

مدل‌سازی و تحلیل تأثیر ترکیبی متغیرهای هواشناسی بر قدرت تبخیری جو با استفاده از معادله

ساختاری (مطالعه موردی: شهرستان تبریز)^۱

علی محمد خورشید دوست^۱، سعید جهانبخش اصل^۲، حمید میرهاشمی^{۳*}، سعید فرزین^۴

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۵/۰۳

۱- ۲- استاد گروه آب و هواشناسی، دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز

۳- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز

۴- استادیار گروه آب و سازه‌های هیدرولیکی، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه سمنان

*مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: climate90@yahoo.com

چکیده

تبخیر از یک سطح آب تحت تأثیر عوامل هواشناسی و غیرهواشناسی قرار دارد. در این خصوص نقش عوامل هواشناسی تعیین‌کننده و به‌مراتب بیش از عوامل غیرهواشناسی است. در این مطالعه به‌منظور مدل‌سازی و ارزیابی تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم عوامل هواشناسی بر قدرت تبخیر دوره گرم شهرستان تبریز از تحلیل مسیر و همبستگی تفکیکی استفاده شد. بعد از نرمال کردن سری داده‌های برخی از متغیرها توسط توابع تبدیل جانسون، مدل مسیر قدرت تبخیر جو با استفاده از معادله ساختاری شکل گرفت. همبستگی چندگانه خروجی از مدل به مقدار ۰/۹۱۳ نشان‌دهنده دقت خوب مدل بود. ارزیابی ضرایب مسیر مستقیم و غیرمستقیم متغیرها نسبت به تبخیر حاکی از آن است که بیشترین و کمترین تأثیر مستقیم بر تبخیر را به‌ترتیب دما و فشار هوا بر عهده دارند. در صورتی که اختلاف فشار بخار جهت اشباع دارای بیشترین همبستگی با تبخیر بوده. همچنین در بیشتر موارد، مجموع تأثیر غیرمستقیم متغیرها بر تبخیر، بیش از تأثیر مستقیم آن‌ها است. از سویی تأثیر غیرمستقیم متغیری همچون فشار هوا در جهت مخالف با تأثیر مستقیم و کل آن به‌دست آمد، که همین عامل باعث کاهش همبستگی کل این متغیر با تبخیر شده بود. به‌طور کلی نتایج نشان داد که به‌کارگیری معادله ساختاری و همبستگی تفکیکی قادر به مدل‌سازی و کشف روابط ترکیبی و نسبتاً پیچیده متغیرهای جوی تا حد قابل قبولی هستند.

واژه‌های کلیدی: تبخیر، تحلیل مسیر، توابع جانسون، ضریب مسیر، نرمال‌سازی

۱- این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی اجرا شده در دانشگاه تبریز تحت عنوان پیش بینی پتانسیل تبخیر با حذف نویز داده‌ها در ایستگاه سینوپتیک تبریز است.

Modeling and Analysis of the Combined Effects of Meteorological Variables on Atmospheric Evaporative Potential Using Structural Equation (Case Study: Tabriz City)

AM Khorshiddoust¹, S Jahanbakhshasl², H Mirhashemi^{*3}, S Farzin⁴

Received: 07 July 2014

Accepted: 25 July 2015

1,2- Prof., Dept. of Climatology, University of Tabriz, Iran

3- PhD. Student., Dept of Climatology, University of Tabriz, Iran

4- Assistant Professor., Dept of Water and Hydraulic Structures, University of Semnan, Iran

*Corresponding Author Email :climate90@yahoo.com

Abstract

Evaporation from a water level is affected by non-meteorological and meteorological factors. In this regard the role of meteorological factors as determining elements is more than non-meteorological ones. In this study, path analysis and partial correlation methods were used for the purpose of modeling and evaluating of the direct and indirect influences of the meteorological factors on the evaporation in the warm period of Tabriz city. After normalization of some data series of variables through Johnson functions, the potential evaporation Path model of the atmosphere was formed by use of the structural equation. The output of multiple correlations showed a significant 0.913 amount of the optimum model. The evaluation of the indices for the direct and indirect paths of the variables proportional to the evaporation indicated that temperature and pressure had the highest direct effects on evaporation respectively, while the vapor pressure saturation deficit showed the highest correlation with evaporation. Also in the most cases, a variable such as air pressure in a reverse path with its direct effect showed a correlation and this is the reason for the reduction of the correlation between this variable and evaporation. Generally, the results indicated that the application of structural equation and the differential correlation can model and discover the complicated and synthetic relationship of the meteorological variables in an acceptable extent.

Key words: Evaporation, Johnson functions, Normalization, Path analysis, Path coefficient,

یکی از عوامل مهم در چرخه هیدرولوژی و ازجمله عوامل تعیین کننده معادلات انرژی در سطح زمین و توازن آب است که برآورد آن در حیطه‌های مختلف همچون آب و هواشناسی، هیدرولوژی، کشاورزی،

مقدمه

تبخیر - تعرق مهم‌ترین بخش تشکیل‌دهنده چرخه هیدرولوژیکی پس از بارش است و نیاز آبی گیاهان را تعیین می‌کند (دین‌پژوه و شریفی ۱۳۹۲) به عبارتی تبخیر

بخش اعظمی از آب ورودی به این شهرستان با تبعیت از قدرت تبخیر جو به بخار تبدیل شده و از دسترس خارج می‌شود بنابراین شناسایی عملکرد و چگونگی تأثیر متغیرهای هواشناسی بر میزان قدرت تبخیر جو می‌تواند سرلوحه برنامه‌ریزی جهت مقابله با این پدیده باشد که بدین ترتیب می‌توان تدابیر لازم را جهت کاهش آب از طریق قدرت تبخیر جو بکار برد. وانگهی در متون علمی جهان مطالعات گسترده‌ای در زمینه تبخیر چه در خارج و چه در داخل کشور صورت گرفته است که اعم این مطالعات منوط به تدوین و یا واسنجی معادلات تبخیر - تعرق مرسوم، یا تعیین تبخیر - تعرق برای یک گیاه خاص و یا روندیابی سری‌های زمانی این پدیده بوده است که ذیلاً به چندین نمونه از این مطالعات اشاره می‌شود.

جهانبخش و همکاران (۱۳۸۰) معادلات تخمین تبخیر - تعرق از قبیل معادلات دمایی، معادلات تابشی معادلات ترکیبی، معادلات همبستگی چندگانه، معادلات تبخیری و معادله رطوبتی ایوانف، را جهت تطابق برآوردهای آن‌ها با خروجی ۲۰ ساله تشتک تبخیرسنج ایستگاه سینوپتیک تبریز مورد تحلیل و مقایسه قرار دادند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که معادله همبستگی چندگانه کریستین - هارگریوز در مقایسه با سایر معادلات، تناظر بیشتری با داده‌های خروجی ۲۰ ساله تشتک تبخیرسنج در ایستگاه تبریز دارد. عابدی کوپایی و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای تبخیر- تعرق مرجع به‌دست‌آمده از ۴ معادله فائو - پنمن - مانتیث، ترک، هارگریوز و تشت تبخیر را جهت سنجش میزان دقت و کارایی این معادلات در منطقه اصفهان با تبخیر - تعرق اندازه‌گیری شده توسط سه میکرولاسیومتر مقایسه نمودند. برآوردهای ایشان حاکی از آن است که معادله فائو - پنمن - مانتیث و معادله تشت تبخیر به‌ترتیب دارای بیشترین و کمترین دقت تخمین تبخیر - تعرق روزانه در بین دیگر معادلات هستند. در این مقایسه‌ها معادله ترک در رتبه دوم و معادله هارگریوز در رتبه سوم از لحاظ دقت برآورد جای گرفتند. ثنایی نژاد و همکاران (۱۳۹۰) به‌منظور برآورد تبخیر - تعرق واقعی روزانه زیر حوضه مشهد از تصاویر سنجنده مودیس و الگوریتم توازن

مدیریت جنگل و مرتع و مدیریت منابع آب موردنیاز است (ثنایی نژاد و همکاران ۱۳۹۰). در این خصوص یکی از داده‌های اساسی در طراحی شبکه‌های آبیاری و زهکشی مقدار قدرت تبخیر در هر منطقه است. چرا که طراحی شبکه‌های انتقال اعم از کانال‌های آبرسانی یا زهکشی و نیز سایر قسمت‌های طراحی آب وابسته به مقدار آب موردنیاز از طریق پدیده تبخیر است (جهانبخش و همکاران ۱۳۸۰) بنابراین دانستن آن جهت برآورد آب مصرفی گیاه و طراحی سیستم‌های آبیاری و تعیین ظرفیت سیستم‌های آبیاری و زهکشی ضروری است. به‌طورکلی این پارامتر یکی از عوامل اساسی در برنامه‌ریزی برای رسیدن به محصول بیشتر است (موسوی بایگی و همکاران ۱۳۸۹، سنفورد و سلینک ۲۰۱۳). روی‌هم‌رفته از نظر هیدرولوژی تبخیر به مجموعه پدیده‌هایی گفته می‌شود که آب را صرفاً از راه یک فرایند فیزیکی به بخار تبدیل می‌کنند. عواملی که میزان تبخیر را مشروط می‌سازند بر حسب اینکه وابسته به هوای مجاور یا سطح تبخیرکننده باشند به دو دسته کاملاً متمایز تقسیم می‌شوند: الف) عواملی که مربوط به هوای مجاور سطح تبخیر بوده و در واقع محرک آن هستند و به نام عوامل هواشناسی و یا عوامل قدرت و یا توان تبخیر جو از آن‌ها یاد می‌شود. ب) دسته دوم عواملی که مشخص‌کننده جنس و طبیعت سطح تبخیر هستند، مثل سطح آزاد آب، برف، یخ، سطح خاک و گیاهان، وسعت آب، عمق آب و همچنین قابلیت خاک برای تأمین آب موردنیاز تبخیر، که این سطوح تبخیرکننده به صورت‌های کم‌وبیش مختلف تحت تأثیر تغییرات قدرت تبخیر جو قرار دارند. قدرت تبخیر جو می‌تواند با تقریب اولیه یک عامل مشترک برای کلیه پدیده‌های تبخیر صرف‌نظر از نوع سطح تبخیرکننده در نظر گرفته شود (راخچا و سینگ ۲۰۰۹، صدقی ۱۳۶۳).

از سویی شایان توجه است که خطه آذربایجان و به طبع شهرستان تبریز یکی از قطب‌های کشاورزی سرزمین ایران است که در سال‌های اخیر در بخش‌های کشاورزی با بحران کمبود آب روبه‌رو بوده است. لذا به‌نظر می‌رسد این مسئله سبب افت راندمان محصول در این شهرستان شود. در این خصوص با توجه به آنکه

داشت. با این حال ضریب تعیین سالانه مدل سبپ در حدود $0.78 (R^2)$ بود که میانگین خطای سالانه آن در حدود ۱۰٪ برآورد شد. از سویی نتایج حاکی از آن است که اگرچه رابطه همبستگی خوبی بین $(R^2 = 0.79)$ تصاویر مودیس و تبخیر - تعرق واقعی وجود دارد اما توزیع فضایی تصاویر مودیس جهت برآورد آب در مزرعه مناسب نیست. در عین حال تصاویر لندست دارای پتانسیل خوبی جهت برآورد آب در مزرعه هستند. ژو و همکاران (۲۰۱۴) بر اساس اندازه‌گیری‌های نیم‌ساعته تبخیر- تعرق با استفاده از سیستم کواریانس ادی و تبخیر روزانه خاک با استفاده از میکرو لایسیمترهای واقع در یک اکوسیستم زراعی در شمال غرب چین از یک روش بیزی جهت پارامترسازی همزمان مقاومت سطح خاک و محفظه در مدل S-W استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که رابطه خوبی بین مقادیر نیم‌ساعته تبخیر و تبخیر - تعرق اندازه‌گیری شده و شبیه‌سازی شده توسط یک خط رگرسیون به ترتیب با ضریب تبیین $(R^2) 0.83$ و 0.82 وجود دارد.

با توجه به اهمیت قدرت تبخیر جو در بخش زیست‌بوم، کشاورزی، تعدیل و تشدید آب‌وهوا و سایر موارد مرتبط، بایستی هرچه بیشتر زوایای عملکرد این پدیده در هر مکان مورد بازبینی و شناسایی قرار گیرد. بر این اساس، چون قدرت تبخیر جو حاصل برآیند اثر ترکیبی متغیرهای هواشناسی همچون دما، ساعت آفتابی سرعت باد، فشار هوا، اختلاف فشار بخار اشباع است (آلن و همکاران ۱۹۹۸) لذا پر واضح است که میزان قدرت تبخیر جو تابع یک فرایند پیچیده بین متغیرهای هواشناسی است که هر یک به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر آن تأثیر گذارند. بنابراین با استناد به این‌که روش تحلیل مسیر قادر به کشف روابط مستقیم و غیرمستقیم بین متغیرها در یک سیستم پیچیده است، هدف از انجام این مطالعه، مدل‌سازی و شناسایی چگونگی تأثیر ترکیبی این متغیرها و تعیین سهم تأثیر هر یک از آن‌ها بر قدرت تبخیر جو در شهرستان تبریز است تا بر این اساس بتوان ضمن آگاهی از عملکرد آن، تدابیر لازم را جهت مقابله و کاهش اثرات آن بکار گرفت.

انرژی سطح خشکی (سبپ^۱) با احتساب توپوگرافی استفاده نمودند. نتایج مستخرج از مطالعه ایشان حاکی از عملکرد مناسب سنجنده مودیس و الگوریتم سبپ در برآورد میزان تبخیر - تعرق واقعی روزانه منطقه مورد مطالعه است. از سویی ایشان در این مطالعه نشان دادند که نواحی با پوشش گیاهی متراکم و دمای پایین دارای تبخیر بیشتری نسبت به نواحی دارای پوشش گیاهی تُنک و دمای بالا هستند. آلن و پروت (۱۹۹۱) در یازده منطقه، پنج شکل متفاوت از معادله پنمن را با داده‌های اندازه‌گیری شده از لایسمتر مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که در بیشتر مناطق، معادله پنمن - مانتیت و پنمن کیمبرلی در قیاس با سایر روش‌ها مطابقت بهتری با داده‌های لایسیمتر دارند. لین و همکاران (۲۰۰۸) مشخص نمودند که شبکه عصبی فازی در مقایسه با معادله پنمن - مانتیت فائو ۵۶ به‌طور کاراتری تبخیر - تعرق گیاه مرجع را در حوضه دان‌شیو تایوان برآورد می‌کند. تولین و همکاران (۲۰۱۳) از مشاهدات بلندمدت ثبت‌شده در بالادست چهار حوضه در اروپای مرکزی و غربی جهت بازسازی ناهنجاری‌های ذخیره آب استفاده کردند و محرک‌های تکامل ناهنجاری ذخیره را در طی خشک‌سالی مطالعه نمودند. ایشان در مطالعه خود شواهد مشاهده‌ای برای تناقض خشک‌سالی را در آن منطقه فراهم نمودند بدین ترتیب که یک افزایش معنادار در تبخیر - تعرق در طی بخش‌های خشک‌سالی به‌صورت تقویت ناهنجاری‌های آب ذخیره عمل می‌کرد. در مقابل کاهش رواناب به‌صورت محدود کردن ناهنجاری‌های آب ذخیره عمل می‌کرد. سینگ و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از ۳۲۸ تصویر از ماهواره لندست و به‌کارگیری مدل سبپ، تبخیر و تعرق را در حوضه رودخانه کلرادو آمریکا برآورد نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که زمین‌های کشاورزی بعد از منابع آزاد آب دارای بالاترین میزان تبخیر - تعرق واقعی در میان تمامی پوشش‌های زمینی محدوده تحت مطالعه هستند. اعتبار سنجی تبخیر - تعرق اندازه‌گیری شده با استفاده از این مدل‌ها نشان از تغییرپذیری برآورد سالانه آن‌ها

1- Operational Simplified Surface Energy Balance (SSEBop)

مواد و روش‌ها

مدل‌سازی معادله ساختاری، انواع متنوعی از مدل‌ها را با هدف اساساً مشابه، برای به تصویر کشیدن روابط میان متغیرهای مشاهده‌شده به‌کار می‌برد. این هدف فراهم کردن آزمون‌های کمی برای یک مدل نظری مفروض شده به‌وسیله محقق است، به‌طوری‌که مدل‌های مسیر، ضرایب همبستگی و تحلیل رگرسیونی را برای به مدل درآوردن روابط پیچیده‌تر در میان متغیرهای مشاهده‌شده به‌کار می‌برند (قاسمی ۱۳۸۰).

بنابراین در مطالعه حاضر جهت مشخص نمودن مقدار نفوذ و اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای هواشناسی بر میزان قدرت تبخیر جو دوره گرم سال در شهرستان تبریز و کشف روابط نسبتاً پیچیده آن‌ها از معادله ساختاری استفاده شد. از سویی چون میزان تبخیری که به‌وسیله تشنگ تبخیر یا حوضه‌های آزمایشی و سفره‌های آزاد آب کم‌عمق اندازه‌گیری می‌شود نیز می‌توانند با وجود اینرسی حرارتی کم‌بیش زیاد این وسایل، تا اندازه‌ای معرف قدرت تبخیر جو باشد (صدقی ۱۳۶۳) لذا جهت رهیافت به این مطالعه، نخست داده‌های تشنگ تبخیر و متغیرهای هواشناسی همچون دمای هوا، اختلاف فشار بخار جهت اشباع هوا (یا کمبود رطوبت جهت اشباع هوا)، سرعت باد، ساعات آفتابی و فشار هوای متعلق به ماه‌های مه، ژوئن، ژوئیه، اوت و سپتامبر با پوشش زمانی ۱۹۹۲ - ۲۰۱۱ متعلق به ایستگاه سینوپتیک تبریز از سازمان هواشناسی گردآوری شدند.

از سویی در اغلب مطالب آماری انجام آزمون‌های پارامتری همچون تحلیل واریانس، تحلیل همبستگی، تحلیل رگرسیون و ... بر این فرض متکی بوده که اندازه‌گیری‌ها داخل هر جامعه آماری دارای توزیع نرمال و ساختار واریانس - کوواریانس برابر هستند. فرضیه برقراری توزیع نرمال با توزیع جمعیت‌های مورد مطالعه ارتباط دارد و نه نمونه‌ها. برای اینکه بتوانیم این فرضیه را بپذیریم آن فرضیه باید در حوزه‌های نظری مستدل باشد یعنی باید انتظار داشته باشیم که مقادیر به‌صورت متقارن در اطراف عدد میانگین متمرکز شده باشند (خورشید دوست و بیورانی ۱۳۹۰، رضوی پاریزی

۱۳۸۴). در این خصوص داده‌های که دارای چولگی هستند و یا در قسمتی از مقیاس اندازه‌گیری به‌شدت مجتمع شده‌اند، واریانس - کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهند. مدل‌سازی معادله ساختاری یک روش تحقیق مبتنی بر همبستگی است. بنابراین مقیاس اندازه‌گیری، دامنه تغییرات مقادیر، داده‌های از دست‌رفته، دورافتاده‌ها، غیرخطی بودن و غیرنرمال بودن داده‌ها، ماتریس واریانس - کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر قرار داده و به‌تبع مدل‌سازی معادله ساختاری تحت تأثیر قرار می‌گیرد (قاسمی ۱۳۸۸). در این راستا، داده‌های مربوطه با استفاده از آزمون اندرسون - دارلینگ در سطح اعتماد ۹۵٪ اطمینان مورد آزمون معناداری قرار گرفتند. بر این اساس مشخص شد که تنها داده‌های سری زمانی سرعت باد و کمبود فشار بخار اشباع دارای توزیع نرمال هستند. بنابراین داده‌های سایر متغیرها با استفاده از توابع تبدیل جانسون به داده‌های نرمال شده تبدیل و این داده‌ها به‌عنوان ورودی جهت تحلیل مسیر بکار گرفته شدند.

در ادامه به‌منظور ارائه مدل مسیر، نخست ماتریس همبستگی پیرسون بین داده‌های نرمال شده میانگین ماهانه تبخیر، دمای هوا، اختلاف فشار بخار جهت اشباع هوا، سرعت باد، فشار هوا و ساعت آفتابی برقرار شد. سپس آرایش متغیرها در دیاگرام مسیر، بدین ترتیب صورت گرفت که تبخیر به‌عنوان متغیر وابسته، متغیرهای ساعت آفتابی و سرعت باد به‌عنوان متغیرهای مستقل بیرونی و مابقی متغیرها به‌عنوان متغیر مستقل درونی در مدل مسیر، ایفای نقش می‌کنند. در دیاگرام مدل خطوط مستقیم یا پیکان یک جهت از یک جعبه (متغیر) به جعبه دیگر مبین اثرات مستقیم بوده، یعنی جعبه‌ی (متغیر) که در ابتدای پیکان قرار دارد دارای اثر مستقیم بر جعبه (متغیر) قرار گرفته در انتهای پیکان است. پیکان دو جهت بین دو جعبه (دو متغیر) مشاهده‌شده مبین همبستگی آن‌ها با همدیگر است. در گام بعدی، از آنجایی‌که Z ها، متغیرهای استاندارد شده متغیرهای اولیه هستند و با استناد به این‌که میانگین واریانس هر متغیر استاندارد شده به‌ترتیب برابر با صفر

$$P_{31} = \frac{r_{13} - r_{21}r_{32}}{1 - r_{12}^2} \quad [۲]$$

در رابطه فوق: Pها ضرایب مسیر هستند، اندیس اول مربوط به متغیر مابعد و اندیس دوم مربوط به متغیر ماقبل است که این ضرایب با استفاده از رابطه ۲ که همان معادله ضرایب رگرسیون جزی استاندارد است محاسبه شده‌اند. در گام بعدی جهت سنجش معنادار مدل، میزان همبستگی چندگانه خروجی از مدل با استفاده از رابطه ۳ محاسبه شد.

$$\sqrt{R^2_{6,1,2,3,4,5}} = P_{61}r_{16} + P_{62}r_{26} + P_{63}r_{36} + P_{64}r_{46} + P_{65}r_{56} \quad [۳]$$

در رابطه فوق R^2 ضریب تبیین چندگانه است که ریشه دوم آن برابر با میزان همبستگی چندگانه خروجی یک مدل مسیر ۶ متغیره است. اندیس اول آن (۶) نماد متغیر وابسته و سایر اندیس‌ها (۱،۲،۳،۴ و ۵) بیانگر متغیرهای مستقل بوده و مابقی نمادها مشابه نمادهای بکار رفته در روابط ۱ و ۲ هستند.

سرانجام برای تفسیر دقیق‌تر روابط بین متغیرها و مشخص نمودن اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها، با استفاده از رابطه ۴ اقدام به تجزیه‌ی همبستگی در مدل شد. بنابراین با استفاده از این روش، همبستگی بین دو متغیر در یک تحلیل چند متغیره به دو جزء تقسیم می‌شد که یکی اثر مستقیم دو متغیر و دیگری اثر غیرمستقیم از طریق سایر متغیرها را نشان می‌داد. در واقع ایده ترکیب‌زدایی همبستگی این است که ماتریس همبستگی اولیه، در صورتی که همه اثرات در یک مدل مسیر خاص، به حساب آیند به‌طور کامل می‌تواند بازتولید شود (قاسمی ۱۳۸۸) به بیان دیگر از طریق ضرایب مسیر می‌توان به ماتریس همبستگی دست یافت. بنابراین در دیگرام مدل، تأثیر یک متغیر بر متغیر دیگر به صورت "تأثیر غیرمستقیم + تأثیر مستقیم = تأثیر کل" است.

$$R_{12} = \frac{1}{N} \sum Z_1 Z_2 = \frac{1}{N} \sum Z_1 (P_{21} Z_1) = P_{21} \quad [۴]$$

$$R_{23} = \frac{1}{N} \sum Z_2 Z_3 = \frac{1}{N} \sum Z_2 (P_{31} Z_1 + P_{32} Z_2) = P_{31} r_{12} + P_{32}$$

$$R_{13} = \frac{1}{N} \sum Z_1 Z_3 = \frac{1}{N} \sum Z_1 (P_{31} Z_1 + P_{32} Z_2) = P_{31} + P_{32} r_{12}$$

و یک است و با توجه به نحوه قرارگیری متغیرها در دیگرام مسیر یعنی این‌که هر متغیر نسبت به کدام متغیرها وابسته یا مستقل است، هر یک از متغیرهای ۶ گانه در قالب سیستم معادلات ساختاری به صورت رابطه ۱ تعریف و با استفاده از ماتریس همبستگی و رابطه ۲، ضرایب مسیر (ضرایب استاندارد رگرسیون جزئی) محاسبه شدند. در این مرحله اگر ضریب مسیری کمتر از ۰/۰۵ بود برای برازش بیشتر مدل، آن مسیر تحت عنوان مسیر بدون تأثیر از مدل حذف و دوباره ضرایب مسیر محاسبه می‌شدند. با این حال بررسی ضرایب مسیر نشان داد که هیچ‌کدام از آن‌ها کمتر از ۰/۰۵ نبوده لذا مدل نیاز به اصلاح نداشت.

$$Z_1 = e_1 \quad [۱]$$

$$Z_2 = p_{21} Z_1 + e_2$$

$$Z_3 = p_{31} Z_1 + p_{32} Z_2 + e_3$$

$$Z_4 = p_{41} Z_1 + p_{42} Z_2 + p_{43} Z_3 + e_4$$

$$Z_5 = p_{51} Z_1 + p_{52} Z_2 + p_{53} Z_3 + p_{54} Z_4 + e_5$$

$$Z_6 = p_{61} Z_1 + p_{62} Z_2 + p_{63} Z_3 + p_{64} Z_4 + p_{65} Z_5 + e_6$$

در رابطه ۱: Z ها معرف متغیرهای استاندارد شده دخیل در مدل هستند، بدین‌سان Z_1 مبین مقدار استاندارد شده متغیر اول (ساعت آفتابی) که تغییرات این متغیر بر اساس e_1 عواملی که خارج از مدل واقع هستند و همبستگی که با متغیر شماره ۲ (سرعت باد) دارد قابل تبیین است. Z_2 بیانگر مقدار استاندارد شده متغیر دوم (سرعت باد) است که تغییرات این متغیر نیز مانند متغیر اول تبیین می‌شود. Z_3 معرف مقدار استاندارد شده متغیر سوم (دمای هوا) است که تغییرات آن بر حسب متغیر شماره ۱ و ۲ و عوامل خارج از مدل قابل تبیین است. Z_4 ، Z_5 و Z_6 به ترتیب معرف فشار هوا، اختلاف فشار بخار جهت اشباع و قدرت تبخیر جو هستند که تغییرات این متغیرها نیز به همان ترتیبی که در رابطه ۱ بیان شده قابل تبیین است.

۲- جهت سادگی، متغیرهای مشاهده شده به صورت نمادین با Z_2 ، Z_1 و... در دستگاه معادلات ساختاری قرار گرفته که اندیس‌های عددی نماد متغیرها هستند.

دادن داده‌های دما، اختلاف فشار بخار جو جهت اشباع، سرعت باد، فشار هوا، ساعت آفتابی و تبخیر حاصل از تشنگ تبخیر، مشخص شد که تنها سری داده‌های مربوط به سرعت باد و اختلاف فشار بخار اشباع دارای توزیع نرمال بوده که نمودار معناداری آن‌ها به ترتیب در شکل ۱ و ۲ نشان داده شده است.

در این راستا با استفاده از توابع تبدیل جانسون^۳ که در قیاس با سایر روش‌های نرمال‌سازی داده‌ها، از توابع قدرتمندتری بهره گرفته و دارای حوزه عملکرد و انعطاف‌پذیری بیشتری هستند، داده‌های سری زمانی قدرت تبخیر جو، دمای هوا، ساعت آفتابی و فشار هوا نرمال شدند که توابع تبدیل آن‌ها در جدول ۱ و نمودار توزیع آن‌ها در شکل‌های ۳، ۴، ۵، ۶ ارائه شده است. بدین ترتیب داده‌های نرمال شده به‌عنوان ورودی‌های اولیه جهت تحلیل در معادلات ساختاری در نظر گرفته شدند.

در ادامه، تحلیل همبستگی پیرسون برای مقادیر قدرت تبخیر جو (Eva)، دمای هوا (Temp)، ساعات آفتابی (San)، سرعت باد (Wind)، فشار هوا (Per) و کمبود فشار بخار اشباع (Hum) انجام گرفت. همچنان که از جدول ۲ پیداست تمامی متغیرها دارای رابطه قوی در سطح ۹۹٪ اطمینان با قدرت تبخیر جو هستند. در نتیجه با توجه به معناداری رابطه تمامی متغیرها با تبخیر، کلیه آن‌ها جهت تدوین مدل وارد تحلیل‌های بعدی شدند.

افزون بر این، بیشترین رابطه را کمبود اشباع و دما و کمترین رابطه را فشار هوا با تبخیر دارند. از سویی رابطه دو متغیر فشار و کمبود فشار بخار اشباع با تبخیر منفی و رابطه مابقی متغیرها با آن مثبت است. کمترین همبستگی در بین تمامی روابط احراز شده، مربوط به همبستگی بین ساعات آفتابی و سرعت باد است.

$$R_{14} = \frac{1}{N} \sum Z_1 Z_4 = \frac{1}{N} \sum Z_1 (P_{41} Z_1 + P_{42} Z_2 + P_{43} Z_3) \\ = P_{41} + P_{43} r_{12} + P_{43} r_{13}$$

$$R_{24} = \frac{1}{N} \sum Z_2 Z_4 = \frac{1}{N} \sum Z_2 (P_{41} Z_1 + P_{42} Z_2 + P_{43} Z_3) \\ = P_{41} r_{12} + P_{42} + P_{43} r_{23}$$

$$R_{34} = \frac{1}{N} \sum Z_3 Z_4 = \frac{1}{N} \sum Z_3 (P_{41} Z_1 + P_{42} Z_2 + P_{43} Z_3) \\ = P_{43} r_{13} + P_{42} r_{23} + P_{43}$$

در دستگاه معادلاتی فوق، میزان همبستگی بین دو متغیر استاندارد شده در قالب معادلات ساختاری تعریف شده است بدین ترتیب R های بزرگ و کوچک مبین همبستگی بین متغیرهای یک تحلیل چند متغیره در معادلات ساختاری بوده و سایر علائم مانند رابطه ۱ هستند. محاسبه عبارت آخر سمت راست معادلات فوق، به‌طور نمونه در دومین معادله همبستگی بدین‌صورت است که در عبارت $\frac{1}{N} \sum Z_2 Z_3$ به جای Z_3 مقدار آن‌ها در رابطه ۱ برابر با $Z_3 = p_{31} Z_1 + p_{32} Z_2$ بود، نوشته می‌شود آنگاه عبارت $\frac{1}{N} \sum Z_2$ در آن ضرب شده که عبارت حاصل به‌صورت زیر شکل می‌گیرد:

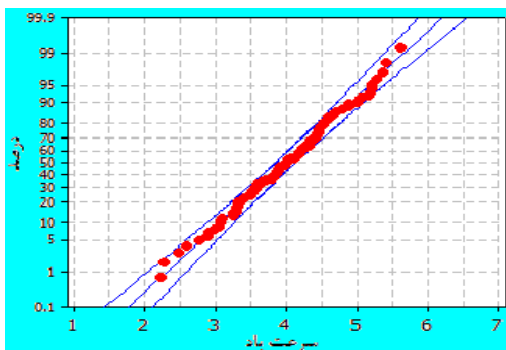
$$R_{23} = \frac{1}{N} \sum Z_2 Z_3 = \left(P_{31} \frac{1}{N} \sum Z_1 Z_2 + P_{32} \frac{1}{N} \sum Z_3 Z_{21} \right)$$

لذا از آنجای که عبارت $\frac{1}{N} \sum Z_1 Z_2$ مبین همبستگی بین دو متغیر استاندارد شده است، عبارت نهایی بدین‌صورت به‌دست آمد:

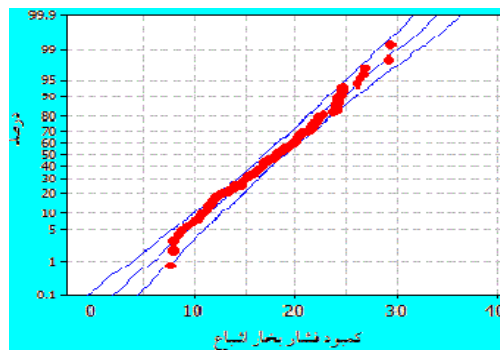
$$R_{23} = \frac{1}{N} \sum Z_2 Z_3 = P_{31} r_{12} + P_{32}$$

نتایج و بحث

جهت انجام مطالعات آماری بر روی داده‌های محیطی، اجتماعی و...، لازم است که نخست پیش‌پردازش‌های بر روی داده‌های مورداستفاده انجام پذیرد تا خطای محاسباتی آن‌ها به حداقل ممکن تنزل یابد. همچنان که ذکر شد یکی از پیش‌فرض‌های آزمون‌های پارامتری شرط نرمال بودن توزیع سری داده‌ها است. بدین‌سان در مطالعه حاضر با آزمون قرار



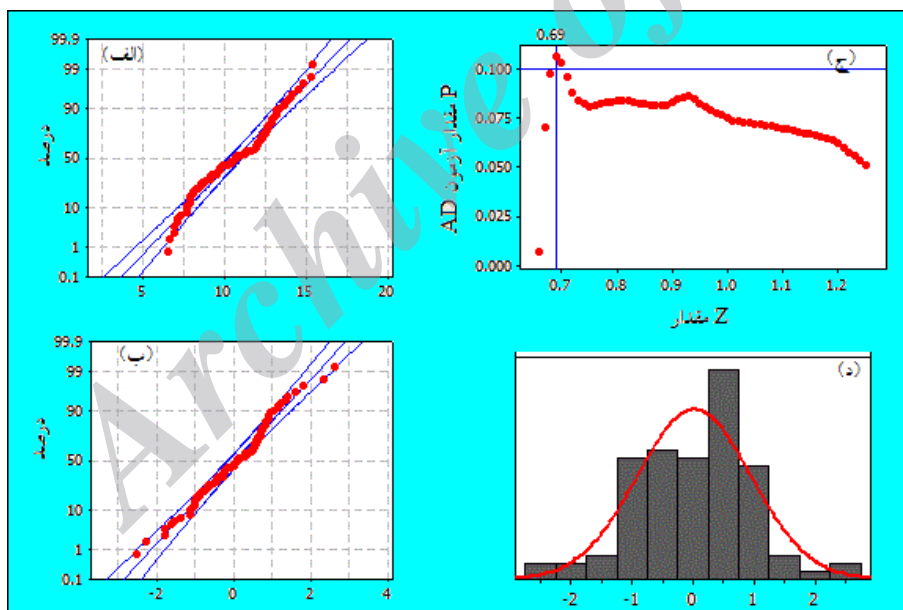
شکل ۲- نمودار احتمالاتی توزیع سرعت باد.



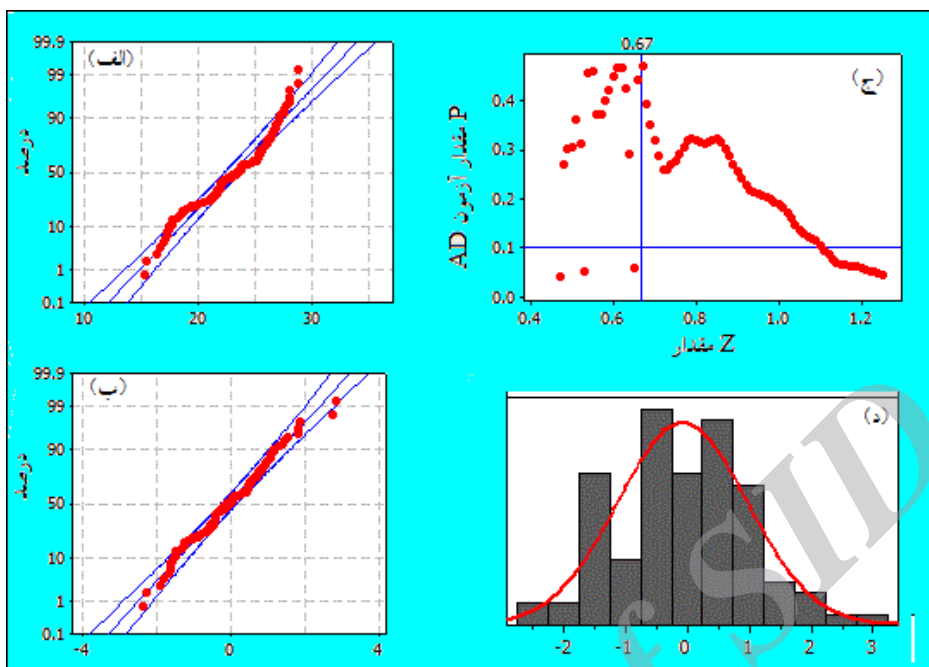
شکل ۱- نمودار احتمالاتی توزیع فشار بخار اشباع.

جدول ۱- توابع تبدیل جانسون جهت نرمال کردن داده‌های اولیه.

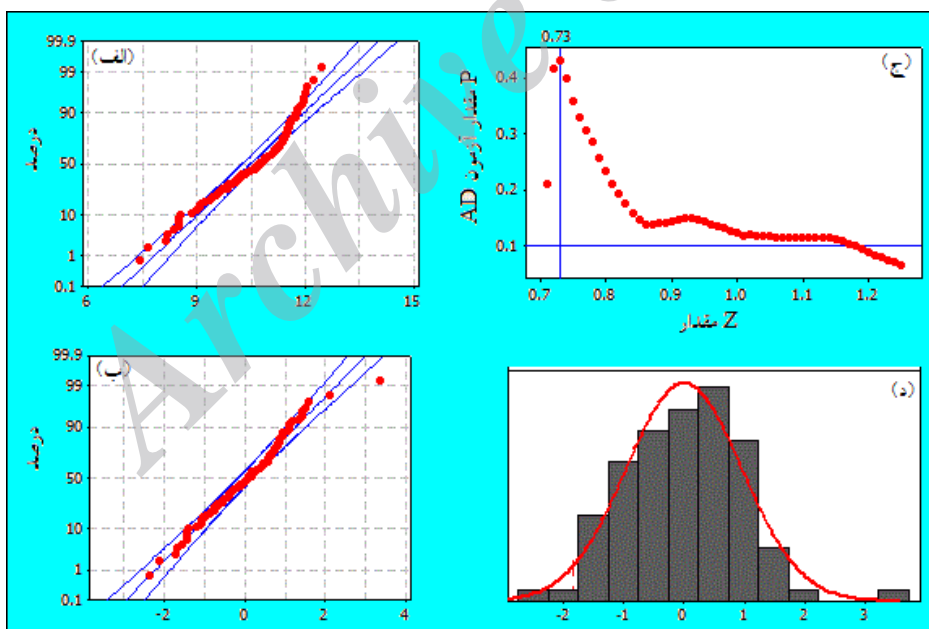
متغیر	تابع تبدیل داده‌های غیرنرمال به نرمال
دمای هوا	$-0.621785 + 0.930364 * \text{Ln}((X - 13.1864) / (29.661 - X))$
فشار هوا	$0.532607 + 0.890178 * \text{Ln}((X - 1000.17) / (1016.36 - X))$
ساعت آفتابی	$-0.819711 + 1.00797 * \text{Ln}((X - 6.35417) / (12.5291 - X))$
تبخیر	$0.197303 + 0.754837 * \text{Ln}((X - 6.28671) / (15.8168 - X))$



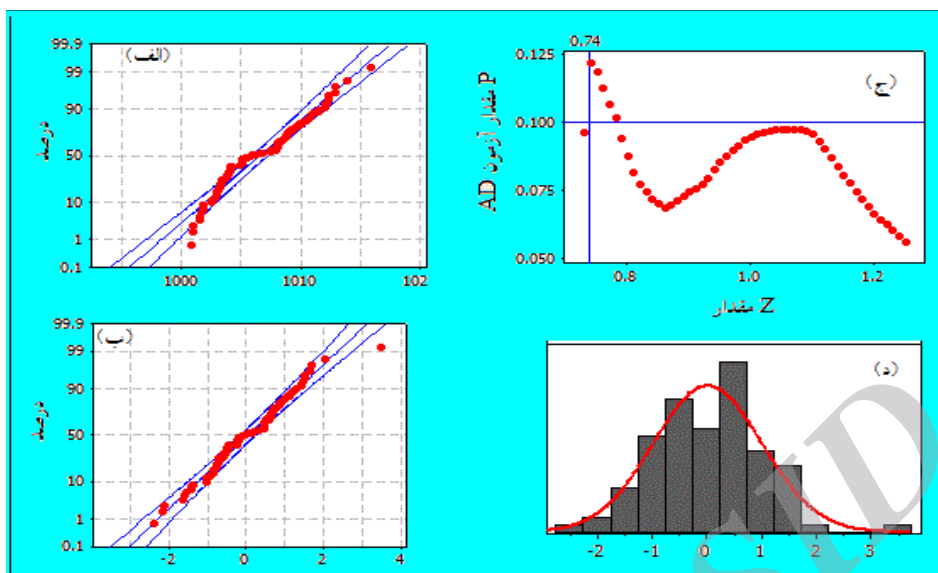
شکل ۳- (الف) نمودار احتمالاتی داده‌های اولیه تبخیر، (ب) نمودار داده‌های نرمال شده تبخیر، (ج) نمودار پراکنش نقطه‌ی P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ در برابر Z مقدار، (د) نمودار قابلیت داده‌های تبدیل شده تبخیر.



شکل ۴- الف) نمودار داده‌های اولیه داده‌های دمای هوا، ب) نمودار داده‌های تبدیل‌شده دمای هوا، ج) نمودار پراکنش نقطه‌ی P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ در برابر Z مقدار، د) نمودار قابلیت داده‌های تبدیل‌شده دمای هوا.



شکل ۵- الف) نمودار داده‌های اولیه ساعت آفتابی، ب) نمودار داده‌های نرمال شده ساعت آفتابی، ج) نمودار پراکنش نقطه‌ی P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ برابر Z مقدار، د) نمودار قابلیت داده‌های تبدیل‌شده ساعت آفتابی.



شکل ۶- الف) نمودار داده‌های اولیه فشار هوا، ب) نمودار داده‌های نرمال شده فشار هوا، ج) نمودار پراکنش نقطه‌ی P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ در برابر Z مقدار، د) نمودار قابلیت داده‌های تبدیل شده فشار هوا.

جدول ۲ نتایج آماره آزمون همبستگی پیرسون بر روی متغیرهای دوره گرم سال ۱۹۹۲-۲۰۱۱ ایستگاه تبریز.

متغیر	قدرت تبخیر جو	دما	فشار	سرعت باد	کمبود اشباع	ساعت آفتابی
قدرت تبخیر جو	۱	۰/۸۷۶	-۰/۵۵۹	۰/۶۱۹	۰/۸۷۹	۰/۶۹
دما	۰/۸۷۶	۱	-۰/۴۸۱	۰/۵۲۸	۰/۹۷۹	۰/۶۴۶
فشار	-۰/۵۵۹	-۰/۴۸۱	۱	-۰/۴۴۴	-۰/۴۴۲	-۰/۵۵۷
سرعت باد	۰/۶۱۹	۰/۵۲۸	-۰/۴۴۴	۱	۰/۵۴۵	۰/۳۳۳
کمبود اشباع	۰/۸۷۹	۰/۹۷۹	-۰/۴۴۲	۰/۵۴۵	۱	۰/۶۷۶
ساعت آفتابی	۰/۶۹	۰/۶۴۶	-۰/۵۵۷	۰/۳۳۳	۰/۶۷۶	۱

بحرانی، همین مدل به‌عنوان مدل بهینه و قابل قبول موردپذیرش قرار گرفته و تحلیل‌ها و ترکیب‌زدایی همبستگی، منوط بر آن صورت می‌گیرد. ارزیابی مدل و ترکیب‌زدایی همبستگی (میزان نفوذ مستقیم و غیرمستقیم) با استفاده از معادله ساختاری نشان می‌دهد که بیشترین و کمترین تأثیر مستقیم بر میزان قدرت تبخیر جو را به ترتیب دما و فشار هوا بر عهده دارند.

آرایش متغیرها در دیاگرام مدل حاکی از تأثیر مستقیم البته منفی فشار هوا بر قدرت تبخیر جو است. بنابراین با کاهش فشار هوا، قدرت تبخیر جو به صورت مستقیم هر چند اندک دچار افزایش می‌شود. در واقع چون فشار بخار آب وابستگی شدیدی به فشار هوا و دما

ضریب همبستگی چندگانه خروجی از مدل با استفاده از رابطه ۳ به مقدار ۰/۹۱۳ به دست آمد و این مبین آن است که مدل قادر به تبیین ۸۳۴٪ از پراش تبخیر است زیرا مجذور مقدار همبستگی چندگانه خروجی از مدل بدین معنا است که چه سهمی از واریانس متغیر وابسته (تبخیر) توسط مجموعه‌ی از متغیرهای مستقل پیش‌بین تبیین شده است (قاسمی ۱۳۸۸). ارزیابی ضرایب مسیر در دیاگرام مدل نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از ضرایب مسیر کمتر از ۰/۰۵ نیستند. بنابراین با ابقای تمامی مسیرهای مستقیم، مدل نیاز به اصلاح و بازسازی ندارد. در این راستا با توجه به درجه تبیین و بالا بودن ضرایب مسیر از مقدار

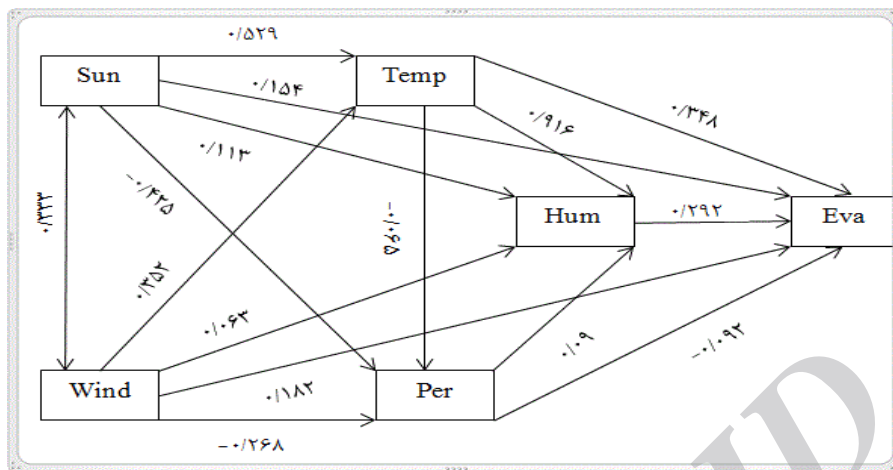
دارد (علیخانی و فتحی مقدم ۱۳۸۹) و فشار بخار اشباع تنها وابسته به دما است (بلوستین ۱۹۹۲) از این رو مشاهده می‌شود که فشار هوا به صورت مستقیم و مثبت بر اختلاف اشباع تأثیر گذاشته و بدین طریق به طور غیرمستقیم قدرت تبخیر جو را متأثر می‌کند. همچنان که از شکل ۷ پیداست تأثیر مستقیم و غیرمستقیم فشار هوا بر قدرت تبخیر در جهت مخالف هم هستند یعنی اینکه با کاهش فشار هوا، کمبود فشار بخار جهت اشباع نیز کاهش می‌یابد زیرا فشار بخار آب مایع افزایش پیدا می‌کند و در این صورت مقدار بیشتری از آب تبخیر می‌شود و همین امر باعث کاهش اختلاف فشار بخار به طور مستقیم می‌شود. در واقع این نمونه‌ی از بازخورد دستگاه آب و هوا است که هر تغییری در هر قسمت نهایتاً دامن‌گیر همان قسمتی که آغازگر تغییر بوده است می‌شود (مسعودیان ۱۳۹۰).

به‌طور کلی مهم‌ترین خصوصیت معادله ساختاری کشف همین روابط پیچیده در غالب روش‌های آماری است. وانگهی تأثیر فشار هوا بر اختلاف اشباع و سپس به طور غیرمستقیم بر قدرت تبخیر اندکی پیچیده است. بر اساس مدل مسیر ترسیم شده در شکل ۷، تأثیر غیرمستقیم فشار بر قدرت تبخیر جو از طریق اختلاف اشباع در حدود یک سوم تأثیر مستقیم آن است. از سویی همبستگی تفکیکی بین فشار هوا و قدرت تبخیر جو با کنترل کمبود اشباع حاکی از آن است که ۷۲٪ از همبستگی بین فشار هوا و تبخیر که ۵۶٪ است بدون دخالت کمبود بخار اشباع به دست می‌آید.

از این گذشته، دما علاوه بر بیشترین تأثیر مستقیم بر میزان قدرت تبخیر جو با تأثیر وافر که به صورت مثبت و مستقیم بر کمبود اشباع و به صورت منفی بر فشار هوا می‌گذارد، به صورت غیرمستقیم قدرت تبخیر جو را نیز متأثر می‌کند. بدین ترتیب بایستی اشاره نمود که با افزایش دما، فشار بخار اشباع هوا نیز افزایش یافته و فشار هوا نیز بر اساس ترازمندی

با توجه به دیگر مدل و ارزیابی تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم سرعت باد می‌توان گفت که تأثیر غیرمستقیم سرعت باد به مراتب بیش از تأثیر مستقیم آن است. این موضوع با ترکیب‌زادی همبستگی با استفاده از معادله ساختاری مشخص شده است. از سویی تأثیر باد بر دما و اختلاف فشار بخار جهت اشباع مثبت و بر فشار هوا منفی است با این وجود تأثیر مستقیم باد بر دما بیش از دو متغیر دیگر است. باد از طریق همبستگی که با ساعات آفتابی دارد بر سایر متغیرها و نهایتاً بر تبخیر تأثیر می‌گذارد. از سویی باید اشاره نمود که نفوذ باد بر دمای محلی بدین گونه است که چون تغییرات دمای یک مکان ثابت، همچون ایستگاه تبریز علاوه بر اینکه از شرایط محلی مانند چگونگی تابش خورشید و شرایط سطح زمین ناشی می‌شود از فرارفت دما توسط باد نیز متأثر می‌شود (مارتین ۲۰۰۷، بلوستین ۱۹۹۲، هولتن ۲۰۰۴) که این مورد در مطالعه‌ی توسط مجنون هریس و همکاران (۱۳۹۲) نیز بسط داده شده است.

با توجه به دیگر مدل و ارزیابی تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم سرعت باد می‌توان گفت که تأثیر غیرمستقیم سرعت باد به مراتب بیش از تأثیر مستقیم آن است. این موضوع با ترکیب‌زادی همبستگی با استفاده از معادله ساختاری مشخص شده است. از سویی تأثیر باد بر دما و اختلاف فشار بخار جهت اشباع مثبت و بر فشار هوا منفی است با این وجود تأثیر مستقیم باد بر دما بیش از دو متغیر دیگر است. باد از طریق همبستگی که با ساعات آفتابی دارد بر سایر متغیرها و نهایتاً بر تبخیر تأثیر می‌گذارد. از سویی باید اشاره نمود که نفوذ باد بر دمای محلی بدین گونه است که چون تغییرات دمای یک مکان ثابت، همچون ایستگاه تبریز علاوه بر اینکه از شرایط محلی مانند چگونگی تابش خورشید و شرایط سطح زمین ناشی می‌شود از فرارفت دما توسط باد نیز متأثر می‌شود (مارتین ۲۰۰۷، بلوستین ۱۹۹۲، هولتن ۲۰۰۴) که این مورد در مطالعه‌ی توسط مجنون هریس و همکاران (۱۳۹۲) نیز بسط داده شده است.



شکل ۷- دیاگرام مدل مسیر قدرت تبخیر جو ایستگاه تبریز.

می‌شود و این بدان معنا است که احتمالاً بادهای ورودی شهرستان تبریز حامل توده‌هواهای کم‌فشار گرم و مرطوب (با توجه به علامت منفی تأثیر مستقیم و کل غیرمستقیم باد بر فشار هوا در شهرستان تبریز) هستند. همبستگی تفکیکی بین سرعت باد و کمبود اشباع با کنترل دما در حدود ۰/۱۶ به‌دست آمد و این نشان از آن دارد که عمده همبستگی نشان داده‌شده در جدول ۲ بین فشار بخار اشباع با باد ناشی از متغیر واسطی به نام دما است.

ساعات آفتابی نیز دارای تأثیر مستقیم و غیرمستقیمی بر دما، فشار هوا، کمبود اشباع هوا و قدرت تبخیر جواست. در این خصوص بیشترین تأثیر مستقیم آن بر دمای هوا بوده و بیشترین تأثیر غیرمستقیم آن نیز از مسیر دما بر قدرت تبخیر جو می‌گذرد. وانگهی تأثیر مستقیم ساعات آفتابی بر قدرت تبخیر جو بدین ترتیب است که با افزایش ساعات آفتابی میزان تابش ورودی به زمین بیشتر شده و در نتیجه آب موجود در سطح زمین میزان انرژی گرمایی زیادی دریافت می‌کند که همین عامل باعث افزایش انرژی جنبشی مولکولی و از هم گسستن پیوند هیدروژنی بین مولکول‌های آب می‌شود (علیزاده ۱۳۸۵) بدین ترتیب با توجه به شکل ۷ هرگاه ساعات آفتابی در شهرستان تبریز افزایش یابد به‌موازات آن قدرت تبخیر جو بدون دخالت عاملی دیگر به پیروی از ساعات آفتابی افزایش می‌یابد. البته همچنان

بنابراین در دیاگرام مدل ارائه‌شده در شکل ۷، باد به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر دما آرایش یافت. تأثیر مستقیم، غیرمستقیم و تأثیر کل باد بر فشار هوا منفی است. از رابطه باد با دما و ساعت آفتابی به‌نظر می‌رسد که باد ورودی به شهرستان تبریز در دوره گرم سال همراه با توده‌هواهای گرم بوده که موجب افزایش دما و کاهش فشار شده است که به نحو شایسته‌ای رابطه دما و فشار با باد در مدل نشان داده شده است. همان‌گونه که اشاره شد تأثیر غیرمستقیم باد بر قدرت تبخیر جو بیش از تأثیر مستقیم آن است. در این خصوص مؤثرترین مسیر غیرمستقیم باد بر قدرت تبخیر جو از مسیر باد+دما+کمبود اشباع= قدرت تبخیر جو می‌گذرد. نکته برجسته و دور از انتظار در مدل تأثیر مستقیم نسبتاً پایین سرعت باد بر کمبود اشباع است. در واقع آنچه از متون مبانی هواشناسی برمی‌آید این است که نقش باد در ایجاد تبخیر را عمدتاً در افزایش اختلاف بخار آب جهت اشباع می‌دانند (صدقی ۱۳۶۳، علیزاده ۱۳۸۵). با این وجود مشاهده می‌شود که تأثیر مستقیم باد بر کمبود اشباع در قیاس با تأثیر غیرمستقیم آن در رده پایین‌تری قرار دارد. در واقع مسیر غیرمستقیم نفوذ باد بر اختلاف اشباع از طریق دما، در حدود ۶۰٪ همبستگی بین آن‌ها را به‌خود اختصاص می‌دهد. به‌طوری‌که می‌توان گفت که باد در شهرستان تبریز عمدتاً از طریق افزایش دما و کاهش فشار باعث افزایش اختلاف اشباع

مسیر دیاگرام مدل حاکی از آن است که بیشترین و کمترین تأثیر مستقیم بر قدرت تبخیر جو را به ترتیب دما و فشار بر عهده دارند. از سویی در بیشتر موارد تأثیر غیرمستقیم متغیرها بر قدرت تبخیر جو بیش از تأثیر مستقیم آن‌ها است (ساعات آفتابی، سرعت باد). همچنین به نظر می‌رسد که تأثیر غیرمستقیم متغیرها با یک متغیر واسط به مراتب بیش از دو متغیر واسط یا بیشتر است (ساعات آفتابی + دما = قدرت تبخیر جو) بالین وجود تأثیر کل هر متغیر مانند ساعات آفتابی بر قدرت تبخیر جو شامل تمامی مسیرهای غیرمستقیم و مستقیم است. از سوی دیگر متغیری مانند فشار هوا به صورت مستقیم و مثبت قدرت تبخیر جو را دچار تغییر می‌کند در صورتی که به صورت غیرمستقیم و منفی و در مقابل اثر مستقیم بر قدرت تبخیر جو تأثیر می‌گذارد.

به طور کلی نتایج به دست آمده حاکی از آن است که چون متغیرهای هواشناسی در یک سیستم کل به نام هوا کره در ارتباط با هم بوده و این متغیرها دارای روابط درون سیستمی و برون سیستمی هستند و از آنجایی که قدرت تبخیر جو به عنوان یکی از پدیده‌هایی است که نشانگر اثر ترکیبی و کلی این متغیرهای هواشناسی است، لذا بررسی مدل تعبیه شده به همراه ضرایب مستقیم، غیرمستقیم و تفکیک همبستگی مندرج در آن مشخص کرد که به کارگیری معادله ساختاری و همبستگی تفکیکی تا حد قابل قبولی قادر به کشف روابط پیچیده و ترکیبی بین متغیرهای هواشناسی در ارتباط با قدرت تبخیر جو است. در واقع تدوین مدل قدرت تبخیر جو با کمک این معادلات نشان داد که چه مقدار از تأثیر هر یک از متغیرهای هواشناسی بر قدرت تبخیر جو ناشی از متغیر رابطی است که چه بسا با کنترل و یا ثابت نگه داشتن آن متغیر واسط، می‌توان به میزان تأثیرگذاری واقعی هر متغیر بر قدرت تبخیر جو آگاهی یافت. از سوی دیگر، همچنان که در مورد فشار هوا ذکر شد بعضاً متضاد بودن تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم یک متغیر بر قدرت تبخیر جو سبب کاهش همبستگی کل یا تأثیر کل آن بر قدرت تبخیر جو می‌شود.

که در مدل مشاهده می‌شود تأثیر غیرمستقیم ساعات آفتابی بر میزان قدرت تبخیر جو به مراتب بیش از تأثیر مستقیم آن است. ساعات آفتابی تأثیر مستقیم منفی بسیار شدیدی بر فشار هوا دارد که این نشان‌دهنده تغییرات محلی فشار است. از سویی نفوذ غیرمستقیم ساعات آفتابی بر فشار ناچیز است. در این خصوص همبستگی تفکیکی میان ساعات آفتابی و فشار هوا با کنترل سرعت باد مبین آن است که سرعت باد تنها در ۱۳٪ از همبستگی آن‌ها که در جدول ۲ ارائه شده است دخالت دارد.

نتیجه‌گیری کلی

در این مطالعه جهت بازشکافی چگونگی تأثیر ترکیبی متغیرهای هواشناسی در قدرت تبخیر جو تبریز طی دوره گرم سال با پوشش زمانی ۱۹۹۲ - ۲۰۱۱ از معادله ساختاری و همبستگی تفکیکی بهره گرفته شد. پیش‌پردازش‌های صورت گرفته بر روی داده‌های خام اولیه نشان از غیرنرمال بودن برخی از سری داده‌ها داشت. لذا نخست با استفاده از توابع تبدیل جانسون، داده‌ها نرمال و آنگاه این داده‌های نرمال شده به عنوان ورودی اولیه جهت تدوین مدل در نظر گرفته شدند. نتایج حاصل از همبستگی پیرسون گویای ارتباط معنادار بین کلیه متغیرها با قدرت تبخیر جو در سطح اعتماد ۹۹٪ اطمینان بود. تدوین مدل و آرایش دیاگرام اولیه آن نشان داد که تمامی ضرایب مسیر منتهی به قدرت تبخیر جو و هر یک از ضرایب مسیر متغیرها به همدیگر از مقدار بحرانی ۰/۰۵ بیشتر هستند لذا مدل نیازمند اصلاح و بازسازی نبود. در این راستا همبستگی چندگانه خروجی از مدل به مقدار ۰/۹۱۳ و ضریب تعیین چندگانه به مقدار ۸۳۴٪ محاسبه شد که این نشان از معناداری بسیار بالای مدل داشت.

در دیاگرام مدل ساعات آفتابی و سرعت باد به عنوان متغیرهای مستقل بیرونی و دمای هوا، فشار هوا، اختلاف فشار بخار جهت اشباع و سرعت باد به عنوان متغیرهای مستقل درونی و قدرت تبخیر جو به عنوان متغیر وابسته آرایش یافتند. ارزیابی ضرایب

منابع مورد استفاده

- ثنایی‌نژاد س، نوری س و هاشمی نیا س، ۱۳۹۰. برآورد تبخیر - تعرق واقعی با استفاده از تصاویر ماهواره‌ای در منطقه مشهد. نشریه آب و خاک (علوم صنایع و کشاورزی) مشهد، جلد ۲۵، شماره ۳، صفحه‌های ۵۴۰ تا ۵۴۷.
- جهانبخش، س، موحدانش، ع و مولوی و، ۱۳۸۰. تحلیل مدل‌های برآورد تبخیر - تعرق برای ایستگاه هواشناسی تبریز. مجله دانش کشاورزی، جلد ۱۱، شماره ۲، صفحه‌های ۵۱ تا ۶۵.
- خورشید دوست ع م و بیورانی ح، ۱۳۹۰. آمار کاربردی برای پژوهشگران محیط زیست و زیست‌شناسی (ترجمه). انتشارات دانشگاه تبریز.
- دین‌پژوهی و شریفی ع، ۱۳۹۲. حساسیت تبخیر و تعرق گیاه مرجع به تغییر در پارامترهای هواشناسی (مطالعه موردی: سنندج و سبزوار). نشریه دانش آب و خاک، جلد ۲۳، شماره ۳، صفحه‌های ۲۵ تا ۴۲.
- رضوی پاریزی س ا، ۱۳۸۴. مقدمه‌ای بر تحلیل رگرسیون خطی (ترجمه). انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ دوم.
- صدقی ح، ۱۳۶۳. اصول هیدرولوژی مهندسی جلد اول (ترجمه). انتشارات مرکز نشر و ترجمه امور آب وزارت نیرو- تهران، چاپ سوم.
- عابدی کوپایی ج، اسلامیان س س و امیری م ج، ۱۳۸۷. مقایسه چهار روش تخمین تبخیر - تعرق سطح مرجع با داده‌های میکروولایسمتری در منطقه اصفهان. دومین همایش ملی شبکه‌های آبیاری و زهکشی، ۸ الی ۱۰ بهمن، دانشکده علوم آب و مهندسی، دانشگاه شهید چمران، اهواز.
- علیخانی ا و فتحی مقدم م، ۱۳۸۹. رفتار شماره‌ها. انتشارات دانشگاه قم.
- علیزاده ا، ۱۳۸۵. اصول هیدرولوژی کاربردی، انتشارات آستان قدس رضوی، چاپ بیست و سوم.
- قاسمی و، ۱۳۸۸. مقدمه‌ای بر مدل‌سازی معادله ساختاری (ترجمه). انتشارات جامعه شناسان، چاپ اول.
- مجنونی هریس ا، اشرف صدرالدینی ع، ناظمی ا ح، ۱۳۹۲. تأثیر فرارفت بر توازن انرژی در فرایند تبخیر- تعرق گیاه کلزا در منطقه تبریز. نشریه دانش آب و خاک، جلد ۲۳، صفحه‌های ۲۲۳ تا ۲۲۶.
- مسعودیان س ا، ۱۳۹۰. آب و هوای ایران. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- موسوی بایگی م، اشرف ب و میانابادی آ، ۱۳۸۹. ارزیابی چهار مدل تبخیر - تعرق گیاه مرجع در یک اقلیم نیمه خشک ایران با هدف انتخاب بهترین مدل تابش. مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک، جلد ۱۷ شماره ۴، صفحه‌های ۸۷ تا ۱۰۵.
- Allen RG and Pruitt WO, 1991. Fao-24 reference evapotranspiration factor. Irrig and Drain Eng ASCE 117(5): 758-773.
- Bluestein HB, 1992. Synoptic-dynamic meteorology in mid-latitudes, Oxford University Press. New York.
- Holton JR, 2004. An introduction to dynamic meteorology, Elsevier Academic Press.
- Lin CH, Chao C and Chen WF, 2008. Estimation regional evapotranspiration by adaptive network - based fuzzy inference system for Dan - Shui Basin in Taiwan, J Chinese Inst. Of Eng. 30(60): 1091-1096.
- Martin JE, 2007. Mid-Latitude atmospheric dynamics, John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England.
- Rakhecha PR and Singh VP, 2009. Applied hydrometeorology, Capital Publishing Company. New Delhi, India
- Sanford WA and Selnick, DL, 2013. Estimation of evapotranspiration across the conterminous United State using a regression with climate and land-cover data, JAWRA 49: 217-230.
- Singh R K, Senay GB, Naga MV, Bohms S, Scott RL and Verdin JP, 2014. Actual evapotranspiration (Water use) assessment of the Colorado river basin at the landsat resolution using the operational simplified surface energy balance model. J Remote Sens 6: 233-256.
- Teuling AJ, Van Loon AF, Seneviratne SI, Lehner I, Aubinet M, Heinesch B, Bernhofer C, Grünwald T, Prasse H and Spank U, 2013. Evapotranspiration amplifies European summer drought, Geophys Res Lett 40: 2071-2075.
- Zho GF, Li X, Su YH, Zhang K, Bai Y, Ma JZ, Li CB, H u X L and He JH, 2014. Simultaneously assimilating multivariate data sets into the two-source evapotranspiration model by Bayesian approach: application to spring maize in an arid region of northwestern China, Geosci. Model Dev 7: 1467-1482.