۲/.۱	۳۶۵/۱۷	۰۱۸/۵۶
۳	۹۹۸/۰	۶۲۷/۱۶	۶۴۴/۷۲						
۴	۹۵۲/۰	۸۷۲/۱۵	۵۱۷/.۸۸						
۵	۵۱۹/۰	۶۴۳/۸	۱۵۹/۹۷						
۶	۱۷۰/۰	۸۴۱/۲	۰۰۰/۱۰۰						

ایستگاه زنجان						بعد از چرخش		
شماره عامل	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی	مقدار ویژه	٪ واریانس	٪ واریانس تجمعی
۱	۸۵۲/۲	۵۳۶/۴۷	۵۳۶/۴۷	۸۵۲/۲	۵۳۶/۴۷	۵۳۶/۴۷	۷۹۵/۲	۵۸۷/.۴۶	۵۸۷/۴۶
۲	۰۱۰/۱	۸۳۰/۱۶	۳۶۶/۶۴	۰۱۰/۱	۱۶/۸۳۰	۳۶۶.۶۴	۰۶۷/۱	۱۷/۷۷۹	۳۶۶/۶۴
۳	۹۸۳/۰	۳۸۵/۱۶	۷۵۱/۸۰						
۴	۸۷۶/۰	۵۹۶/۱۴	۳۴۷/۹۵						
۵	۲۴۷/۰	۱۱۶/۴	۴۶۳/۹۹						
۶	۰۳۲/۰	۵۳۷/۰	۰۰۰/۱۰۰						

شکل ۲ موقعیت هندسی ایستگاه‌ها را در صفحه دو ضریب عامل نخست (F1-F2) نشان می‌دهد. هدف از این شکل مشخص کردن پارامترهای موثر بر تبخیر-تعرق میباشد. در این شکل موقعیت هر متغیر اقلیمی نشان داده شده و همانگونه که از این شکل استنباط می‌شود،الگوی مکان هندسی متغیرهای اقلیمی در صفحه مذکور برای همه ایستگاه‌ها (بجز سمنان) کم و بیش مشابه هم می‌باشند. به‌عنوان مثال، متغیرهای حداکثر دما، حداقل دما و ساعات آفتابی واقعی در این ایستگاه‌ها در سمت راست شکل طوری قرار دارند که ضریب مولفه اول آن‌ها به یک و ضریب مولفه دوم آن‌هابه صفر نزدیک است. تقریبا در همه ایستگاه‌ها (به‌جز سمنان) متغیرهای بارش و رطوبت نسبی دارای ضریب مولفه اول منفی هستند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]



شکل ۲- موقعیت هندسی ایستگاه‌های منتخب در صفحه ضرایب عامل‌های اول و دوم (F1-F2)

نتایج و بحث

در این مطالعه میزان ET_0 در شش ایستگاه هواشناسی همدید که در دامنه‌های جنوبی رشته کوه البرز قرار دارند، با روش پنمن مانتیث فائو تخمین زده شد. بدیهی است که این پارامتر خود معلول تغییر در پارامترهای دیگر اقلیمی مانند ساعات آفتابی واقعی، سرعت باد، حداکثر درجه حرارت هوا، حداقل درجه حرارت هوا، بارش و رطوبت نسبی هوا است. از سویی هر یک از متغیرهای هواشناسی با متغیر دیگر می‌تواند همبستگی (مثبت یا منفی) معنی‌دار داشته باشد. بر این اساس، به‌نظر می‌رسد که اگر متغیرهای اقلیمی وابسته به‌هم به تعداد کمی متغیر مستقل از هم (بنام عامل‌های مستقل از هم) تبدیل شوند مفید خواهد بود. در مطالعه حاضر این مهم با روش تجزیه به عامل‌ها برای پنج ایستگاه واقع در دامنه‌های جنوبی البرز به انجام رسید. قبل از تجزیه به عامل‌ها مقدار ET_0 در هر ایستگاه و برای میانگین هر ماه با روش فائو پنمن-مانتیس براورد شد. با جمع مقادیر ماهانه مقادیر نظیر سالانه نیز حاصل شد. نتایج نشان دادند که دامنه تغییرات ET_0 سالانه این منطقه در دوره آماری سی ساله به‌طور تقریب در دوره تاریخی درایستگاه اردبیل بین ۸۰۰ تا ۱۱۰۰ میلیمتر در سال متغیراست. از

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

سویی این دو رقم در ایستگاه سبزوار بین ۱۲۰۰ میلیمتر تا ۱۷۰۰ میلیمتر تغییر می‌کند. بررسی چشمی نمودارهای سری زمانی این پارامتر نشان از صعودی بودن ET_0 سالانه این ایستگاه دارد. بررسی‌های دقیقتر با روش MK سری زمانی ET_0 سالانه نشان داد که در همه ایستگاه‌ها (به‌جز زنجان) روند ET_0 روند متعلق به ایستگاه سبزوار معادل ۸/۵۲ میلیمتر در سال است. این نتیجه با یافته‌های دین پژوه و همکاران (۲۰۱۱) که برای ایستگاه مشهد مقدار ۴/۴ را برای آماره Z مان-کندال سری سالانه ET_0 گزارش کرده کاملا همحوانی دارد. حجابی و همکاران (۱۴۰۱) نیز روند افزایشی معنی‌دار را در ET_0 ایستگاه‌های حوضه دریاچه ارومیه گزارش کرده‌اند.

در مطالعه دین پژوه و همکاران (۲۰۱۸) نیز برای ایستگاه اردبیل مقدار ۱/۹ برای آماره Z مان-کندال سری سالانه ET_0 گزارش شده است که با یافته های مطالعه حاضر کاملا همحوانی دارد.تحقیقات پیشین ثابت کرده است که منطقه مورد مطالعه جزو نواحی خشک ونیمه خشک است از سویی نتایج مطالعه حاضر نشان داد که میزان ET0 در این ناحیه در اکثر ایستگاهها افزایش یافته است.در نتیجه می توان نتیجه گرفت که قابلیت دسترسی به آب در این ناحیه هم برای اهداف آشامیدنی وهم برای کشاورزی ومحیط زیست محدودتر شده است در نتیجه اگر سازگاری باشرایط فوق در نظر گرفته شود لازم است در مصرف آب در منطقه مورد مطالعه صرفه جویی گردد این امر با کشت محصولات با نیاز ابی کم به جای محصولات آب پسند (مانند برنج ،صیفیجات ، یونجه وعلوفه) مقدور است.

با این وصف می‌توان نتیجه گرفت که میزان ET_0 در ایستگاه‌ها با تندترین شیب، نوساناتی داشته که این افزایش در مجموع چهل سال گذشته، به‌طور متوسط بیش از ۳۴۱ میلیمتر بوده است با توجه به این‌که ناحیه دامنه‌های جنوبی کوه البرز از نواحی کم باران کشور محسوب می‌شود (دین پژوه و همکاران ۲۰۰۴) بنابراین، افزایش نرخ تبخیر-تعرق در این منطقه شرایط نامطلوبی را برای زیست بوم فراهم می‌سازد. در مطالعه حاضر برای پاسخ به این سوال که کدام متغیر (ها) روی ET_0 منطقه اثر نسبی بیشتری دارند از روش FA استفاده شد.پیش نیاز روش FA انجام روش PCA است. بدین منظورابتدا در هر ایستگاه روش PCA انجام شد. پس از رسم نمودار صخره‌ای و انتخاب تعداد مولفه‌های اصلی روش FA نیز به انجام رسید. نتایج نشان دادند که بیشتر ایستگاه‌ها با دو مولفه اول قادر به توجیه واریانس قابل توجهی از داده ها هستند. به‌عنوان مثال در ایستگاه تهران دو عامل نخست تا ۸۶/۶۵ درصد واریانس را توجیه نمود. این دو عامل مستقل از هم بوده و ضرایب دو عامل نخست برای هریک از متغیرهای اقلیمی محاسبه شد. مجموع مقادیر ویژه با توجه به ابعاد ماتریس همبستگی معادل ۶ بود که آن نیز برابر با تعداد متغیرهای اقلیمی منتخب می‌باشد. در هر ایستگاه بیشترین ضریب متعلق به یکی از متغیرهای اقلیمی است. نتایج نشان دادند که عامل اول در اغلب ایستگاه‌ها به دمای هوا مربوط است. درحالی‌که در اغلب ایستگاه‌ها عامل دوم بیشتر به سرعت باد تعلق دارد. بی‌تردید، شیب صعودی در ET_0 ایستگاه‌ها نیاز آبی گیاهان مختلف را افزایش می‌دهد. بارش‌ها در منطقه اغلب روند نزولی دارند (دین پژوه ۲۰۱۴). در مطالعه دین پژوه (۲۰۱۴) مقدار آماره Z مان-کندال سری بارش‌های سالانه ایستگاه اردبیل ۲/۲- گزارش شده است که نشان دهنده روند نزولی معنی دار بارش است. همین گزارش برای بارش‌های سالانه ایستگاه زنجان مقدار آماره Z مان-کندال را ۱/۳- (غیرمعنی دار) گزارش کرده است. با این حال در ایستگاه تهران روند بارش سالانه صعودی (غیرمعنی دار) و مقدار آماره Z مان-کندال آن ۱/۳۳ گزارش شده است (ناظری‌تهرودی و همکاران ۲۰۱۶). براساس گزارش ایشان در ایستگاه زنجان روند بارش سالانه نزولی (معنی دار) و مقدار آماره Z مان-کندال آن ۲/۳۵-

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

، در ایستگاه اردبیل ۱/۳- و در ایستگاه قزوین ۱/۷۹- اما در ایستگاه سمنان ۰/۳۰۴ بوده است. روند بارش‌های سالانه در بیش از ۸۹ درصد کشور نزولی (اعم از معنی‌دار و غیرمعنی‌دار) گزارش شده است (عساکره و همکاران ۲۰۲۱).

کاهش بارش توام با افزایش تبخیر و تعرق لزوم تجدید نظر اساسی در انتخاب نوع کشت، مدیریت کاشت محصولات زراعی و استفاده بهینه از آب را ایجاب می‌کند. کاهش سطح زیر کشت محصولات آبدوست، استفاده از ارقام مقاوم به خشکی در غلات دیم، عدم کشت برخی از محصولات، ممنوع کردن توسعه باغات و مزارع جدید در منطقه قویا توصیه می‌شود. افزایش محسوس و معنی‌دار در ET_0 ایستگاه‌های مورد مطالعه و کاهش معنی دار بارش در اغلب آن‌ها زنگ خطر کمبود آب را برای تصمیم‌گیران صنعت آب منطقه به صدا درآورده است. به‌نظر می‌رسد، سازگاری با شرایط فعلی طبیعت یگانه راه استفاده پایدار از منابع طبیعی منطقه از جمله آب می‌باشد.

سپاسگزاری

از سازمان هواشناسی کشور که داده‌های موردنیاز این مطالعه را در اختیار قرار دادند، سپاسگزاری می‌شود. ضمنا از داوران محترم که با ارائه نکات ارزشمند، در بهبود کیفیت مقاله نقش ایفا نمودند، قدردانی می‌شود.

منابع

اسمعیل‌پور مرضیه و دین‌پژوه یعقوب (۱۳۹۱). تحلیل روند بلند مدّت تبخیر-تعرّق پتانسیل درحوضه جنوبی رود ارس، جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، مقاله ۱۲، دوره ۲۳، شماره ۳: ۲۱۰-۱۹۳.

بابامیری امید و دین‌پژوه یعقوب. (۱۳۹۳). مقایسه و واسنجی نه روش تخمین تبخیر-تعرق گیاه مرجع مبتنی بر انتقال جرم در حوضه آبریز دریاچه ارومیه. پژوهشهای حفاظت آب و خاک (گرگان)، ۲۱(۵): ۱۳۵-۱۵۳.

بابامیری امید و دین‌پژوه یعقوب. (۱۳۹۵). مقایسه و ارزیابی بیست روش تخمین تبخیر-تعرّق گیاه مرجع مبتنی بر سه دسته کلیّ دمای هوا، تابش خورشید و انتقال جرم در حوضه آبریز دریاچه ارومیه، نشریه علوم آب و خاک (علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی)، سال بیستم، ۷۷: ۱۶۱-۱۴۵.

حجابی سمیه، رضائیان حسن و وظیفه خواه محمد امین (۱۴۰۱) بررسی متغیرهای هواشناسی مؤثر در روند تبخیر-تعرق مرجع در حوضه دریاچه ارومیه. مهندسی آبیاری و آب ایران ۴۸: ۳۱۰-۳۳۳.

دین پژوه یعقوب (۱۳۹۰)، تجزیه و تحلیل روند تغییرات زمانی تبخیر-تعرّق گیاه مرجع (ET_0) در ایستگاه همدان (نوژه)، فصلنامه فضایی جغرافیایی دانشگاه آزاد اسلامی اهر، سال یازدهم، شماره ۳۴: ۲۸۶-۲۶۰.

دین پژوه یعقوب ، جهانبخش-اصل سعید، موسوی جهانی لیلا (۱۴۰۰). مدلسازی تبخیر و تعرق بالقوه با استفاده از فراسنجهای هواشناسی (مطالعه موردی: حوضه دریاچه اورمیه). نشریه جغرافیا و برنامه ریزی ۲۵(۷۵): ۱۲۷-۱۳۹.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]

[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

رضاپور، ام‌البنی، امیری، میثم، ابراهیمی، محبوبه و امینی‌راگان، امین (۱۳۹۸) بررسی خشکسالی درنیمه جنوبی استان گلستان با استفاده از روش تجزیه به عامل‌ها و GIS. مهندسی آبیاری و آب ایران ۳۵: ۱۲۵-۱۴۲.

رضایی بنفشه، مجید، جهانبخش اصل، سعید، مسعودیان، سید ابوالفضل و جعفری شندی، فاطمه (۱۳۹۷)، پهنه بندی تبخیر-تعرّق پتانسیل استان آذربایجان شرقی به کمک داده‌های دورسنجی فرآورده مودیس، جغرافیای طبیعی ۱۱(۴۱): ۴۸-۳۸.

سبزی پرور، علی اکبر، تفضلی، فرزین، زارع ابیانه، حمید، موسوی بایگی، محمّد، غفوری، محمّد، محسنی موحّد، سیّد اسدالله و مریانجی زهره (۱۳۸۷) ، مقایسه چند مدل برآورد تبخیر-تعرّق گیاه مرجع در یک اقلیم سرد نیمه خشک، به منظور استفاده بهینه از مدل‌های تابش، مجلّه آب و خاک، دوره ۲۲، شماره ۲، شماره پیاپی۶۵: ۳۴۰-۳۲۸.

شیرزاد، منیر، فیضی، هاجر و رضایی بنفشه مجید (۱۴۰۱) شبیه‌سازی تبخیر تعرق روزانه گیاه مرجع با استفاده از روش هوش مصنوعی و مقایسه آن با روش‌های تجربی (مطالعه موردی: آذربایجان شرقی). نشریه علمی جغرافیا و برنامه‌ریزی ۲۶(۸۰): ۱۸۳-۱۷۱.

عسگری، شمس‌اله، صفاری، امیر و فتحی حجت اله (۱۳۹۷) بررسی توان سیل‌خیزی در حوضه آبریز جعفرآباد. نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال ۱۸، ۵۰: ۹۰-۷۷.

وزیری، ژاله، سلامت، علیرضا، انتصاری، محمد رضا، مسچی، محمود، حیدری، نادر و دهقانی سانیچ، حسین (۱۳۸۷)، تبخیر-تعرّق گیاهان (دستورالعمل محاسبه آب مورد نیاز گیاهان). ترجمه و تدوین:گروه کار استفاده پایدار از منابع آب برای تولید محصولات کشاورزی، کمیته ملّی آبیاری و زهکشی ایران، چاپ اوّل، تهران: کمیته ملّی آبیاری و زهکشی ایران، ۳۵۵ صفحه.

Allen, R.G. Pereira, L.S. Raes, D. & Smith, M, (1998), Crop Evapotranspiration Guidelines for computing crop water requirements. FAO Irrigation and Drainage, 56300 p.

Asakereh, H., Masoodian, S. A., & Tarkarani, F. (2021). Long term trend detection of annual precipitation over Iran in relation with changes in frequency of daily extremes precipitation. Journal of Geography and Environmental Hazards, 9(4), 123-143. doi: 10.22067/geoeh.2021.67028.0.(In Persian with English Abstract)

Babamiri, O. & Dinpashoh Y. (2015) Comparison and Calibration of Nine Mass Transfer- Based Reference Crop Evapotranspiration Methods at Urmia Lake Basin. Journal of Water and Soil Conservation, 21(5), 135-153. (In Persian with English Abstract)

Bakhtiari, B., N. Ghahreman, A. M. Liaghat & Hoogenboom G. (2011), Evaluation of reference evapotranspiration models for a semiarid environment using lysimeter measurements. Journal of Agricultural Science and Technology, 13, 223-237.

Basilevsky, A., (1994). Statistical Factor Analysis and Related Methods: Theory and Applications, Wiley, New York.

Biazar, S.M., Dinpashoh Y., and Singh V.P. (2019) Sensitivity analysis of the reference crop evapotranspiration in a humid region. Environmental Science and Pollution Research, 26: 32517–32544.

Chiew F.H.S., Kamaladasa, N.N., Malano, H.M. & McMahon, T.A. (1995) Penman-Monteith, FAO-24 reference crop evapotranspiration and class-A pan data in Australia. Agricultural Water Management, 28(1), 9-21.

Dinpashoh, Y. (2006) Study of reference crop evapotranspiration in I.R. of Iran. Agricultural Water Management, 84(1-2), 123-129. https://doi.org/10.1016/j.agwat.2006.02.011

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

Dinpashoh, Y., Fakheri-Fard, A., Moghaddam, M., Jahanbakhsh, S. & Mirnia, M. (2004) Selection of variables for the purpose of regionalization of Iran's precipitation climate using multivariate methods. Journal of Hydrology, 297(1–4), 109-123. https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2004.04.009

Dinpashoh, Y., Jahanbakhsh asl, S., Rasouli, A.A., Foroughi M. & Singh V.P. (2018) Impact of climate change on potential evapotranspiration (case study: west and NW of Iran). Theoretical and Applied Climatology, 136, 185-201.https://doi.org/10.1007/s00704-018-2462-0

Dinpashoh, Y., Jahanbakhsh asl, S. & Foroughi M. (2019) Sensitivity Analysis of Evapotranspiration to Change in Meteorological Parameters in North-West and West of Iran. Journal of Water and Soil Resources Conservation, 8 (2), 1-14. (In Persian with English Abstract)

Dinpashoh, Y., Jahanbakhsh-Asl, S. & Mosavi Jahani, L. (2021) Modeling of potential reference evapotranspiration using the limited weather parameters (Case study: Urmia Lake basin). Geography and Planning, 25(75), 127-139. DOI: 10.22034/ws.2021.46416.2419

Dinpashoh, Y., Jhajharia, D., Fakheri-Fard, A., Singh, V.P. & Kahya, E. (2011) Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. Journal of Hydrology, 399(3-4), 422-433. https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.01.021

Esmaeilpour M., & Dinpazhooh Y. (2012) Analyzing long term trend of potential evapotranspiration in the Southern parts of the Aras River basin. Geography and Environmental Planning, 23(3), 193-210. (In Persian with English Abstract)

Ghorbani-Aghdam, M., Dinpashoh Y., and Mostafaeipour, A. (2013). Application of factor analysis in defining drought prone areas in Lake Urmia Basin. Natural Hazards, 69(1), 267-277. https://doi.org/10.1007/s11069-013-0706-y

Harman, H.H., (1976). Modern Factor Analysis, third ed., The University of Chicago Press.

Hirsch, R.M., Helsel, D.R., Cohn, T.A. & Gilory, E.J. (1993) Statistical Analysis of Hydrologic Data. In: Handbook of Hydrology, Ed., D.R., Maidment, McGRAW-HILL Book Co., New York.

Krishna, A.K. & Mohan, K.R. (2014) Risk assessment of heavy metals and their source distribution in waters of a contaminated industrial site. Environmental Science and Pollution Research, 21, 3653–3669. https://doi.org/10.1007/s11356-013-2359-5

Kendall, M.G., (1975). Rank Correlation Methods, 4th ed. Charles Griffin, London.

Man Y. (2024) Factor analysis and countermeasures for global warming based on data science methods. Proceedings of the 4th International Conference on Materials Chemistry and Environmental Engineering.

Manly, B.F.J. (1994) Multivariate Statistical Methods: A Primer, Chapman & Hall. New York.

Mann, H.B., (1945). Non-parametric tests against trend. Econometrica 33, 245–259.

Mohan, S., and Arumugam, N. (1996). Relative importance of meteorological variables in evapotranspiration: Factor analysis approach. Water Resources Management, 10, 1-20.

Mosaedi, A., Ghabaei Sough, M., Sadeghi, S.H., Mooshakhian, Y. & Bannayan, M. (2016) Sensitivity analysis of monthly reference crop evapotranspiration trends in Iran: a qualitative approach. Theoretical and Applied Climatology, 128 (3), 857-873. DOI 10.1007/s00704-016-1740-y

Nandagiri, L., and Kovoor, G. M. (2004). Sensitivity of FAO Penman–Monteith evapotranspiration estimates to alternative procedures for estimation of parameters. Journal of Irrigation and Drainage Engineering, 131(3), 238–248.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]

Nazeri Tahrudi, M., Khalili, K., & Ahmadi, F. (2016). Spatial and Regional Analysis of Precipitation Trend over Iran in the Last Half of Century. Water and Soil, 30(2), 643-654. doi: 10.22067/jsw.v30i2.39130 (In Persian with English Abstract)

Panda, U.C., Sundaray, S.K., Rath, P., Nayak, B.B. & Bhatta, D., (2006). Application of factor and cluster analysis for characterization of river and estuarine water systems–a case study: Mahanadi River (India). Journal of Hydrology, 331(3-4), 434-445.

Parchami Araghi F., Mirlatifi S.M., Ghorbani Dashtaki Sh., Vazifehdoust M. & Sadeghi Lari A. (2015) Development of a Disaggregation Framework toward the Estimation of Subdaily Reference Evapotranspiration: 2- Estimation of subdaily reference evapotranspiration using disaggregated weather data. Water and Soil, 29(6), 1721-1734. (Persian with English abstract)

Rencher, A.C., (1995). Methods of Multivariate Analysis, Wiley, New York.

Rezapour O., Amiri, M., Ebrahimi, M. & Aminirakan, A. (2019) Simulation of climate change effects on potato crop yield using AquaCrop plant growth model. Irrigation and Water Engineering, 9(3), 125-142. (In Persian with English Abstract)

Sabziparvar, A., Tafazoli, F., Aareabyaneh, H., Mousavi baygi, M., Ghafoori, M., Mohseni Movahed, S. & Merianji, Z. (2008). Comparison of some crop reference evapotranspiration models in a cold semi-arid climate to optimize the use of radiation models, Water and Soil, 22(2), 328-340. doi: 10.22067/jsw.v0i22.1033 (In Persian with English Abstract)

Sen, P.K., (1968). Estimates of the regression coefficients based on Kendall's tau. Journal of the American Statistical Association 63, 1379–1389.

Sharifi, A., & Dinpashoh Y. (2014) Sensitivity analysis of the Penman-Monteith reference crop evapotranspiration to climatic variables in Iran. Water Resources Management, 28, 5465-5476. doi:10.1007/s11269-014-0813-x

Singh, K.P., Malik, A., Mohan, D., & Sinha, S. (2004) Multivariate statistical techniques for the evaluation of spatial and temporal variations in water quality of Gomti River (India)—a case study. Water Research, 38(18), 3980-3992.

Tabari, H., Grismer M.E. & Trajkovic, S. (2013), Comparative analysis of 31 reference evapotranspiration methods under humid conditions. Irrigation Science, 31, 107–117.

Vaziri, J., Salamat, A., Entesari, M., Meschi, M., Hidari, N. & Dehghani Sanich, H. (2009) Crop Evapotranspiration (Guidelines for Computing Crop Water Requirements). Pp 355. (In Persian with English Abstract)

Zare Abyaneh H., Afruzi A., Mirzaei M., & Bagheri H. (2016) Forecasting the Reference Evapotranspiration Using Time Series Model. Water and Soil, 30(1), 99-111. (Persian with English abstract)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.24237892.1403.11.2.5.7]
[DOI: 10.61186/jsaeh.11.2.83]