



پیش‌بینی درون فصلی تولید گندم فاریاب با استفاده از شاخص منطقه‌ای بیلان رطوبتی

(مطالعه موردی: استان قم)

مهدی قمقما^{۱*}، عباس پورمیدانی^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۸

چکیده

وقوع متناوب خشکسالی و نابهنجاری رطوبت خاک موجب افت عملکرد گیاهان زراعی دیم و فاریاب می‌شود. پیش‌آگاهی از میزان افت احتمالی تولید در انتهای فصل، جهت تضمین تولید پایدار و امنیت غذایی ضروری است. در مطالعه حاضر با بهره‌گیری از شاخص تفاضل بارش و تبخیرترعق پتانسیل استاندارد شده (SPEI) که معرف بیلان رطوبتی است، رابطه بین تولید منطقه‌ای گندم زمستانه فاریاب و وضعیت خشکسالی طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۶ در استان قم جستجو شد. برای شناخت وضعیت خشکسالی منطقه و با توجه به کمبود ایستگاه‌های هواشناسی، از داده‌های حدود ۳۰ نقطه از شبکه داده‌های بازتخلیل، با پوشش مکانی کافی از منطقه و نیز از روش چندمتغیره تحلیل مولفه اصلی برای استخراج الگوهای مکانی-زمانی خشکسالی استفاده شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که بر اساس داده‌های دوره ۱۱۷ ساله (۲۰۱۷-۱۹۰۱)، الگوی غالب رخداد‌های خشکسالی منطقه بیش از ۸۰ درصد واریانس تغییرات نقاط شبکه بازتخلیل را توجیه می‌کند. این الگو برای انواع خشکسالی‌های هواشناسی، کشاورزی و هیدرولوژیکی، وقوع خشکسالی‌های شدید و فرین طی دو دهه اخیر را نشان می‌دهد. همچنین مشخص شد که شاخص خشکسالی هواشناسی (SPEI) در ماه مارس بالاترین همبستگی (۰/۹) را با تولید نهایی گندم برداشت شده طی ۳ ماه بعد (ژوئن) دارد. اعتبارسنجی مستقل مدل‌های رگرسیون چندگانه با رهیافت باز نمونه گیری Jackknife، نشان داد که اکثر مدل‌ها قادرند برآورد قابل قبولی از میزان تولید نهایی با لحاظ اثر خشکسالی ارائه دهند.

واژه‌های کلیدی: خشکسالی، SPEI، داده‌های بازتخلیل، رهیافت خروج یک به یک، گندم

مقدمه

(Kogan et al., 2005a). عملکرد یک مزرعه توسط عوامل مختلفی از جمله عوامل مدیریتی، نوع بذر مورد استفاده، عوامل اقلیمی و غیره کنترل می‌شود. با این وجود در مناطق با اقلیم خشک و نیمه‌خشک، عملکرد و در نتیجه تولید نهایی محصولات کشاورزی به تغییر در مولفه‌های وضع هوا^۳ به ویژه دمای هوا و میزان بارندگی بسیار حساس است (Alexandrov and Hogenboom, 2000). همچنین خشکسالی‌های پی‌درپی که برهم‌زننده بیلان رطوبتی مزارع هستند، قادرند تولید کشاورزی را در این مناطق کاهش داده

میزان تولید نهایی در کشاورزی به دو کمیت میزان عملکرد و وسعت زیر کشت وابسته است. وسعت زیر کشت عمدتاً طی چندین سال متوالی تغییر چشمگیری ندارد. از این رو میزان تولید نهایی بسیار وابسته به عملکرد است

^۱ پژوهشگر پسادکتری، گروه پژوهشی علوم و مهندسی آب و خاک، پژوهشکده کشاورزی هسته‌ای، پژوهشگاه علوم و فنون هسته‌ای
(**نویسنده مسئول: mghamghami@ut.ac.ir)

^۲ استادیار، بخش تحقیقات جنگل‌ها و مراتع، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان قم، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، قم، ایران

^۳ Weather components

نحوه ارجاع مقاله:

قمقما، م.، پورمیدانی، ع. ۱۴۰۱. پیش‌بینی درون فصلی تولید گندم فاریاب با استفاده از شاخص منطقه‌ای بیلان رطوبتی (مطالعه موردی: استان قم).

نشریه هواشناسی کشاورزی، ۱۰(۱): ۸۶-۹۸. DOI: 10.22125/agmj.2022.288164.1116

Ghamghami, M., Pourmeidani, A. 2022. Intra-seasonal prediction of irrigated wheat yield using a regional water balance index, (Case study: Qom province). Journal of Agricultural Meteorology, 10(1): 86-98. DOI: 10.22125/agmj.2022.288164.1116

خروجی معادله و بارندگی به طور مستقیم جزء ورودی معادله را شکل می‌دهند. بنابراین یک شاخص توصیف‌کننده بیلان رطوبتی قادر است تغییرات مورد انتظار در تولید زراعی را سنجش کند. برای مثال، Bannayan et al., (2010) ارتباطی بین شاخص خشکی^۳ (قابلی ساده از بیلان رطوبتی) و عملکرد غلات در شمال شرق کشور برقرار کردند و دریافتند که خشکسالی نقش مهمی در تغییرپذیری‌های بین‌فصلی^۴ عملکرد غلات ایفا می‌کند. مطالعه حاضر به بررسی ارتباط میان شاخص معرف بیلان رطوبتی و تولید نهایی گندم فاریاب در استان قم می‌پردازد. فرض اساسی در مطالعه حاضر این است که خشکسالی در مناطق خشک و کم‌آبی مانند استان قم، اثرات چشمگیری بر عملکرد کشاورزی اعم از فاریاب و دیم خواهد داشت. کمتر از ۱۰ درصد سطح زیر کشت گندم در استان به کشت دیم اختصاص دارد (Water Productivity of Qom Province, 2019). از این رو مطالعه حاضر به کشت فاریاب توجه دارد. با تکیه بر فرض مذکور، این مطالعه با بهره‌گیری از اطلاعات این شاخص به دنبال مدل‌سازی تولید نهایی و ارائه یک پیش‌آگاهی درون‌فصلی^۵ به مدیران ذیربط است.

مواد و روش‌ها

توصیف منطقه مورد مطالعه

استان قم با وسعت تقریبی ۱۲۰۰۰ کیلومتر مربع (۱۴۲۳۸۰۰ هکتار) در موقعیت ۳۴ درجه و ۸ دقیقه تا ۳۵ درجه و ۱۱ دقیقه عرض جغرافیایی و ۵۰ درجه و ۶ دقیقه تا ۵۲ درجه و ۳ دقیقه طول جغرافیایی قرار گرفته است. استان قم در فلات مرکزی ایران واقع شده است. این استان تقریباً در مرکز ایران واقع شده و از شمال به استان تهران، از شرق به استان سمنان و دریاچه نمک و دشت کویر، از جنوب به استان اصفهان و از غرب به استان مرکزی محدود می‌شود. موقعیت جغرافیایی استان در شکل ۱-۱ آورده شده است. وضعیت اقلیمی استان به گونه‌ای است که از غرب به شرق و از جنوب به شمال به میزان دمای هوا افزوده و از

(Paymard et al., 2019) و معیشت کشاورزان را در معرض خطر قرار دهند. تحلیل مکانی-زمانی^۱ انجام شده توسط Ghamghami and Irannejad (2019) حکایت از وجود روندهای نزولی بسیار شدید در بیلان رطوبتی کشور طی سال‌های ۱۹۸۸-۲۰۱۷ دارد که بیانگر ظهور شرایط خشکی در کشور به ویژه طی دو دهه اخیر است. بنابراین نگرانی روزافزونی درباره تأثیر این شرایط بر تولید نهایی کشاورزی به خصوص در مناطق خشک و کم‌آب وجود دارد. آگاهی از اثرات خشکسالی بر تولید نهایی محصولات کشاورزی می‌تواند به محققین و تصمیم‌گیران این امکان را دهد که چه راهکارهایی را به منظور پیشگیری از وقوع عدم امنیت غذایی اتخاذ کنند. به عنوان مثال، چنانچه تا پیش از برداشت معلوم شود که خشکسالی رخ داده در یک منطقه تا ۵۰ درصد قادر است تولید نهایی محصولات کشاورزی آن منطقه را کاهش دهد، اقدامات مقتضی و به موقع جهت تأمین و جبران کمبود محصولات راهبردی نظیر گندم توسط تصمیم‌گیران اتخاذ خواهد شد. برای بررسی تأثیر تغییر در مولفه‌های وضع هوا بر تولید نهایی عمدتاً از طرح‌های آزمایشات استفاده می‌شود. با وجود دقت یافته‌های به دست آمده، این طرح‌ها اغلب هزینه‌بر و زمان‌بر هستند (Bannayan et al., 2007). برای دسترسی به یافته‌هایی دقیق اما کم‌هزینه‌تر اغلب از مدل‌های زراعی^۲ استفاده می‌شود. این مدل‌ها فرآیندهای پویای رشد و نمو فیزیولوژیکی گیاهان را به خوبی شبیه‌سازی می‌کنند. اما این مدل‌ها همچنان به طیف وسیعی از داده‌های مختلف نیازمندند که اغلب تأمین همه آن‌ها دشوار است (Eyshi, Rezaie and Bannayan, 2012). برخی مدل‌های زراعی آماری یا تجربی می‌توانند به کمک مدل‌سازی تولید زراعی آیند. این مدل‌ها اغلب پیوندی میان پارامترهای مهم زراعی نظیر تولید نهایی و مولفه‌های وضع هوا برقرار می‌کنند (Liu et al., 2010). لازم به ذکر است که دو مولفه مهم وضع هوا یعنی دمای هوا و میزان بارندگی، اجزای معادله بیلان رطوبتی را تشکیل می‌دهند. دما به طور غیرمستقیم از طریق مولفه تبخیر-ترقرق پتانسیل جزء

³ Aridity index

⁴ Inter-annual variability

⁵ Intra-annual pre-warning

¹ Spatiotemporal analysis

² Crop modeling

توصیف داده‌ها

به دلیل کمبود ایستگاه‌های همدیدی و لزوم توجه به تحلیل‌های مکانی در زمینه وضعیت بیلان رطوبتی و شناسایی عوامل آن، در طرح حاضر از داده‌های بازتحلیل‌شده^۱ (NCARS, 2015) استفاده شده است. اگر در منطقه‌ای ایستگاه‌های باران‌سنجی و همدیدی توزیع مناسبی نداشته باشند، برای شبیه‌سازی‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی که مبنای آن داده‌های اقلیمی به خصوص داده‌های دما و بارش هستند، می‌توان از این اطلاعات استفاده نمود. علیرغم اینکه استان قم دارای چندین ایستگاه همدیدی است، تنها ایستگاه همدیدی قم دارای طول مکفی از اطلاعات اقلیمی است و سایر ایستگاه‌ها به دلیل تازه تأسیس بودن، از آمار بلندمدت محروم هستند. پایگاه‌های بازتحلیل شده اقلیمی مجموعه‌ای از داده‌های مشاهداتی را در خود جای داده‌اند که از سرتاسر زمین توسط ایستگاه‌های همدیدی و سایر ایستگاه‌ها به ثبت رسیده‌اند. از روش‌های درون‌یابی برای ایجاد نقاط شبکه با تفکیک مکانی معینی استفاده می‌شود. در طرح حاضر از داده‌های بازتحلیل واقع در آدرس اینترنتی (<https://climatedataguide.ucar.edu>)^۲ استفاده شده است. دو متغیر دمای هوا و بارندگی برای ۳۰ نقاط شبکه بازتحلیل که استان را پوشش می‌دهند از فایل‌های جهانی با فرمت Netcdf استخراج شدند. این داده‌ها اطلاعات سری زمانی ماهانه دوره آماری ۲۰۱۷-۱۹۰۰ را پوشش می‌دهند. شکل A-۱ همچنین موقعیت مکانی این نقاط را نشان می‌دهد. همچنین اطلاعات مربوط به تولید نهایی گندم فاریاب در استان بر حسب هزار تن طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۶ از گزارش بهره‌وری آب استان استخراج شد (Water Productivity of Qom Province 2019). شکل B-۱ روند تغییرات تولید نهایی گندم زمستانه را نشان می‌دهد. عملکرد گیاهان همواره با تغییرپذیری‌های بین‌فصلی همراه است که ریشه در شرایط وضع هوا و عوامل مدیریتی (نوع بذر، کوددهی، و غیره) دارد. چنانچه ذکر شد عملکرد مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده تولید نهایی است. از شکل B-۱ استنباط

میزان بارش، تعداد روزهای یخبندان و ابری کاسته می‌شود. در جدول ۱، به وضعیت عمومی اقلیم استان اشاره شده است. در تقسیم‌بندی هیدرولوژیکی، ایران دارای پنج حوضه آبریز اصلی درجه یک، ۳۰ حوضه آبریز درجه دو یا فرعی و بیش از ۶۰۰ محدوده مطالعاتی است (Jamab, 1999). استان قم در حوضه آبریز اصلی فلات مرکزی و حوضه آبریز فرعی دریاچه نمک واقع شده است. همه یا بخش‌هایی از ۶ محدوده مطالعاتی استان قم را در بر می‌گیرند که در اکثر آن‌ها کشاورزی رایج است. این محدوده‌ها که مرزهای آن در شکل A-۱ آورده شده عبارتند از دریاچه نمک، مسیله، ساوه، سلفچگان، قم-کهنک و شریف‌آباد.

Table 1- Climate features of Qom province

جدول ۱- مشخصات اقلیمی استان قم	
Yearly mean of rainfall	135 (mm)
Maximum temperature	49 (°C)
Minimum temperature	-12 (°C)
No. frost days	84
Yearly total evapotranspiration	1558 (mm)

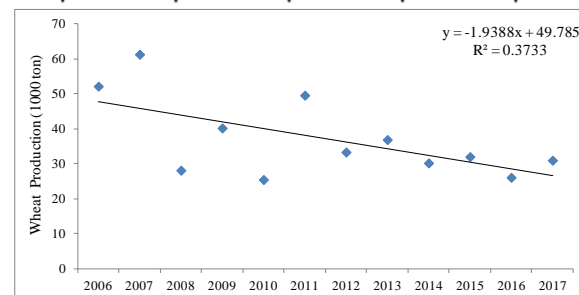
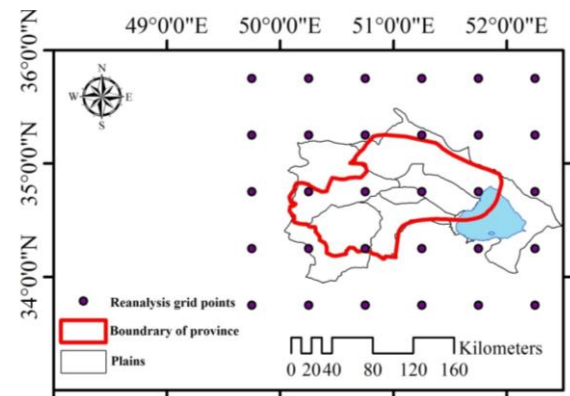


Figure 1- Geographical location of Qom province, and reanalysis grid points data (right picture); trend in wheat production (left picture)

شکل ۱- موقعیت جغرافیایی استان قم، و نقاط شبکه داده‌های بازتحلیل (A)، روند تغییرات تولید گندم (B)

¹ Reanalysis data

² <https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/global-land-precipitation-and-temperature-willmott-matsuura-university-delaware>

$$\Delta_i = P_i - PET_i \quad (1)$$

که نشان‌دهنده میزان آب اضافی یا کمبود آب در یک ماه معین است. این کمیت در مقیاس زمانی از ۱ ماه تا ۱۲ ماه و بیشتر قابل محاسبه است که به آن تفاضل تجمعی رطوبت گفته می‌شود. به عنوان مثال تفاضل تجمعی رطوبت ۳ ماهه با ماه پایانی ژانویه، عبارت است از تفاضل میان مجموع بارش سه ماه ژانویه، دسامبر و نوامبر و مجموع تبخیرتغرق پتانسیل سه ماه مذکور. با توجه به منفی بودن و مثبت بودن تفاضل‌های تجمعی برازش تابع توزیع گاما (همانند شاخص SPI) امکان‌پذیر نیست چرا که این تابع برای اعداد مثبت تعریف شده است. به همین منظور Vicente-Serrano et al., (2010) تابع توزیع لوگ لجستیک سه پارامتری را برای برازش بر تفاضل‌های تجمعی پیشنهاد دادند. این تابع بر همه اعداد منفی و مثبت برازش یافته و انعطاف‌پذیری بالایی در برخورد با انواع داده‌ها دارد. یک تابع توزیع چگالی احتمالاتی لوگ لجستیک سه پارامتری به شکل معادله ۲ است.

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} \left[1 + \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta}\right]^{-2} \quad (2)$$

که در آن α پارامتر مقیاس، β پارامتر شکل، γ پارامتر موقعیت منحنی و x متغیر مدنظر (در اینجا تفاضل تجمعی رطوبت) است. پارامترهای این تابع توزیع به روش‌های مختلفی قابل برآورد هستند که در میان آن‌ها روش گشتاورها کارکرد بهتری دارد.

$$\beta = \frac{2w_1 - w_0}{6w_1 - w_0 - 6w_2} \frac{\beta}{(w_0 - 2w_1) \beta} \quad (3)$$

$$\alpha = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)}$$

$$\gamma = w_0 - \alpha \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right)$$

$$w_s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(1 - \frac{i-0.35}{N}\right)^s \Delta_i$$

که w گشتاور مرتبه s است. تابع توزیع احتمالاتی تجمعی از معادله ۴ به دست می‌آید.

$$F(x) = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{x-\gamma}\right)^{\beta}\right]^{-1} \quad (4)$$

برای محاسبه SPEI، مقادیر تابع توزیع به دست آمده از معادله ۴ به منحنی نرمال استاندارد منتقل می‌شوند و مقدار

می‌شود که تولید نهایی گندم فاریاب در استان طی سال‌های مذکور یک روند نزولی معناداری داشته است. این مهم است که تنها تغییرپذیری‌های مرتبط با وضع هوا و اقلیم برای مدل‌سازی تولید نهایی در نظر گرفته شوند. برای جداسازی سهم مولفه‌های وضع هوا در تغییرپذیری تولید زراعی و به عبارت دیگر نرمال‌سازی مقادیر تولید نهایی، از معادله رگرسیون ساده برای روندزایی^۱ داده‌ها استفاده شد (Bannayan et al., 2010). مقادیر باقیمانده^۲ در صورت تأمین شرط نرمال بودن می‌توانند به عنوان سهم وضع هوا و اقلیم در نظر گرفته شوند. این مقادیر باقیمانده را مقادیر بی‌هنجاری تولید^۳ می‌گویند. Landman and Mason (1999) اذعان داشتند که عمل نرمال‌سازی کمک می‌کند تا همه داده‌ها فرصت یکسان برای مشارکت در فرآیند مدل‌سازی داشته باشند.

شاخص بیلان رطوبتی

در تحقیقی، Vicente-Serrano et al., (2010) یک شاخص خشکسالی مبتنی بر دما و بارندگی به نام شاخص تفاضل بارش و تبخیرتغرق پتانسیل استاندارد شده یا SPEI^۴ معرفی کردند. این شاخص مزایای متعددی دارد از جمله فرآیند محاسباتی آسانی دارد و انعطاف‌پذیری چندزمانی^۵ (بازه‌های زمانی ۱ تا ۲۴ ماهه) را حفظ کرده است. از سوی دیگر این شاخص به تغییرات تبخیرتغرق پتانسیل حساس است. به همین دلیل می‌توان با بکارگیری این شاخص تاثیرات گرمایش جهانی را بر خشکسالی و آثار آن بررسی کرد. در ایران Bazrafshan (2017) پیشنهاد داد که SPEI شاخص مناسبی برای پایش خشکسالی است که این به نقش تعیین کننده دما بر می‌گردد. شاخص SPEI مبتنی بر محاسبه بیلان رطوبتی بوده که تفاضل میان تبخیرتغرق پتانسیل و بارندگی است. جزئیات فرمولاسیون این رهیافت در Yao et al., (2018) آمده است. تفاضل رطوبت (Δ) با محاسبه اختلاف بین بارندگی (P) و تبخیرتغرق پتانسیل (PET) در ماه i بر اساس معادله ۱ به دست می‌آید.

¹ De-trending

² Residuals

³ Anomalies

⁴ Standardized precipitation and evapo-transpiration index

⁵ Multi-temporal

به الگوی/الگوهای غالب منطقه، توسط مدل‌های رگرسیون خطی چندگانه (MLR)^۲ ارزیابی شد.

$$\text{Pr}(i) = \alpha + \sum_{j=1}^N (\beta(j) \times \text{SPEI}(j)) + \varepsilon \quad (5)$$

که α عرض از مبدأ، β ضریب رگرسیون یا شیب معادله، SPEI متغیر/متغیرهای پیش‌بینی‌کننده مبتنی بر شاخص SPEI که همبستگی معناداری با تولید نهایی دارند، و ε جزء تصادفی معادله است. ز بعد معادله است و از ۱ تا N متغیر است که N تعداد متغیرهای دخیل در روند مدل‌سازی براساس روش گام‌به‌گام^۳ است (Draper and Smith, 1981). از داده‌های دوره ۱۲ ساله ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ برای اعتبارسنجی مستقل^۴ مدل‌ها استفاده شد. معادله ۵ به طور مستقل بر اساس رهیافت "Jackknife" (یا "خروج یک به یک") اعتبارسنجی می‌شود (Kogan, 2020). چنانچه همه سال‌ها یکی پس از دیگری از مجموعه داده‌ها حذف شده و در هر مورد، یک معادله جدید با متغیرهای باقیمانده تولید می‌شود (بدون آن سال حذف شده) و هر معادله برای پیش‌بینی سال حذف شده بکار گرفته می‌شود. این رویه ۱۲ بار انجام شد و مقدار بی‌هنجاری تولید برای هر سالی که در شکل‌گیری مدل لحاظ نشده بود، به طور مستقل محاسبه شد.

نتایج و بحث

وضعیت خشکسالی در نقاط شبکه باز تحلیل

براساس اطلاعات دریافتی از داده‌های بازتحلیل شده، شاخص SPEI طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۰۱ میلادی (۱۱۷ سال؛ سال ۱۹۰۰ برای محاسبه مقادیر تجمعی سال ۱۹۰۱ استفاده شد) و برای هر ۳۰ نقطه با پوشش دشت‌های استان قم محاسبه شد. برای تحلیل دقیق‌تر وضعیت خشکسالی در نقاط شبکه، توزیع جغرافیایی آماره‌های من‌کندال یا MK^5 (Mann, 1945) به صورت نقاط رنگ‌بندی شده در شکل ۲ برای شاخص SPEI و در ۵ مقیاس زمانی آورده شده است. رنگ‌بندی‌ها براساس سطوح مختلف اطمینان ۰.۹۰، ۰.۹۵، ۰.۹۹ و ۰.۹۹/۹۹ می‌باشد (Hamed, 2009). همچنین نقاطی

متناظر با مقدار تابع نرمال استاندارد روی محور X معادل SPEI در نظر گرفته می‌شود. با توجه به اینکه سری داده باید یک سری همگن باشد، باید در عرض سال دوره‌های همگن انتخاب شده و این سری بر هر دوره جداگانه برازش یابد. این دوره‌ها می‌توانند ماه‌های سال باشند که نتیجه آن محاسبه ۱۲ مرتبه پارامترهای تابع برای هر نقطه شبکه می‌باشد. شاخص SPEI در ۵ مقیاس زمانی ۱، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهه محاسبه شد. این مقیاس‌ها دربرگیرنده هر سه نوع خشکسالی هواشناسی (مقیاس‌های کوتاه‌مدت)، کشاورزی (مقیاس‌های میان‌مدت) و هیدرولوژیکی (مقیاس‌های بلندمدت) خواهد بود. لازم به ذکر است که در مطالعه حاضر تبخیرتعرق پتانسیل به روش تورنت‌وایت اصلاح شده (Yao et al., 2018) برآورد گردید که تنها به دمای هوا و عرض جغرافیایی وابسته است. در گام بعدی مقادیر تفاضل رطوبت در گام‌های زمانی مختلف (در این مطالعه ۱، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماه) به صورت تجمعی محاسبه می‌شوند و تابع توزیع احتمالی لوگ-لجستیک سه پارامتری بر آن‌ها برازش یافت.

مدل‌سازی تولید نهایی

برای استخراج الگوهای مکانی بیلان رطوبتی توصیف‌کننده وضعیت غالب خشکسالی یا ترسالی در منطقه مورد مطالعه، از تحلیل‌های آماری چندمتغیره مانند تحلیل مولفه اصلی (PCA)^۱ در این مطالعه استفاده شده است (Smith, 2002). در مطالعات هواشناسی و هیدرولوژی از این روش‌ها عمدتاً برای کاهش متغیرها و استخراج متغیرهایی که بیشترین توجیه‌پذیری از تغییرات رخ داده را دارند (تفسیر به الگوهای مکانی می‌شوند) استفاده می‌شود. از این رو بکارگیری این روش‌ها برای توصیف تغییرپذیری مکانی خشکسالی نیز می‌توان بهره برد. تحلیل چندمتغیره بر روی سری‌های زمانی شاخص خشکسالی SPEI مربوط به ۳۰ نقاط شبکه بازتحلیل به طور مجزا برای هر مقیاس زمانی انجام شد و هدف اصلی بکارگیری آن شناسایی موثرترین پارامترهای مسئول تغییرات مکانی خشکسالی است. پاسخ بی‌هنجاری‌های تولید نهایی (Pr) به تغییرات SPEI مربوط

² Multiple linear regression

³ Stepwise

⁴ Independent validation

⁵ Mann-Kendal test

¹ Principle Component Analysis

خود قرار داده است. چنانچه بیش از نیمی از نقاط براساس آمار ۱۱۷ سال گذشته از یک روند منفی و معنادار (در سطح اطمینان ۹۹/۹۹٪) در سری زمانی شاخص SPEI12 برخوردار بوده‌اند. این به معنای وقوع خشکسالی‌های شدید هیدرولوژیکی در این نقاط است. مضافاً اینکه بسیاری از نقاط دیگر نیز در سطوح اطمینان پایین‌تری دارای شرایط مشابه هستند. با این وجود نگرش نقطه‌ای به خشکسالی برای تصمیم‌گیری‌های مدیریتی درست نیست. از این رو باید به الگوهای مکانی خشکسالی روی آورد. در بخش بعدی نتایج الگوهای مکانی خشکسالی شاخص SPEI ارائه خواهد شد.

که دارای روند معناداری در طول ۱۱۷ سال گذشته نیستند به رنگ آبی نمایش داده شده‌اند. براساس این یافته‌ها می‌توان استنباط کرد که با افزایش مقیاس زمانی تعداد نقاطی که در سطوح بالاتر اطمینان قرار دارند، افزایش یافته است. به عبارت دیگر با افزایش مقیاس زمانی (از هواشناسی به هیدرولوژیکی)، خشکسالی در منطقه شدیدتر شده است. به طور کلی، طبق شاخص SPEI یک الگوی معرف خشکسالی‌های هواشناسی شدید در شمال شرق استان مستقر است. با افزایش مقیاس زمانی، این الگو به سمت مرکز استان گسترش یافته و مناطق بیشتری را تحت آسیب

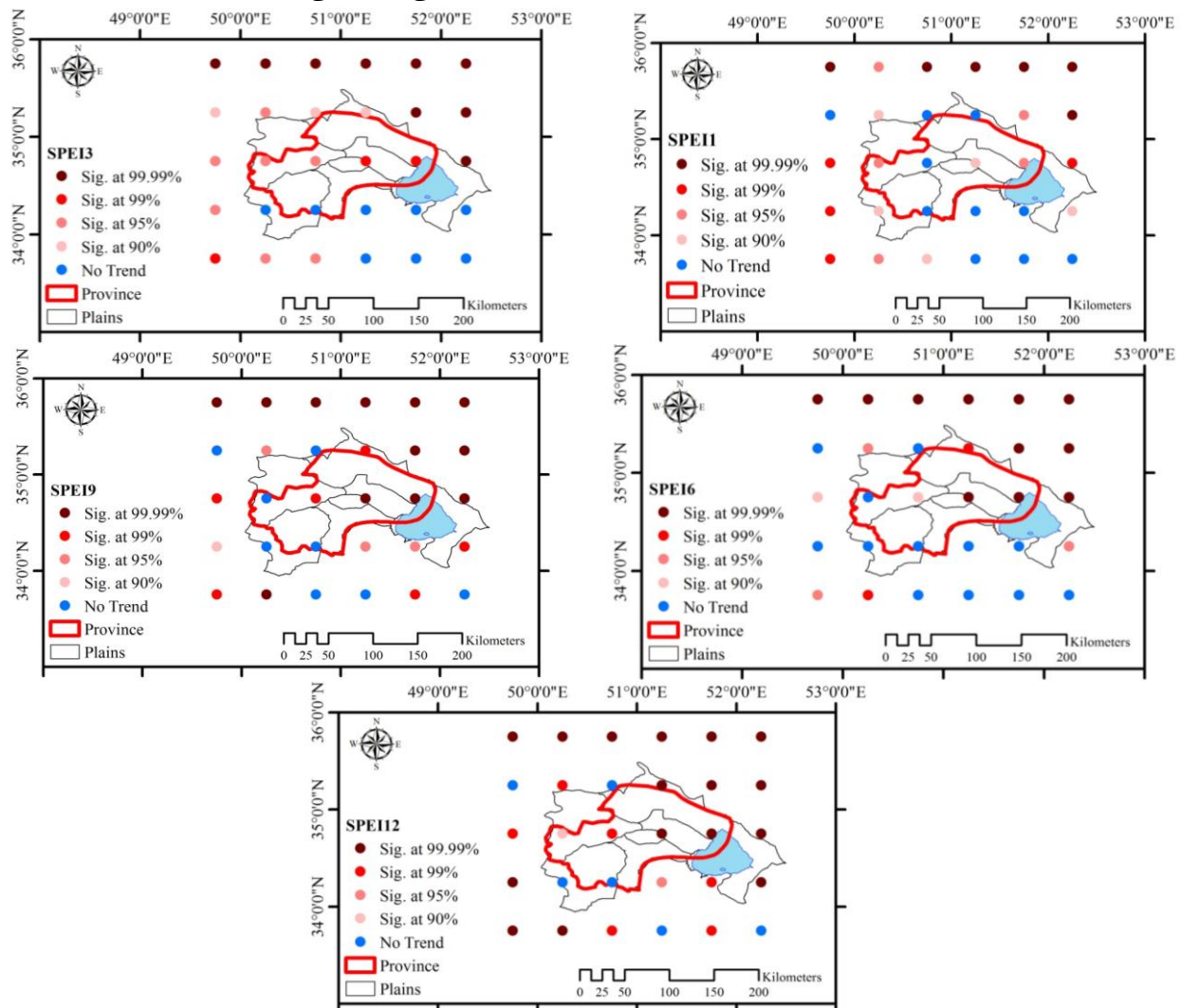


Figure 2- Significance of Mann-Kendal test's statistic at various confidence levels in 30 grid points describing drought trend during recent 117 years for all time scales

شکل ۲- معناداری آماره من‌کندال براساس سطوح اطمینان مختلف در ۳۰ نقطه از شبکه داده‌های بازتحلیل معرف وضعیت روند خشکسالی در ۱۱۷ سال گذشته در همه مقیاس‌های زمانی

نتایج تحلیل مولفه اصلی

تحلیل مولفه اصلی عامل‌هایی را تولید می‌کند که بیشترین واریانس تغییرپذیری مکانی و زمانی پدیده‌ای مانند خشکسالی را توجیه می‌کنند (Martins et al., 2012). این تحلیل بر روی داده‌های SPEI مربوط به ۳۰ نقطه از شبکه داده‌های بازتحلیل انجام شد. با استفاده از چرخش محورها به روش PROMAX در تحلیل مولفه اصلی عامل‌هایی از داده‌های مکانی برای همه مقیاس‌های زمانی به طور مجزا تولید شدند. در ادامه درباره دلایل انتخاب این روش چرخش توضیح داده خواهد شد. نتایج تحلیل مولفه اصلی در جدول ۲ آورده شده است. در این جدول ستون اول از سمت چپ، مقیاس زمانی شاخص SPEI است. ستون دوم متغیر عاملی است. ستون‌های سه تا پنج به ترتیب مقدارویژه‌ها، میزان واریانس توجیه شده و میزان واریانس توجیه شده تجمعی توسط متغیر عاملی متناظر را نشان می‌دهد. چنانچه از جدول پیداست، در همه مقیاس‌های زمانی، سه متغیر عاملی معنادار براساس تحلیل مولفه اصلی استخراج می‌شود. این سه متغیر به ترتیب PC1، PC2 و PC3 نام دارند. متغیرهای عاملی ۴ تا ۳۰ از نقطه نظر تحلیل عاملی معنادار نبودند، چرا که مقدارویژه آن‌ها کمتر از یک به دست آمده است (بدین معنی که واریانس تغییرات حتی ۱ نقطه‌شبکه هم در این متغیرهای عاملی نیست).

Table 2- Statistics of PCA conducted for SPEI in all time scales

جدول ۲- نتایج تحلیل مولفه اصلی شاخص‌های SPEI در

مقیاس‌های مختلف زمانی

SPEI	PCs	Eigen value	Explained Variance (%)	Cumulative (%)
1-month	PC1	25.11	83.699	83.699
	PC2	1.81	6.032	89.731
	PC3	1.753	5.845	95.576
3-month	PC1	24.853	82.844	82.844
	PC2	1.977	6.589	89.433
	PC3	1.803	6.011	95.444
6-month	PC1	24.928	83.093	83.093
	PC2	2.024	6.746	89.839
	PC3	1.678	5.594	95.433
9-month	PC1	24.921	83.071	83.071
	PC2	2.095	6.982	90.053
	PC3	1.652	5.508	95.561
12-month	PC1	24.833	82.777	82.777
	PC2	2.149	7.163	89.941
	PC3	1.688	5.628	95.568

متغیر عاملی اول یا PC1 به دست آمده از داده‌های شاخص SPEI در مقیاس‌های زمانی مختلف، به تنهایی بین ۸۲ تا ۸۴ درصد واریانس را توجیه می‌کند. به عبارت دیگر تغییرات ۸۲ تا ۸۴ درصد نقاط شبکه بازتحلیل در متغیر عاملی اول لحاظ شده است. این حد بالای توجیه‌پذیری واریانس داده‌ها حکایت از وجود الگوهای مکانی قوی در منطقه دارد. الگوهای مکانی منسجم هنگامی ایجاد می‌شوند که تغییرات در نقاط مجاور هم از نظر ویژگی‌های آماری مشابهت داشته باشد (Hui-Mean et al., 2018). بعلاوه این الگوها دارای تغییرات شرقی-غربی (و بالعکس) و یا شمالی-جنوبی (و بالعکس) باشند. اگر چه این سه متغیر عاملی در مجموع بیش از ۹۰ درصد واریانس داده‌های موجود در نقاط را توجیه می‌کنند، با این وجود، از نظر آماری مولفه عاملی اول یا PC1 برای توصیف تغییرات داده‌ها کافی است (طبق قانون ارائه شده توسط North et al., 1982). این متغیرها بیش از ۸۰ درصد واریانس را توجیه می‌کنند. به عبارت دیگر واریانس تغییرات بیش از ۸۰ درصد نقاط (یعنی بیش از ۲۴ از ۳۰ نقطه) در این متغیر عاملی وجود دارد. هر گونه روند تغییرات در این متغیرها معرف روند تغییرات در نقاط متناظر خواهد بود.

تحلیل مکانی وضعیت خشکسالی استان

در تحلیل مولفه اصلی، برای هر متغیر عاملی یک بردار امتیازات^۱ تولید می‌شود. هر عامل به یک ساختار فضایی به دست آمده از بارهای عاملی^۲ (همبستگی‌های بین عامل‌ها و نقاط شبکه بازتحلیل) مرتبط است، بنابراین مناطق با ارزش بار عاملی بیشتر از ۰/۸ را می‌توان تقریباً مناطق منسجم و یک الگوی مکانی در نظر گرفت. همچنین تحلیل روندی با استفاده از آزمون MK در توالی زمانی متغیرهای عاملی انجام شده است. از حاصلضرب ماتریس متغیرهای اولیه (در اینجا ۳×۱۴۰۴) در ماتریس امتیازات (۳×۳۰)، توالی زمانی متغیرهای عاملی (۳×۱۴۰۴) به دست می‌آید که ستون اول آن مربوط به متغیر عاملی اول یا PC1 است. شکل ۳ تغییرات توالی زمانی PC1 به دست آمده از شاخص SPEI

^۱ Scores^۲ Factor loadings

برای آگاهی بیشتر از معناداری روند تغییرات، مقادیر آماره‌های ضریب تبیین (R^2) و من‌کنندال (Z-MK) معرف وجود یا عدم وجود روندهای معنادار در سری زمانی، در جدول ۳ برای هر پنج مقیاس زمانی آورده شده است. روشن است، هر چه ضریب تبیین بزرگ‌تر باشد به مفهوم معنادارتر بودن روند تغییرات است. به علاوه براساس آماره من‌کنندال شاخص SPEI، متغیر عاملی اول در همه مقیاس‌های زمانی به استثنای SPEI1، همراه با روند منفی معناداری در سطح اطمینان ۹۹/۹۹ درصد است. این روند معرف وقوع خشکسالی‌های شدید هواشناسی، کشاورزی و هیدرولوژیکی در سطح منطقه است. برای ترسیم تغییرات مکانی این الگوها، از الگوی پراکنش بارهای عاملی استفاده می‌شود. چنانچه ذکر شد، بارهای عاملی عبارتند از همبستگی‌های بین متغیرهای اولیه و متغیرهای عاملی. هر چه بارهای عاملی بزرگ‌تر باشند به معنی همبستگی بیشتر متغیرهای متناظر با متغیرهای عاملی است (Mathbout et al., 2018). بار عاملی ۰/۸ برای یک نقطه‌شبکه و یک متغیر عاملی بدین معنی است که همبستگی بین آن نقطه‌شبکه و آن متغیر عاملی معادل ۰/۸ است. به عبارت دیگر، بارهای عاملی یک ماتریسی هستند که تعداد سطر این ماتریس معادل تعداد نقاط شبکه و تعداد ستون آن معادل تعداد متغیرهای عاملی معنادار است.

Table 3. Statistics depicting trends existing in time series of SPEI-PC1 for all time scales

جدول ۳- آماره‌های معرف روند موجود در تغییرات زمانی متغیر عاملی SPEI-PC1 در مقیاس‌های مختلف زمانی

SPEI	Z-MK	R^2
1-month	-11.3708**	0.0199
3-month	-8.90982**	0.04*
6-month	-12.1448**	0.0634**
9-month	-11.2457**	0.0651**
12-month	-11.3964**	0.0848**

استفاده از یک روش مناسب برای چرخش محورها در تعریف مطلوب بارهای عاملی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این پژوهش، به دو روش متغیرهای عاملی استخراج شدند: روش Varimax و روش Promax (Hendrickson and White, 1964). در روش اول چرخش محورها مشاهده شد که برخی از بارهای عاملی منفی هستند. بار عاملی منفی به معنی روند تغییرات در متغیرهای عاملی بر خلاف جهت

برای ۵ مقیاس زمانی ۱، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهه را توصیف می‌کند. بر خلاف تغییرات سری زمانی شاخص‌های قبلی که به صورت نقطه‌ای بودند، این نمودارها منطقه‌ای هستند. به عبارت دیگر، هر نمودار معرف وجود یا عدم وجود روند خشکسالی در کل منطقه است. ترسیم جغرافیایی این مناطق به صورت منسجم در ادامه آورده شده است. در این نمودارها، سری زمانی شاخص با میله‌های آبی رنگ نمایش داده شده‌اند. همچنین روند خطی تغییرات زمانی شاخص‌ها با خط قرمز نمایش داده شده است.

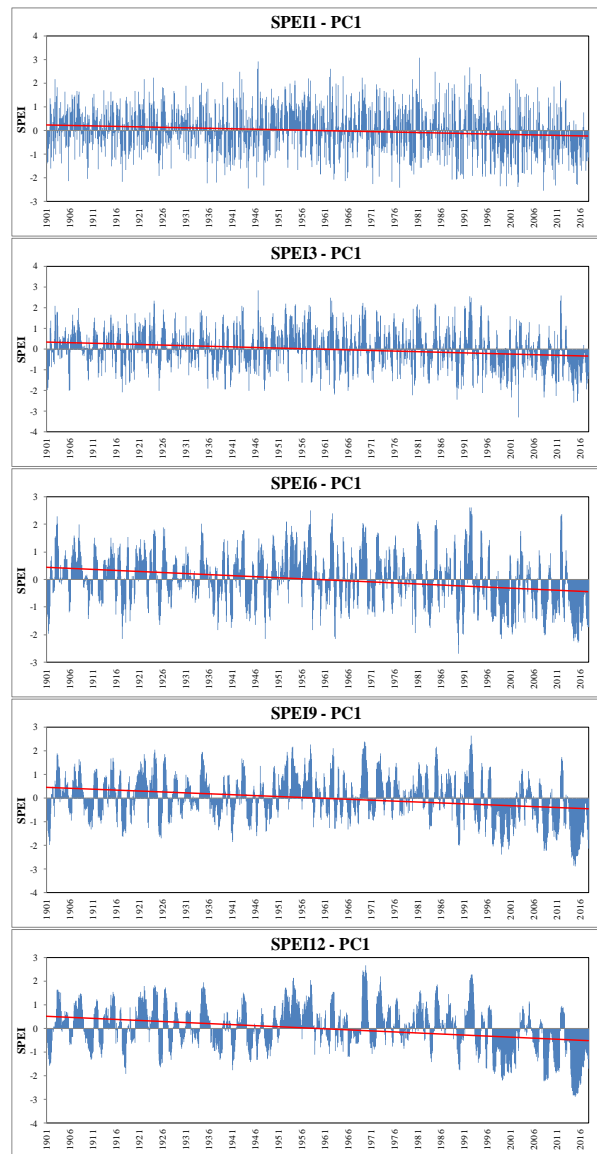


Figure 3- PC1 time series for all time scales
شکل ۳- توالی زمانی متغیر عاملی PC1 برای همه مقیاس‌های زمانی

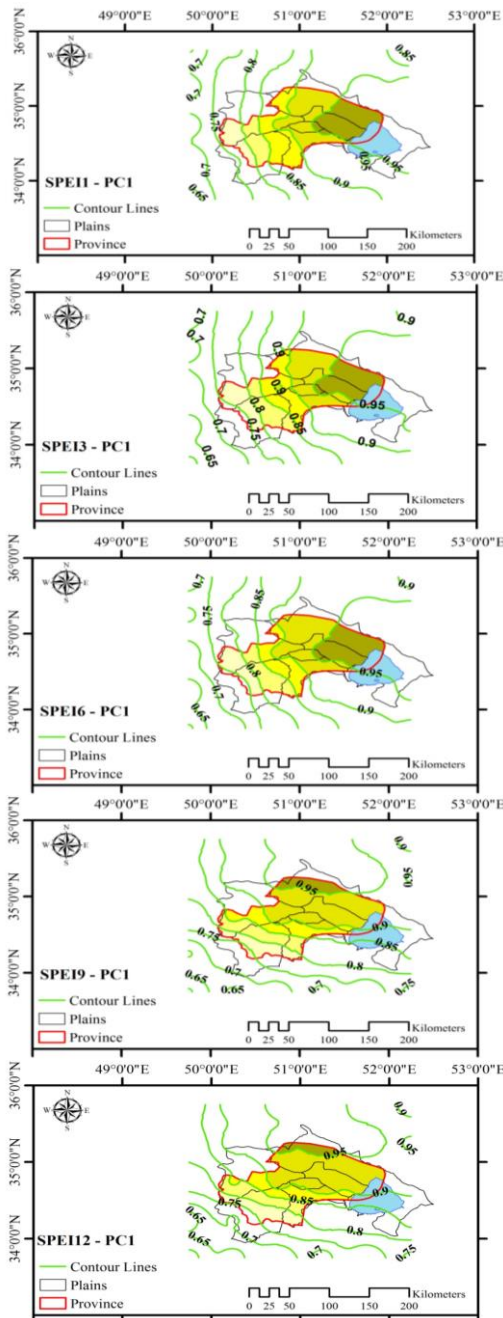


Figure 4- Spatial distribution of factor loadings of PC1 for all time scales

شکل ۴- الگوی پراکنش مکانی بارهای عاملی متناظر با متغیر عاملی PC1 برای همه مقیاس‌های زمانی

این الگو کل استان را در بر می‌گیرد. با تفسیر این الگوها می‌توان دریافت که استان قم طی دهه‌های اخیر با پدیده خشکسالی در همه انواع خود مواجه بوده که از نظر ویژگی‌های خشکسالی طی ۱۱۷ سال اخیر بی‌سابقه بوده است. اگر چه سایر الگوها نیز دارای توزیع فضایی منسجم هستند اما به دو

روند موجود در متغیرهای اولیه است (Mathbout et al., 2018). به عبارت دیگر اگر در یک سری نقاط مجاور هم روند وقوع خشکسالی وجود دارد، متغیرعاملی متناظر آن نقاط، روند ترسالی را نشان خواهد داد. اگر چه از نظر ریاضیاتی می‌تواند درست باشد، اما در تحلیل‌هایی که روند تغییرات در آن‌ها اهمیت دارد، استفاده از این نوع روش‌ها منجر به نتایج نادرست خواهد شد. این نقیصه، در ترسیم فضایی الگوهای منسجم نیز چالش‌آفرین خواهد بود. در روش دوم چرخش محورها، بارهای عاملی مثبت شدند. به عبارت دیگر یک روند خشکسالی در متغیرهای اولیه منجر به تولید یک روند مشابه در متغیرهای عاملی متناظر شده است. با توجه به تعریف بارهای عاملی، هر متغیر عاملی با همه ۳۰ نقاط شبکه همبستگی دارد. برای ترسیم فضایی از روش درون‌یابی معکوس فاصله (IDW)^۱ استفاده شد. سپس خطوط تراز هم‌بارهای عاملی ترسیم و با استفاده از ترکیب رنگ‌بندی، مناطق استان از نقطه نظر بزرگی بار عاملی تفکیک شدند. این موضوع به درک فضایی الگوها کمک خواهد کرد. شکل ۴ به تبیین این موضوع می‌پردازد. این شکل الگوهای فضایی SPEI-PC1 را در همه مقیاس‌های زمانی نشان می‌دهد. هر الگوی فضایی با یک نمودار تغییرات زمانی در شکل ۳ متناظر است. بنابراین با استفاده از تحلیل مولفه اصلی می‌توان به تغییرات مکانی-زمانی خشکسالی دست یافت. در همه مقیاس‌های زمانی، به نظر می‌رسد که بارهای عاملی به دست آمده از روش Promax، دو الگوی منسجم و مجزا از روند تغییرات خشکسالی تولید کرده است: الگوی شرق به غرب استان در مورد خشکسالی‌های هواشناسی و کشاورزی (سه شاخص SPEI1، SPEI3 و SPEI6)، و الگوی شمال به جنوب استان در مورد خشکسالی‌های هیدرولوژیکی (دو شاخص SPEI9 و SPEI12). در مورد سایر متغیرهای عاملی نیز چنین الگوهای منسجمی به دست آمد و جهت تغییرات با متغیر عاملی اول متفاوت بود. با این وجود، الگوی اصلی که متناظر با متغیر عاملی اول است، قوی‌ترین الگو بوده و در تمامی مقیاس‌های زمانی معرف یک روند منفی در تغییرات زمانی شاخص SPEI است.

¹ Inverse distance weighted

تغییرات تولید گندم در استان طی این سال‌ها آورده شده است (برحسب هزار تن). در نگاه اول، تولید گندم طی این سال‌ها روند نزولی داشته است که البته می‌تواند به عوامل مختلفی نظیر کاهش سطح زیر کشت گندم مربوط شود. برای حذف اثر سایر عوامل (عوامل مدیریتی) بر تولید گندم در استان، از یک تابع رگرسیون خطی استفاده شد. باقیمانده‌ها در تابع رگرسیون خطی به عنوان بی‌هنجاری‌های تولید در نظر گرفته شده و آزمون نرمال نشان داد که این بی‌هنجاری‌ها از تابع توزیع نرمال تبعیت می‌کنند. در این صورت اثر همه عوامل بر روند تغییرات تولید گندم حذف می‌شود و تنها می‌توان اثر عوامل غیرمدیریتی نظیر خشکسالی را بررسی نمود. جدول ۴ مقادیر همبستگی پیرسون (Pearson, 1895) بین بی‌هنجاری‌ها و شاخص‌های SPEI مربوط به الگوی غالب منطقه را نشان می‌دهد. ستون اول از سمت چپ مربوط به ماه پایانی است. به عبارت دیگر همبستگی بین بی‌هنجاری‌های تولید گندم با شاخص SPEI3 با ماه پایانی ژانویه (بیانگر تفاضل رطوبتی در سه ماه نوامبر، دسامبر و ژانویه) معادل ۰/۳۶ است. اطلاعات مربوط به هر ۱۲ ماه سال در این جدول آورده شده است.

دلیل الگوی متناظر با متغیر عاملی اول به عنوان "الگوی غالب منطقه" یا SPEI-PC1 مبنای تحلیل در بخش بعدی خواهد بود: اولاً به دلیل اینکه این الگو واریانس تغییرات زمانی بیش از ۸۰ درصد نقاط شبکه را در خود دارد و ثانیاً، این الگو با مناطق مختلف استان همبستگی‌های بالا و معناداری دارد (بیش از ۰/۹۵ در شرق استان تا بیش از ۰/۷۵ در غرب استان). به عبارت دیگر، این الگو تغییرپذیری مکانی-زمانی بیان رطوبتی در اقصی نقاط استان را قویاً در خود دارد. این الگو حکایت از تشدید خشکسالی‌ها در دو الی سه دهه اخیر دارد. این تشدید در تمامی سطوح خشکسالی از هواشناسی تا هیدرولوژیکی بوده است.

تأثیر خشکسالی بر کشاورزی استان

بخش کشاورزی استان نیز از آسیب‌های خشکسالی‌های رخ داده در دو دهه اخیر بی‌نصیب نمانده است. برای بررسی اثر خشکسالی بر تولید کشاورزی در استان، همبستگی بین تولید گندم (به عنوان راهبردی‌ترین محصول زراعی) و شاخص‌های خشکسالی مربوط به الگوی غالب منطقه بررسی شد. پیش‌تر گفته شد که اطلاعات تولید گندم برای دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۶ در دسترس بودند. همچنین در شکل B-۱

Table 4. Pearson correlation coefficients between SPEI-PC1 for all time scales/months and production anomalies (red values: significant at 5%; green cells: synchronized by harvest)

جدول ۴- ضرایب همبستگی پیرسون بین شاخص‌های SPEI-PC1 در مقیاس‌های زمانی مختلف و تمام ۱۲ ماه سال و بی‌هنجاری‌های تولید گندم (مقادیر قرمز معرف معناداری در سطح اطمینان ۰/۹۵؛ سلول‌های سبز: مصادف با فصل برداشت)

Index Month	SPEI1	SPEI3	SPEI6	SPEI9	SPEI12
Jan.	0.150769	0.362443	0.028437	-0.18871	-0.40955
Feb.	-0.10961	0.394628	0.037636	-0.10306	-0.31539
Mar.	0.901209	0.752129	0.402746	0.299404	-0.0017
Apr.	0.264397	0.574674	0.5598	0.325265	0.221761
May	0.059765	0.588153	0.583321	0.378506	0.251366
Jun.	0.193087	0.217627	0.509984	0.388539	0.306965
Jul.	-0.44549	-0.0534	0.366934	0.44705	0.260057
Aug.	0.071837	-0.12817	0.437883	0.523313	0.316961
Sep.	0.112382	-0.07911	0.124734	0.452121	0.339726
Oct.	0.531232	0.474816	0.336424	0.606023	0.608196
Nov.	0.093206	0.419893	0.327385	0.618717	0.657751
Dec.	0.19343	0.351072	0.277014	0.457548	0.592145

سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است (مقادیر قرمز). تولید گندم با SPEI1 مربوط به ماه مارس همبستگی بسیار قوی و معناداری دارد (معادل ۰/۹). همچنین، تولید گندم با SPEI3 با ماه پایانی مارس همبستگی قوی و معناداری دارد (معادل

چنانچه از جدول پیداست، تولید گندم با اکثر شاخص‌ها با ماه‌های پایانی مختلف همبستگی مثبت دارد، بدین معنی که خشکسالی باعث کاهش تولید گندم شده است. با این وجود این ارتباطات فقط برای تعداد کمی از شاخص‌ها در

اعتبارسنجی مستقل (خط آبی) را بر حسب هزارتن نشان می‌دهد. محدوده خاکستری نیز دامنه اطمینان ۹۵ درصد پیش‌بینی را نشان می‌دهد. به غیر از بی‌هنجاری تولید در سال ۲۰۰۶، در باقی سال‌ها مقادیر پیش‌بینی شده در محدوده خاکستری قرار می‌گیرند که به معنی قوت پیش‌بینی‌ها است.

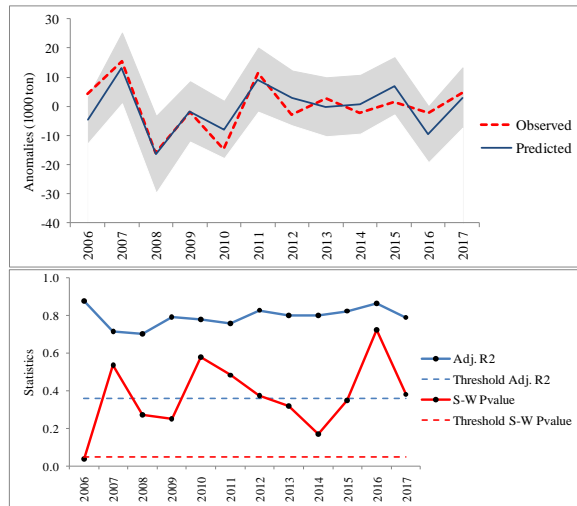


Figure 5- Top graph: results of independent validation of the models; bottom graph: statistics and thresholds

شکل ۵- (تصویر بالا): نتایج اعتبارسنجی مستقل مدل‌های پیش‌بینی تولید گندم؛ و (تصویر پایین): آماره‌های مدل‌ها و آستانه‌های معناداری

تصویر پایین در شکل ۵ دو آماره مهم ضریب تبیین تعدیل‌شده ($Adj. R^2$) و آماره آزمون Shapiro-Wilks (Shapiro and Wilks, 1965) که معرف اعتبار معادلات رگرسیونی از نقطه نظر نرمال بودن باقیمانده‌ها است را نشان می‌دهد. نقاط سیاه روی خطوط ممتد معرف مقادیر آماره‌ها برای هر سال است. هر آماره در هر سال معین مربوط به معادله‌ای است که طی فرآیند واسنجی آن معادله، همه مقادیر مشاهده شده غیر از مقدار آن سال معین لحاظ شده‌اند. خط‌چین آبی معرف آستانه معناداری ضریب تبیین تعدیل‌شده و خط‌چین قرمز معرف آستانه اعتبار مدل‌ها بر اساس آزمون شاپیرو-ویلک^۱ (S-W) است. هر مقداری از آماره‌ها در بالای این آستانه‌ها به معنی کارکرد صحیح مدل‌ها است. چنانچه پیداست، ضریب تبیین همه معادلات بسیار معنادار است. با این وجود معادله سال ۲۰۰۶ از نقطه

۰/۷۵). به عبارت دیگر تفاضل رطوبتی در سه ماهه اول سال میلادی (معادل تقریبی فصل زمستان) با تولید گندم در استان ارتباط قوی دارد. این ارتباطات معنادار، هرچند ضعیف‌تر، همچنین با SPEI3 و SPEI6 با ماه پایانی مه نیز به چشم می‌خورد. بیشتر اینکه، میان تولید گندم و شاخص-های SPEI9 و SPEI12 در ماه‌های انتهایی سال نیز ارتباطات قوی و معناداری وجود دارد. به عنوان مثال، تفاضل رطوبتی در ۹ ماهه منتهی به ماه اکتبر (از فوریه تا اکتبر) همبستگی مثبت و معناداری (در حدود ۰.۶) با تولید گندم دارد. این نتایج نشان می‌دهد که خشکسالی تاثیر قابل توجهی بر تولید گندم در منطقه مورد مطالعه حتی در شرایط فاریاب می‌گذارد. می‌توان نتیجه گرفت که برای محصولات پاییزه احتمالاً کمبود رطوبتی در زمستان و اوایل بهار تاثیر بسزایی بر تولید محصولات خواهد داشت. از این ارتباطات می‌توان برای پیش‌بینی‌های درون فصلی میزان تولید نهایی استان بهره برد که در بخش بعدی به آن پرداخته می‌شود.

پیش‌بینی میزان تولید گندم

با توجه به ۵ مقیاس زمانی و ۱۲ ماه سال از شاخص SPEI مربوط به الگوی غالب منطقه، در مجموع ۶۰ متغیر پیش‌بینی‌کننده به منظور پیش‌بینی تولید گندم به دست آمد. به منظور کاهش تعداد متغیرها، تنها متغیرهایی وارد روند مدل‌سازی شدند که ضریب همبستگی پیرسون (Pearson, 1895) بین این متغیرها و بی‌هنجاری‌های تولید در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار باشد (۹ متغیر پیش‌بینی‌کننده که با رنگ قرمز در جدول ۴ مشخص شده‌اند). طبق الگوریتم Jackknife و با کمک روش گام به گام، برای تمام معادلات ساخته شده (به استثنای سال ۲۰۱۶)، مدل تک‌متغیره با متغیر پیش‌بینی‌کننده SPEI1 با ماه پایانی مارس، بهترین مدل شناخته شد. برای سال ۲۰۱۶ مدل دو متغیره: متغیر اول SPEI1 با ماه پایانی مارس و متغیر دوم SPEI3 با ماه پایانی مارس بهترین مدل در میان مدل‌ها شناخته شد. شکل ۵ (تصویر بالا) انطباق مقادیر مشاهده شده (خط‌چین قرمز) و مقادیر پیش‌بینی شده از تولید به روش رگرسیون خطی چندگانه طی فرآیند

¹ Shapiro-Wilks

کرده است. پیشنهاد می‌شود سایر وجوه عدم قطعیت برای مطالعات تغییر اقلیم مورد تحقیق و بررسی قرار گیرد.

منابع

- Alexandrov, V.A., Hogenboom, G. 2000. The impact of climate variability and change on crop yield in Bulgaria. *Agricultural and Forest Meteorology*, 104, 315–327.
- Bannayan, M., Kobayashi, K., Marashi, H., Hoogenboom, G. 2007. Genebased modeling for rice, an opportunity to enhance the simulation of rice growth and development? *Journal of Theoretical Biology*, 249, 593–605.
- Bannayan, M., Sanjani, S., Alizadeh, A., Lotfabadi, S.S., Mohamadian, A. 2010. Association between climate indices, aridity index, and rainfed crop yield in northeast of Iran. *Field Crop Research*, 118, 105–114.
- Bazrafshan, J. 2017. Effect of Air Temperature on Historical Trend of Long-Term Droughts in Different Climates of Iran. *Water Resources Management*, 31, 4683–4698. DOI 10.1007/s11269-017-1773-8.
- Draper, N., Smith, H. 1981. *Applied Regression Analysis*, 2d Edition, New York, John Wiley & Sons, Inc.
- Eyshi Rezaie, E., Bannayan, M. 2012. Rainfed wheat yields under climate change in northeastern Iran. *Meteorological Applications*, 19(3), 346-354. DOI, 10.1002/met.268
- Fujun, W., Mengwen, Q., Huaguo, W., Changjin, Z. 1996. The response of winter wheat to water stress and nitrogen fertilizer use efficiency. Nuclear techniques to assess irrigation schedules for field crops. International atomic energy agency. Vienna, Austria. p. 51-61
- Ghamghami, M., Irannejad, P. 2019. An analysis of droughts in Iran during 1988-2017. *SN Applied Sciences*, 1, 1217. DOI: 10.1007/s42452-019-1258-x
- Gohari, A., Eslamian, S., Abedi-Koupaei, J., Massah Bavani, A., Wang, D., Madani, K. 2013. Climate change impacts on crop production in Iran's Zayandeh-Rud River Basin. *Science of the Total Environment*, 442, 405–419
- Hamed, K.H. 2009. Exact distribution of the Mann-Kendall trend test statistic for persistent data. *Journal of Hydrology*, 365, 86–94.
- Hendrickson, A.E., White, P.O. 1964. Promax, a quick method for rotation to oblique simple structure. *British journal of statistical psychology*, 17(1), 65-70.

نظر آزمون S-W نامعتبر است (مقدار P-value به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ است). در مابقی سال‌ها، مدل‌ها معتبر هستند. بر این اساس می‌توان جمع‌بندی نمود که تولید نهایی گندم تا سه ماه قبل از برداشت محصول می‌تواند در استان قم با ضریب اطمینان بالایی برآورد شود. مطابق با Bazrafshan (2017) که نتیجه گرفت SPEI شاخص مناسبی برای پیش خشکسالی است، مقاله حاضر نیز به این یافته مهم دست یافت بعلاوه یافته‌های این مطالعه نشان داد که شاخص SPEI برای پیش‌بینی درون فصلی تولید منطقه‌ای گندم مناسب است و می‌تواند کاربردی شود.

نتیجه‌گیری

مدل ارائه شده در مقاله حاضر با بهره‌گیری از شاخص SPEI، که معرف بیلان رطوبتی در یک منطقه است، قادر است سه ماه جلوتر میزان تولید نهایی گندم را در استان قم با دقت قابل قبولی پیش‌بینی کند. همچنین ما یافتیم که خشکسالی هواشناسی (SPEI1) در مقایسه با خشکسالی کشاورزی (SPEI3 و SPEI6) و هیدرولوژیکی (SPEI9 و SPEI12) بیشترین تاثیر را بر تولید نهایی گندم در استان دارد. به عبارت دیگر، بارندگی‌های ماه مارس که از ۱۰ اسفند تا ۱۰ فروردین رخ می‌دهد تأثیر بسزایی بر تولید گندم دارد. با توجه به کشت غالب پائیزه در منطقه، این زمان معمولاً با آغاز رشد گیاه^۱ (انتقال از مرحله پنجه‌زنی به ساقه‌دهی) مصادف است. Fujun et al., (1996) گزارش کردند که در این مرحله، عامل پاسخ عملکرد غلات به تنش آبی^۲ در حدود ۷۰ درصد است که در مقایسه با سایر مراحل زایشی و رویشی (به استثنای گلدهی که در حدود ۹۰ درصد است) نسبتاً بالا است. نتایج این تحقیق یافته مذکور را تأیید می‌کند و برای پیش‌گیری از هرگونه افت تولید (ناشی از افت عملکرد) باید کمبود بارندگی در این ماه با آبیاری تکمیلی جبران شود. از مدل توسعه یافته در مطالعه حاضر می‌توان برای بررسی اثرات احتمالی تغییر اقلیم بر تولید گندم استان بهره برد. مطالعه حاضر یک وجه عدم قطعیت، که عبارت است از عدم قطعیت موجود در مدل‌های زراعی، را لحاظ

¹ Booting

² Grain yield response factor to water stress

- Climate indices." Accessed September 22, 2018. <https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/overview-climate-indices>.
- North, G.R., Bell, T.L., Cahalan, R.F., Moeng, F.J. 1982. Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions. *Monthly Weather Review*, 110 (7), 699-706.
- Paymard, P., Yaghoubi, F., Nouri, M., Bannayan, M. 2019. Projecting climate change impacts on rainfed wheat yield, water demand, and water use efficiency in northeast Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, 138, 1361-1373.
- Pearson, K. 1895. Notes on regression and inheritance in the case of two parents. *Proceedings of the Royal Society of London*, 58, 240-242.
- Shapiro, S.S., Wilks, M.B. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4), 591-611. doi:10.1093/biomet/52.3-4.591. JSTOR 2333709. MR 0205384. p. 593.
- Smith, L.I. 2002. A Tutorial on Principal Components Analysis. *Computer Sciences* 26, University of Otago, Dunedin, New Zealand.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S., López-Moreno, J.I. 2010. A multiscalar drought index sensitive to global warming, the standardized precipitation evapotranspiration index. *Journal of Climate*, 23, 1696-1718.
- Water productivity of Qom province, 2019. Yearly report of Jihad-Agricultural ministry. The organization for Qom province. [In Farsi]
- Yao, J., Zhao, Y., Yu, X. 2018. Spatial-temporal variation and impacts of drought in Xinjiang (Northwest China) during 1961-2015. *PeerJ* 6: e4926; DOI 10.7717/peerj.4926
- Hui-Mean, F., Yusop, Z., Yusof, F. 2018. Drought analysis and water resource availability using standardized precipitation evapotranspiration index. *Atmospheric Research*, 201, 102-115
- Jamab, 1999. Comprehensive project of country's water. 28 vols. [In Farsi]
- Kogan, F., Banjie, Y., Guo, W., Pei, Z., Jiao, X. 2005a. Modelling corn production in China using AVHRR-based vegetation health indices. *International Journal of Remote Sensing*, 26, 2325-2336.
- Kogan, F. 2020. Remote sensing for food security. ISBN 978-3-319-96256-6. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-96256-6>
- Landman, W.A., Mason, S.J. 1999. Operational long-lead prediction of South African rainfall using canonical correlation analysis. *International Journal of Climatology*, 19, 1073-1090.
- Liu, S., Mo, X., Lin, Z., Xu, Y., Ji, J., Wen, G., Richey, J. 2010. Crop yield responses to climate change in the Huang-Huai-Hai plain of China. *Agricultural Water Management* 97, 1195-1209.
- Mann, H.B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 13, 245-259
- Mathbout, S., Lopez-Bustins, J.A., Martin-Vide, J., Bech, J., Rodrigo, F.S. 2018. Spatial and temporal analysis of drought variability at several time scales in Syria during 1961-2012. *Atmospheric Research*, 200, 153-168.
- Martins, D.S., Raziei, T., Paulo, A.A., Pereira, L.S. 2012. Spatial and temporal variability of precipitation and drought in Portugal. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 12(5), 1493-1501.
- NCARS (National Center for Atmospheric Research Staff). 2015. The climate data guide, Overview,



Intra-seasonal prediction of irrigated wheat yield using a regional water balance index, (Case study: Qom province)

M. Ghamghami^{1*}, A. Pourmeidani²

Received: 27/05/2021

Accepted: 09/12/2021

Abstract

Frequent droughts and soil moisture anomalies, cause significant yield reductions both for irrigated and rainfed crops. In the current study, attempts have been made to correlate regional production of irrigated winter wheat in Qom province with drought conditions during 2006-2017, using a water balance index namely the Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI). Due to the lack of sufficient synoptic stations in the region, the reanalysis data consisting 30 grid points covering the whole province were also used. Moreover, the multivariate principal component analysis (PCA) was used to identify the spatio-temporal drought patterns. According to 117 years (1901-2017) reanalysis data, it was revealed that the dominant pattern of drought in the region explains more than 80% of existing temporal variations in grid points. Furthermore, this pattern indicated that extrem droughts (of all types including meteorological, agricultural, and hydrological) have occurred during recent two decades in the region. Findings showed that the meteorological drought index (SPEI1-PC1) of March was strongly correlated (r coefficient greater than 0.9) to final yield of wheat harvested three months later (June). Using the Jackknife approach, all the multiple regression models were independently validated and the results confirmed the predictability of the final yield amount.

Keywords: Drought, Food Security, SPEI, Reanalysis Data, Jackknife Approach



¹ Postdoc. Researcher, Agricultural Research Division, Nuclear Science and Technology Research Institute, Karaj, Iran 31465-1498, Iran

(*Corresponding Author Email Address: mghamghami@ut.ac.ir)

² Assistant Professor, Research Division of Natural Resources, Qom Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Qom, Iran

نحوه ارجاع مقاله:

قمقامی، م.، پورمیدانی، ع. ۱۴۰۱. پیش‌بینی درون‌فصلی تولید گندم فاریاب با استفاده از شاخص منطقه‌ای بیلان رطوبتی (مطالعه موردی: استان قم).

نشریه هواشناسی کشاورزی، ۱۰(۱): ۸۶-۹۸. DOI: 10.22125/agmj.2022.288164.1116

Ghamghami, M., Pourmeidani, A. 2022. Intra-seasonal prediction of irrigated wheat yield using a regional water balance index, (Case study: Qom province). Journal of Agricultural Meteorology, 10(1): 86-98. DOI: 10.22125/agmj.2022.288164.1116