نشریه هواشناسی و علوم جوّ جلد ۹، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۵، صفحات ۱۲۸ -۱۰۵

DOI: https://doi.org/10.22034/jmas.2026.589765.1280

تغییرپذیری فصلی خشک‌سالی در تهران و البرز و ارتباط آن با دورپیوندهای جوی–اقیانوسی (۲۰۲۴–۱۹۸۵)

علیرضا سعادت مقدسی[*۱]

[۱] دانشجوی دکتری هواشناسی کشاورزی، گروه آبیاری و آبادانی، دانشکدگان کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۴/۱۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۱۷

چکیده

خشک‌سالی در پهنه تهران–البرز حاصل برهم‌کنش تغییرپذیری محلی، تقاضای تبخیری و الگوهای بزرگ‌مقیاس گردش جو است. در پژوهش حاضر، تغییرپذیری زمانی–مکانی خشک‌سالی طی ۲۰۲۴–۱۹۸۵ در ۵۴ ایستگاه بررسی شد. شاخص SPEI در مقیاس‌های ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماهه از بارش و تبخیر بالقوه داده بازتحلیل و با توزیع log-Logistic و روش unbiased PWM بازسازی شد. روندها با آزمون من–کندال پس از کنترل خودهمبستگی، شیب سن و آزمون پتیت ارزیابی شدند و ارتباط SPEI با شاخص‌های دورپیوندی در تأخیرهای صفر تا شش ماه با اسپیرمن، تحلیل حساسیت پیرسون و اصلاح Benjamini–Hochberg در سطح q ۰/۰۵ سنجیده شد. نتایج نشان داد تغییرپذیری بین‌سالی در هر دو فصل غالب است، اما جهت تغییر فصلی یکسان نیست؛ شیب سن منطقه‌ای SPEI-3 در زمستان برابر ۰/۰۲۵۷− واحد در سال و در پاییز برابر ۰/۰۰۳۹+ واحد در سال بود. رخدادهای خشک در زمستان فراوان‌تر بودند، در حالی که تداوم بیشینه در برخی ایستگاه‌های پاییز تا ۷ ماه افزایش یافت. پس از کنترل FDR، نوسان جنوبی برجسته‌ترین ساختار تأخیری را نشان داد و در تأخیرهای ۴ و ۵ ماهه حدود ۹۶٪ شبکه را پوشش داد. نقشه‌های مرکب با نوسان جنوبی نیز در هر دو فصل با Z500 و فشار سطح دریا مثبت و IVT منفی همراه بودند؛ در زمستان کاهش‌رطوبت نسبی ترازسطح زمین نیز مشاهده شد. این شواهد از یک پاسخ خشک‌سالی فصل‌وابسته و تأخیری حمایت می‌کنند، اما روابط گزارش‌شده همبستگی‌های آماری با سازگاری فیزیکی‌اند و اثبات‌کننده علیت نیستند.

کلمات کلیدی: شیب سن؛ روند؛ آزمون پتیت؛ تراز میانی؛ رطوبت نسبی

* پست الکترونیکی نویسنده مسئول مکاتبه: saadatmoghadasi28@ut.ac.ir

مقدمه

خشک‌سالی و کم‌بارشی در شرق مدیترانه و خاورمیانه از مهم‌ترین نمودهای تغییرپذیری هیدرواقلیمی‌اند و پیامدهای آن‌ها از کاهش ورودی‌های سطحی و ذخیره برف تا تشدید فشار بر آبخوان‌ها و افزایش آسیب‌پذیری سامانه‌های شهری و کشاورزی امتداد می‌یابد. در دهه‌های اخیر، هم‌زمانی گرمایش منطقه‌ای با جابه‌جایی الگوهای گردش بزرگ‌مقیاس، زمینه بروز رخدادهای حدّی و افزایش پیچیدگی مدیریت منابع آب را فراهم کرده است (زیتیس[1] و همکاران، ۲۰۲۲) در ایران نیز کاهش تغذیه آب زیرزمینی و استمرار برداشت‌های انسانی، حساسیت سامانه‌های آبی را نسبت به نوسان بارش و تقاضای تبخیری افزایش داده است (نوری و همکاران، ۲۰۲۳؛ اشرف و همکاران، ۲۰۲۱). ازاین‌رو، در پژوهش حاضر خشک‌سالی نه به‌منزله «خطر» یا «ریسک سامانه‌ای» کمّی‌شده، بلکه به‌منزله یک پدیده هیدرواقلیمی چندمقیاسه و ناهمگن در فضا و زمان بررسی می‌شود؛ بنابراین از به‌کارگیری واژگان «ریسک» بدون تحلیل صریح ریسک اجتناب شده است (چاپارینا[2] و همکاران، ۲۰۲۵).

استان‌های تهران و البرز نمونه برجسته‌ای از این حساسیت چندلایه‌اند. تمرکز جمعیت، توسعه سریع شهری و صنعتی، وابستگی شبکه آب‌رسانی به مخازن پیرامونی و آب زیرزمینی، و قرارگیری در دامنه‌های جنوبی رشته‌کوه البرز سبب شده است که تغییرات بارش نیمه سرد سال پیامدهایی فراتر از تغییر ساده مجموع بارش داشته باشد. برف و ذخیره فصلی آن در ارتفاعات البرز، رطوبت پیشین خاک و زمان‌بندی ذوب برف می‌توانند پاسخ رواناب و پایه‌جریان را با تأخیر زمانی تعدیل کنند؛ به‌طوری‌که در حوضه‌های تأمین‌کننده آب تهران، رطوبت خاک و ذوب برف از عوامل مهم تغییرپذیری پایه‌جریان و ورودی مخازن گزارش شده‌اند (حسین‌پناهی و همکاران، ۲۰۲۵). افزون بر این، نتایج سناریویی برای تهران نشان می‌دهد که ویژگی‌هایی مانند شدت و تداوم خشک‌سالی در اقلیم آینده می‌توانند دستخوش تغییر شوند و از این منظر، شناخت ساختار فعلی تغییرپذیری خشک‌سالی و محرک‌های بزرگ‌مقیاس آن برای تفسیر آینده اهمیت دارد (خزائی، ۲۰۲۵).

برای ارزیابی خشک‌سالی در چنین محیطی، شاخصی لازم است که علاوه بر ورودی بارش، تغییرات تقاضای تبخیری جو را نیز در نظر گیرد. شاخص بارش–تبخیرتعرق استاندارد(SPEI[3]) با استفاده از بیلان اقلیمی بارش و تبخیرتعرق بالقوه و قابلیت محاسبه در مقیاس‌های زمانی مختلف، امکان تفکیک پاسخ‌های کوتاه‌مدت تا میان‌مدت خشک‌سالی را فراهم می‌کند (ویسنته–سرانو[4] و همکاران، ۲۰۱۰). توسعه بازتحلیل‌های همگن مانند ERA5 نیز امکان بازسازی پیوسته متغیرهای هیدرواقلیمی را در دوره‌های بلندمدت فراهم کرده است، هرچند دقت بارش بازتحلیل در مناطق ناهموار باید با احتیاط و کنترل کیفیت تفسیر شود (لاروس و همکاران، ۲۰۲۲؛ کیونه[5] و همکاران، ۲۰۲۵). در پژوهش حاضر از یک زنجیره داده سازگار محاسبه می‌شود: بارش و تبخیرتعرق بالقوه ماهانه ERA5 در نقاط هم‌مکان با ۵۴ ایستگاه استخراج و SPEI در مقیاس‌های ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماهه بازسازی می‌شود؛ داده‌های بارش ایستگاهی به‌منزله اطلاعات مشاهده‌ای مستقل برای توصیف و کنترل زمینه بارشی به کار می‌روند و در محاسبه SPEI با داده ERA5 آمیخته نمی‌شوند. برازش توزیع log-Logistic با روش unbiased probability weighted moments

[1] Zitti
[2] Chaparinia
[3] Standardized Precipitation Evapotranspiration Index
[4] Vicente-Serrano
[5] Keune

و دوره مرجع مطالعه در بخش روش به‌طور کامل تشریح می‌شود (بور[1] و همکاران، ۲۰۲۵).

بخش مهم دیگری از تغییرپذیری خشک‌سالی در ایران به برهم‌کنش منطقه با الگوهای دورپیوندی جوّی-اقیانوسی مربوط است. ایران در حدفاصل اثرگذاری سامانه‌های اطلس شمالی، اوراسیا، اقیانوس آرام و گردش‌های گرمسیری قرار دارد و ازاین‌رو پاسخ بارش و خشک‌سالی می‌تواند هم به فاز شاخص و هم به فصل، مقیاس زمانی و تأخیر پاسخ وابسته باشد. پژوهش‌های پیشین، پیوند ENSO و دیگر شاخص‌های بزرگ‌مقیاس را با دوره‌های خشک و مرطوب ایران و مناطق مشابه نشان داده‌اند (رضائی و همکاران، ۲۰۲۱؛ محمودی و همکاران، ۲۰۲۶؛ چن[2] و همکاران، ۲۰۲۵). با این حال، افزایش تعداد شاخص‌ها و تأخیرهای زمانی، مسئله چندآزمونی و افزونگی اطلاعاتی را تشدید می‌کند. در این پژوهش، جهت تأخیر فاز به‌صورت روشن تعریف می‌شود؛ شاخص دورپیوندی در زمان t-k با پاسخ SPEI در زمان t مقایسه می‌شود و k از صفر تا شش ماه تغییر می‌کند. همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن تحلیل اصلی و پیرسون تحلیل حساسیت است، و تمام p-value های خانواده از پیش تعریف‌شده شاخص × تأخیر × ایستگاه با روش Benjamini-Hochberg در سطح q= ۰/۰۵ کنترل می‌شوند. همچنین ماتریس همبستگی بین خود شاخص‌های دورپیوندی برای شناسایی افزونگی و جلوگیری از تفسیر چند شاخص هم‌خانواده به‌منزله شواهد مستقل به کار می‌رود.

در کنار روابط دورپیوندی، تفسیر روند بلندمدت خشک‌سالی نیز نیازمند احتیاط است. در اقلیم مدیترانه و خاورمیانه، تغییرپذیری شدید سال به سال و چندساله می‌تواند بر روندهای یکنواخت غالب شود و به همین دلیل، نبود روند معنی‌دار در یک آزمون یکنواخت، به‌تنهایی نه به معنای ثبات اقلیمی است و نه اثبات‌کننده وجود چرخه یا نوسان دهه‌ای (ویسنته-سرانو و همکاران، ۲۰۲۵). بر این اساس، پژوهش حاضر استنباط روند را بر آزمون من-کندال همراه با بررسی خودهمبستگی، بدون روند، شیب سن و آزمون نقطه تغییر پتیت استوار می‌سازد. در نتیجه، تفاوت‌های بین زیردوره‌ها صرفاً به‌منزله تغییرپذیری توصیفی گزارش می‌شوند مگر آنکه آزمون مستقل چرخه‌ای آن‌ها را تأیید کند (جیان[3] و همکاران، ۲۰۲۶).

تفسیر آماری روابط دورپیوندی زمانی ارزش فیزیکی بیشتری می‌یابد که با ساختار گردش جو سازگار باشد. به همین منظور، استفاده از الگوهای مرکب ارتفاع ژئوپتانسیلی ۵۰۰ هکتوپاسکال، فشار سطح دریا، رطوبت نسبی و باد ۸۵۰ هکتوپاسکال، سرعت و بردار باد ۲۵۰ هکتوپاسکال، حرکت قائم و شار یکپارچه بخار آب می‌تواند نشان دهد که فازهای متفاوت شاخص‌های بزرگ‌مقیاس با چه آرایش‌هایی از پشته و ناوه، جت، صعود/فرونشینی و انتقال رطوبت هم‌زمان می‌شوند (سلیمانی و همکاران، ۲۰۲۴؛ دای و همکاران، ۲۰۲۴؛ جو همکاران، ۲۰۲۴ و اگورینده[4] و همکاران، ۲۰۲۲). در این مطالعه، نقشه‌های مرکب به‌منزله شواهد «سازگاری فیزیکی» با روابط آماری و نه اثبات سازوکار علّی تفسیر می‌شوند. اختلاف فاز بالا و پایین با آزمون جایگشتی سلول‌به‌سلول و کنترل FDR میدان ارزیابی می‌شود و واحد ارتفاع ژئوپتانسیلی ۵۰۰ هکتوپاسکال در تمام متن و شکل‌ها gpm (ژئوپتانسیل) گزارش خواهد شد (شاکر و همکاران، ۲۰۲۴)[5].

مرور پژوهش‌های موجود نشان می‌دهد که مطالعات مرتبط با تهران و ایران هر یک بخشی از مسئله را پوشش

[1] Bour
[2] Chen
[3] Jian
[4] Ogunrinde
[5] Shaker, et al

داده‌اند: برخی بر آینده خشک‌سالی تهران تحت سناریوهای تغییر اقلیم تمرکز کرده‌اند (خزائی، ۲۰۲۵)، برخی نقش فرایندهای هیدرولوژیک حوضه‌های تأمین آب تهران را بررسی کرده‌اند (حسین‌پناهی و همکاران، ۲۰۲۵)، و گروهی دیگر روابط خشک‌سالی ایران با ENSOیا دیگر دورپیوندها را در مقیاس‌های مختلف تحلیل کرده‌اند (رضائی و همکاران، ۲۰۲۱؛ محمودی و همکاران، ۲۰۲۶).4 با وجود این، در پهنه تهران–البرز هنوز چارچوبی که به‌صورت هم‌زمان ناهمگنی ایستگاهی، مقیاس زمانیSPEI، تفاوت فصلی، تأخیر دورپیوندی، کنترل چندآزمونی، افزونگی شاخص‌ها و معنی‌داری میدان‌های مرکب را در یک دوره بلندمدت واحد بررسی کند، محدود است. بر این مبنا، شکاف پژوهش حاضر بر تحلیل‌های واقعی اجراشده و قابل بازتولید تعریف شده است؛ روابط گزارش‌شده در این مقاله «همبستگی‌های تأخیری با پشتوانه سازگاری فیزیکی» و نه روابط علّی یا کنترل‌کننده قطعی تلقی می‌شوند.

بر این اساس، هدف پژوهش حاضر ارزیابی تغییرپذیری زمانی–مکانی خشک‌سالی در ۵۴ ایستگاه تهران و البرز طی دوره ۱۹۸۵–۲۰۲۴ و سنجش ارتباط آن با الگوهای دورپیوندی جوّی–اقیانوسی در چارچوبی چندمقیاسه و کنترل‌شده از نظر استنباط آماری است. دو پنجره فصلی به‌صورت دقیق و تقویمی تعریف می‌شوند : OND شامل اکتبر، نوامبر و دسامبر و JFM شامل ژانویه، فوریه و مارس است؛ بنابراین از تبدیل این ماه‌ها به بازه‌های روزانه تقویم شمسی یا تعبیر نادقیق «ماه‌های خشک» اجتناب می‌شود. پژوهش سه هدف عملی را دنبال می‌کند: نخست، استخراج و مقایسه شدت تجمعی، فراوانی و تداوم رخدادهای خشک‌سالی و ارزیابی روند و نقاط تغییر در مقیاس ایستگاهی و منطقه‌ای؛ دوم، تعیین روابط تأخیری SPEI با شاخص‌های دورپیوندی پس از غربال افزونگی، کنترل خودهمبستگی و اصلاح Benjamini-Hochberg؛ و سوم، ارزیابی اینکه آیا روابط آماری منتخب با الگوهای گردش میانی و فوقانی، رطوبت کم‌تراز و انتقال رطوبت در نقشه‌های مرکب معنی‌دار سازگار هستند. این طراحی به‌طور مستقیم دو مسئله محوری را هدف می‌گیرد: سازگاری منبع و روش محاسبهSPEI، و هم‌سطح‌کردن دامنه ادعاهای مقاله با شواهد آماری و فیزیکی قابل آزمون.

مجموعه شاخص‌های دورپیوندی اولیه پژوهش در جدول ۱ معرفی می‌شود و در بخش روش، ساختار افزونگی آن‌ها با ماتریس همبستگی بین‌شاخصی ارزیابی خواهد شد تا تفسیر نهایی بر شاخص‌های دارای اطلاعات متمایز و پشتوانه فیزیکی متمرکز شود.

جدول ۱. معرفی شاخص‌های دورپیوندی مورد استفاده در پژوهش

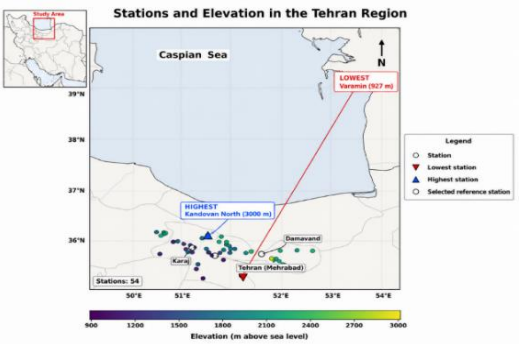
Name Index	Reference
AMO	(انفیلد و همکاران، ۲۰۰۱)
MEI	(والتر وتیملین، ۲۰۱۱)
NINO3/4	(اداره ملی و جوی اقیانوسی ایالات متحده، ۲۰۱۸)
SOI	(ترنبرث، ۱۹۸۴)
DMI	(دلداری دهی و همکاران، ۲۰۲۳)
QBO30Z	(بالدوین و لیوتزی، ۲۰۰۱)

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

شبکه مکانی پژوهش شامل ۵۴ ایستگاه سینوپتیک و باران‌سنجی در استان‌های تهران و البرز است. بر اساس فایل مشخصات ایستگاه‌ها، دامنه جغرافیایی شبکه از ۳۵/۱۷ تا ۳۶/۱۴ درجه عرض شمالی و از ۴۹/۲۰ تا ۵۲/۹۴ درجه طول شرقی امتداد دارد و ارتفاع ایستگاه‌ها بین ۹۲۷ تا ۳۰۰۰ متر از سطح متوسط دریا متغیر است. این گستره ارتفاعی، ناهمگنی توپوگرافی قابل توجهی را در دامنه جنوبی البرز و دشت تهران پوشش می‌دهد. داده‌های

بارش مشاهده‌ای ایستگاه‌ها از سازمان هواشناسی کشور برای توصیف زمینه بارشی و کنترل مستقل شبکه نگهداری شدند؛ با این حال، برای جلوگیری از اختلاط منبع داده، در محاسبه SPEI و تحلیل‌های اصلی SPEI دورپیوندی از ترکیب مستقیم بارش ایستگاهی با مؤلفه‌های بازتحلیل استفاده نشد. مختصات ۵۴ ایستگاه با روش نزدیک‌ترین همسایه به شبکه ۰/۲۵ درجه ERA۵ هم‌مکان شد. از آنجا که چند ایستگاه ممکن است روی یک گره یکسان بازتحلیل قرار گیرند، استقلال آماری میان همه ۵۴ سری فرض نشد. ممیزی مختصات فایل ایستگاهی نشان می‌دهد که این شبکه به حدود ۲۶ سلول یکتای ۰/۲۵ درجه نگاشت می‌شود؛ بنابراین در تفسیر نهایی نتایج، شاخص‌های «پوشش مکانی» و هر استنباطی که به تعداد نقاط مستقل وابسته است باید بر پایه سلول‌های یکتا گزارش خواهد شد، در حالی که نمایش نقشه‌ای می‌تواند هر ۵۴ محل ایستگاهی را برای حفظ اطلاعات جغرافیایی نشان دهد. در شکل ۱ مناطق مورد مطالعه در پژوهش نشان داده شده است.



شکل ۱: مناطق موردمطالعه در پژوهش

داده‌ها

برای جلوگیری از ناسازگاری منبع داده، داده‌های اصلی خشک‌سالی و میدان‌های جو از ERA5 استخراج شدند. داده‌های نسل پنجم بازتحلیل ECMWF است و متغیرهای سطحی، تک‌تراز و فشار را به‌صورت سازگار زمانی و مکانی فراهم می‌کند (هرسباخ و همکاران، ۲۰۲۰ و لاورس و همکاران، ۲۰۲۲). برای محاسبه SPEI، بارش کل (tp) و تبخیر بالقوه (pev) از داده‌های میانگین ماهانه بازتحلیل استفاده شد. برای تفسیر فیزیکی، ارتفاع ژئوپتانسیل ۵۰۰ هکتوپاسکال، رطوبت نسبی و باد ۸۵۰ هکتوپاسکال، امگا در ۵۰۰ هکتوپاسکال، باد ۲۵۰ هکتوپاسکال، فشار متوسط سطح دریا، مؤلفه‌های شار یکپارچه بخار آب و واگرایی یکپارچه رطوبت به‌کار رفتند. شاخص‌های دورپیوندی ماهانه نیز از پایگاه‌های NOAA دریافت و پس از کنترل ساختار فایل، تاریخ و نام شاخص وارد تحلیل شدند. در جدول ۲ داده‌های اصلی پژوهش نمایش داده شده است.

جدول ۲. داده‌ها و متغیرهای اصلی مورد استفاده در روش پژوهش

کاربرد	واحد/تراز	منبع	نماد/نام	داده/متغیر
تعریف شبکه، توصیف و کنترل مستقل	Lat, Lon, Elev؛ بارش ماهانه	سازمان هواشناسی کشور	ایستگاه ۵۴	شبکه ایستگاهی
ساخت پیلان آبی SPEI	m day-equivalent در stream=moda	ECMWF/Copernicus ERA5	tp	بارش ERA5
SPEI ساخت پیلان آبی	m day-equivalent؛ علامت منفی است ERA۵ تبخیر در	ECMWF/Copernicus ERA5	pev	تبخیر بالقوه ERA5
کامپوزیت گردش میانی	$m^2 s^{-2} \rightarrow gpm$ در ۵۰۰ hPa	ERA5 pressure levels	z500	ارتفاع ژئوپتانسیل

کاربرد	رطوبت و انتقال کم‌تراز	صعود/فرونشینی	ساختار جت	الگوی فشار سطحی	مسیر انتقال رطوبت	همگرایی/واگرایی شار رطوبت	بی‌بعد/استاندارد	lag، تحلیل افزونگی FDR و
واحد/تراز	$\%, m\,s^{-1}$ در ۸۵۰ hPa	$Pa\,s^{-1}$ در ۵۰۰ hPa	$m\,s^{-1}$ در ۲۵۰ hPa	Pa → hPa	$kg\,m^{-1}\,s^{-1}$	$kg\,m^{-2}\,s^{-1}$		
منبع	ERA5 pressure levels	ERA5 pressure levels	ERA5 pressure levels	ERA5 single levels	ERA5 vertical integrals	ERA5 vertical integrals	NOAA	
نماد/نام	RH850, u850, v850	ω500	u250, v250	MSLP	IVT_x, IVT_y	VIMD	AMO, AO, EAWR, NAO, SOI, TNA, ...	شاخص‌های دورپیوندی
داده/متغیر	رطوبت و باد کم‌تراز	سرعت قائم	باد تراز بالا	فشار سطح دریا	شار بخار آب	واگرایی رطوبت		

روش پژوهش

کنترل کیفیت، هم‌مکانی و آماده‌سازی زمانی

تمام فایل‌های NetCDF و GRIB به‌صورت بازگشتی شناسایی و مختصات زمان، عرض، طول و تراز فشار به نام‌های استاندارد یکسان‌سازی شدند. طول جغرافیایی در صورت نیاز از بازه ۰ تا ۳۶۰ درجه به بازه ۱۸۰- تا ۱۸۰+ درجه تبدیل شد. داده‌های خام ۱۹۸۴ برای جلوگیری از حذف ماه‌های ابتدایی در SPEI چندماهه و برای تشکیل تأخیرهای پیشرو حفظ شدند. در مرحله هم‌مکانی، مقدار هر متغیر بازتحلیل در نزدیک‌ترین گره به مختصات ایستگاه استخراج شد. فایل‌های کاندید برای بارش کل و تبخیر بالقوه از نظر تعداد ماه‌های یکتا، آغاز و پایان پوشش، واحد و منبع فایل ممیزی شدند و منبع دارای پوشش کامل‌تر دوره انتخاب شد. برای میدان‌های کامپوزیت نیز تنها سال‌هایی پذیرفته شدند که هر سه ماه فصل مورد نظر به‌طور کامل موجود بودند.

بازسازی شاخص بارش–تبخیرتعرق استاندارد (SPEI)

به‌منظور عدم ابهام درباره منشأ SPEI، شاخص SPEI در این پژوهش از نو و در یک زنجیره منبع واحد ساخته شد. هر دو مؤلفه بارش و تبخیر بالقوه از داده بازتحلیل اخذ شدند و سپس در مختصات شبکه ایستگاهی هم‌مکان شدند؛ بنابراین در هیچ مرحله‌ای بارش ایستگاهی با PET بازتحلیل برای ساخت یک سری ترکیبی ادغام نشد. این راهبرد، سازگاری داده‌ای در تحلیل‌های SPEI دورپیوندی را حفظ می‌کند. تبدیل بارش و تبخیر بالقوه ERA5 به مجموع ماهانه در فایل‌های داده‌های بازتحلیل از نوع میانگین ماهانه میانگین‌های روزانه (stream=moda)، پارامترهای تجمعی هیدرولوژیک دارای دوره مؤثر یک روز هستند؛ بنابراین مقادیر بارش کل و تبخیر بالقوه با واحد متر آب معادل، ابتدا به میلی‌متر در روز و سپس با تعداد روزهای هر ماه به مجموع ماهانه تبدیل شدند. برای بارش، مقادیر

منفی عددی به صفر محدود شدند. برای تبخیر بالقوه نیز با توجه به قرارداد علامت بازتحلیل، تبخیر رو به بالا منفی است؛ ازاین‌رو علامت معکوس است و مقدار ماهانه غیرمنفی به‌منزله تبخیرتعرق پتانسیل عملیاتی استفاده شده است. در این مطالعه «PET» در معادلات SPEI دقیقاً به متغیر potential evaporation مدل بازتحلیل اشاره دارد و با ETo محاسبه‌شده مستقل با پنمن–مانتیث یکسان فرض نمی‌شود. رابطه ۱ کاملا دلالت بر این موضوع دارد:

$$P_m = \max(1000\, d_m\, tp_m, 0) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، P_m بارش کل ماه m بر حسب $mm\ month^{-1}$، tp_m مقدار ERA5 بر حسب m day^{-1} معادل و d_m تعداد روزهای ماه است.

تبخیر بالقوه ماهانه عملیاتی، مطابق رابطه (۲)، به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

در رابطه (۲)، PET_m تبخیر بالقوه ماهانه عملیاتی و pev_m متغیر potential evaporation ERA5 است؛ علامت منفی برای تبدیل قرارداد تبخیر ERA5 به مقدار مثبت تبخیر به‌کار می‌رود.

$$PET_m = \max(-1000\, d_m\, pev_m, 0) \qquad (۲)$$

$$D_t = P_t - PET_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) ، D_t بیلان اقلیمی ماه t است. مقادیر مثبت بیانگر فزونی بارش نسبت به تقاضای تبخیری و مقادیر منفی بیانگر کسری اقلیمی هستند.

در رابطه (۴)، $D_t^{(k)}$ بیلان تجمعی با پنجره مستطیلی k ماهه است. مقیاس‌های ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه محاسبه شدند و SPEI-3 به‌منزله مقیاس اصلی تحلیل فصلی اکتبر تا دسامبر و ژانویه تا مارس از پیش تعیین شد.

$$D_t^{(k)} = \Sigma_{j=0}^{k-1} D_{t-j};\ k \in \{1, 3, 6, 12\} \qquad (۴)$$

مطابق چارچوب SPEI، توزیع Generalized Logistic یا log-Logistic برای بیلان تجمعی هر مقیاس به‌صورت جداگانه برای هر ماه تقویمی برازش شد (برآورد پارامترها با گشتاورهای وزن‌دار احتمالی unbiased Probability Weighted Moments؛ ub-PWM) و L-moments انجام شد؛ بنابراین برازش Maximum Likelihood در این مطالعه بکار نرفته است. دوره مرجع استانداردسازی در این پژوهش ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۴ بود و برازش برای هر یک از ۱۲ ماه تقویمی به‌طور مستقل انجام شد. رابطه ۵ به شرح ذیل است:

$$\beta_r = 1/n \sum i = i + 1^n [C\,(i - 1_r)/C\,(n, -1r)]x_i \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، $x_{(i)}$ مقادیر مرتب‌شده بیلان تجمعی در یک ماه تقویمی مشخص، n اندازه نمونه مرجع و β_r گشتاور وزن‌دار احتمالی مرتبه r است.

$$\lambda_1 = \beta_0;\ \lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0;\ \lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0; \qquad (۶)$$
$$\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2$$

در رابطه (۶)، λ_1 تا λ_3 سه L-moment نخست و τ_3 ضریب L-skewness هستند. در رابطه (۷)، κ پارامتر شکل، α پارامتر مقیاس و ξ پارامتر مکان توزیع Logistic Generalized هستند. در حد در نظر گرفته شد.

$$\lambda_2$$
$$\kappa = -\tau_3;\ A_2 = \kappa\pi/\sin(\kappa\pi);\ \alpha = \lambda_2/A_2; \qquad (۷)$$
$$\xi = \lambda_1 - \alpha(1-A_2)/\kappa$$

در رابطه (۸)، $F(x)$ تابع توزیع تجمعی GLO است. برای $\kappa=0$، تبدیل به حالت Logistic یعنی $y=z$ کاهش می‌یابد و شرط $\kappa z>0-1$ برای دامنه معتبر توزیع رعایت می‌شود.

$$z = (x-\xi)/\alpha;\ y = -\kappa^{-1} \ln(1-\kappa z); \qquad (۸)$$
$$F(x) = [1 + \exp(-y)]^{-1}$$

در رابطه (۹)، Φ^{-1} تابع کوانتایل توزیع نرمال استاندارد است. تنها برای جلوگیری از بی‌نهایت عددی، احتمال‌ها پیش از تبدیل در بازه ۱۰-۱۰ تا ۱-۱۰-۱۰ محدود شدند.

$$SPEI_t^{(k)} = \Phi^{-1}[F(D_t^{(k)})] \qquad (۹)$$

کنترل کیفیت استانداردسازی پیش از ورود به مراحل بعدی به‌صورت یک دروازه محاسباتی اجرا شد: برای هر مقیاس SPEI، قدر مطلق میانگین دوره مرجع باید

حداکثر ۰/۱۰، انحراف معیار بین ۰/۸۵ و ۱/۱۵، سهم مقادیر منفی بین ۰/۴۰ و ۰/۶۰ و تعداد برازش‌های ناموفق صفر باشد. این آستانه‌ها صرفاً کنترل عددی پیاده‌سازی هستند و به‌منزله آزمون استنباطی اقلیمی تفسیر نشدند. در جدول ۳ طبقات شدت خشکسالی/ ترسالی بر مبنای SPEI-3 نشان داده شده است.

جدول ۳. طبقات شدت خشکسالی/ترسالی

کاربرد در تحلیل رخداد	طبقه	بازه SPEI
خشک	خشک‌سالی بسیار شدید	$SPEI \leq -2.0$
خشک	خشک‌سالی شدید	$-2.0 < SPEI \leq -1.5$
آستانه شروع رخداد خشک	خشک‌سالی متوسط	$-1.5 < SPEI \leq -1.0$
غیرخشک	نرمال	$-1.0 < SPEI < 1.0$
ترسالی	ترسالی متوسط	$1.0 \leq SPEI < 1.5$
ترسالی	ترسالی شدید	$1.5 \leq SPEI < 2.0$
ترسالی	ترسالی بسیار شدید	$SPEI \geq 2.0$

تعریف و استخراج رخدادهای خشک‌سالی

برای تحلیل رخدادمحور، SPEI-3 معیار اصلی بود و ماهی خشک تلقی شد که SPEI-3≤−1 باشد. رخداد خشک‌سالی به‌صورت یک یا چند ماه متوالی تقویمی تعریف شد که شرط آستانه را برقرار کنند. پیوستگی رخداد تنها زمانی برقرار است که فاصله دو مشاهده دقیقاً یک ماه باشد؛ بنابراین در عبور میان بلوک‌های فصلی یا در وجود شکاف زمانی، طول رخداد به‌طور اجباری بازنشانی می‌شود. این تعریف از ادغام مصنوعی دسامبر یک سال با اکتبر سال بعد جلوگیری می‌کند.

$$S_e = -\sum_{t \in e,\ SPEI_{3,t} \leq -1} SPEI_{3,t} \qquad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، S_e شدت تجمعی رخداد e است؛ فقط ماه‌های دارای SPEI-3≤−1 در مجموع وارد می‌شوند، بنابراین شدت به‌صورت مقدار مثبت گزارش می‌شود.

$$L_e = |\{t \in e : SPEI_{3,t} \leq -1\}| \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، L_e مدت رخداد بر حسب ماه و N تعداد ماه‌های متوالی واجد آستانه است.

$$F = N_e;\ L_{max} = \max(L_1, L_2, \ldots, L_{ne}) \qquad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، F فراوانی رخدادها در دوره/فصل و L_{max} بیشینه تداوم رخداد است. شدت تجمعی، تعداد ماه‌های خشک، فراوانی و بیشینه تداوم جداگانه برای OND و JFM ارائه شدند.

تحلیل روند، خودهمبستگی، شیب سن و نقطه تغییر

برای بررسی روند سری‌های فصلی SPEI-3، ابتدا آزمون ناپارامتری Mann–Kendall اجرا شد (من، ۱۹۴۵). از آنجا که خودهمبستگی مثبت می‌تواند واریانس آماره آزمون‌روند را تغییردهد، پیش از استنباط نهایی ضریب خودهمبستگی مرتبه یک محاسبه شد. اگر خودهمبستگی lag-1 در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار بود، آزمون Mann–Kendall روی سری اصلاح‌شده با Trend-Free Pre-Whitening اجرا شد (یوئه و وانگ، ۲۰۰۲). اندازه روند مستقل از معنی‌داری با شیب سن و فاصله اطمینان ۹۵ درصد گزارش شد (سن، ۱۹۶۸).

علاوه بر روند یکنواخت، آزمون Pettitt برای شناسایی یک نقطه تغییر ناگهانی در سری اجرا شد (پتیت، ۱۹۷۹).

$$S = \sum i=1^{n-1} \sum j=i+1^{n} \operatorname{sgn}(X_j - X_i) \qquad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، X_i و X_j مقادیر سری زمانی در زمان‌های i و j هستند و sgn تابع علامت است.

$$\mathrm{Var}(S) = [n(n-1)(2n+5) \sum_p g - t_p(t_p-1)(2t_p+5)]/18 \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، t_p تعداد اعضای گروه pام از مقادیر مساوی (ties) است؛ این جمله اصلاح واریانس برای وجود تساوی‌هاست.

$$Z = (S-1)/\sqrt{\mathrm{Var}(S)} \ (S>0);\ Z=0 \ (S=0);\ Z=(S+1)/\sqrt{\mathrm{Var}(S)} \ (S<0) \qquad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵)، Z آماره نرمال استاندارد برای آزمون دوطرفه است و p-value از $2[1-\Phi(|Z|)]$ محاسبه می‌شود. Kendall τ نیز برابر $S/[n(n-1)/2]$ است.

$$Q = \mathrm{median}\{(X_j - X_i)/(j-i) : j>i\} \qquad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، Q شیب سن بر حسب واحد SPEI در سال است؛ چون سری فصلی سالانه با فاصله یکسان ساخته شده است، $j-i$ فاصله زمانی سالانه را نشان می‌دهد.

$$r_1 = \mathrm{Corr}(X_t, X_{t-1}) \qquad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷)، r_1 خودهمبستگی lag-1 است و معنی‌داری آن با همبستگی پیرسون میان زوج‌های X_t و X_{t-1} اجرا شد.

$$X'_t = X_t - Q\cdot t;\ \rho = \mathrm{Corr}(X'_t, X'_{t-1});\ X^*_t = X'_t - \rho X'_{t-1} + Q\cdot t \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸)، ابتدا شیب سن حذف، سپس مؤلفه AR(۱) از سری بی‌روند اولیه و در پایان روند به سری بازگردانده می‌شود. آزمون MK نهایی روی X^*_t اجرا شد (یو و همکاران، ۲۰۰۲).[11]

$$U_t = 2\Sigma_{i=1}^{t} R_i - t(n+1);\ K = \max_t |U_t|;\ p \approx \min[1, 2\exp(-6K^2/(n^3+n^2))] \qquad (۱۹)$$

در رابطه (۱۹)، R_i رتبه مشاهده iام، K آماره Pettitt و محل بیشینه $|U_t|$ برآورد نقطه تغییر است؛ مقدار p تقریبی حداکثر به ۱ محدود شد.

مقایسه آماری دو فصل اکتبر تا دسامبر و ژانویه تا مارس

برای پرهیز از نتیجه‌گیری صرفاً توصیفی درباره تفاوت پاییز و زمستان، معیارهای سالانه–منطقه‌ای شدت، تعداد ماه‌های خشک، فراوانی رخداد، بیشینه تداوم و میانگین SPEI-3 برای هر سال به‌صورت زوج اکتبر تا دسامبر و ژانویه تا مارس تشکیل شدند. سپس آزمون Wilcoxon signed-rank دوطرفه روی اختلاف‌های زوجی اجرا شد (ویلکاکسون، ۱۹۴۵)[12]. علاوه بر p-value، میانگین اختلاف JFM–OND و فاصله اطمینان ۹۵ درصد آن با ۵۰۰۰ بازنمونه‌گیری bootstrap از اختلاف‌های زوجی مورد بحث و بررسی قرارخواهد گرفت.

$$d_\gamma = M(\mathrm{JFM}, y) - M(\mathrm{OND}, y) \qquad (۲۰)$$

در رابطه (۲۰)، d_γ اختلاف معیار M در سال y بین JFM و OND است.

$$W^+ = \Sigma_\gamma R_\gamma I(d_\gamma > 0);\ W^- = \Sigma_\gamma R_\gamma I(d_\gamma < 0) \qquad (۲۱)$$

در رابطه (۲۱)، R_γ رتبه $|d_\gamma|$ پس از حذف اختلاف‌های صفر است. آزمون دوطرفه بر تعادل مجموع رتبه‌های مثبت و منفی استوار است.

شاخص‌های دورپیوندی و کنترل افزونگی

شاخص‌های دورپیوندی ماهانه پس از پاک‌سازی تاریخ، تبدیل به محور زمانی ماهانه پیوسته و حذف ستون‌های فاقد معنای اقلیمی وارد تحلیل شدند. برای پاسخ به ایراد افزونگی شاخص‌ها، ماتریس همبستگی Spearman بین خود شاخص‌ها محاسبه و زوج‌هایی با $|\rho| \geq 0.80$ به‌منزله «افزونگی بالا» علامت‌گذاری شدند. این پرچم به‌معنای حذف خودکار شاخص نبود؛ بلکه

[11] Yue, et al
[12] Wilcoxon

برای جلوگیری از تفسیر چندباره سیگنال‌های هم‌خانواده، انتخاب و تفسیر شاخص‌های نماینده را هدایت کرد. به‌ویژه چند نماینده ENSO به‌صورت مستقل به‌منزله شواهد تکراری یک سازوکار واحد شمرده نشدند.

$$\rho_s = \mathrm{Cov}(R_x, R_\gamma)/(\sigma R_x\, \sigma R_\gamma) \qquad (۲۲)$$

در رابطه (۲۲)، R_x و R_γ رتبه‌های دو شاخص هستند. این فرم عمومی Spearman وجود ties را نیز پوشش می‌دهد.

$$\rho_s(k) = \mathrm{Corr}\{\mathrm{Rank}[I(t-k)], \mathrm{Rank}[SPEI(t)]\}; \quad k = 0, 1, \ldots, 6 \qquad (۲۳)$$

در رابطه (۲۳)، I شاخص دورپیوندی و k تعداد ماه‌هایی است که شاخص نسبت به SPEI پیشرو است.

$$r(k) = \Sigma_i(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y}) \,/\, \sqrt{\{\Sigma_i(x_i-\bar{x})^2\, \Sigma_i(y_i-\bar{y})^2\}} \qquad (۲۴)$$

رابطه (۲۴) همبستگی Pearson را برای تحلیل حساسیت نشان می‌دهد؛ تصمیم اصلی معنی‌داری بر Spearman و q–value مبتنی است. برای کنترل آزمون‌های متعدد، روش Benjamini–Hochberg با۰/۰۵ =q بر p-valueهای Spearman اعمال شد (بنیامین و هوچبرگ، ۱۹۹۵).خانواده آزمون‌ها از پیش به‌صورت تمام ترکیب‌های «مکان × شاخص ×lag » درون هر مقیاس زمانی/فصل/SPEI-scale تعریف شد.

$$p_{(1)} \le \ldots \le p_{(m)};\ k^* = \max\{i : p_{(i)} \le (i/m)q\}; \quad q=0.05 \qquad (۲۵)$$

در رابطه (۲۵)، $p_{(i)}$ p-valueهای مرتب‌شده، m تعداد آزمون‌های خانواده وq=۰/۰۵ است. فرضیه‌های رتبه ۱ تا k در روش BH رد می‌شوند.

$$\tilde{q}_{(i)} = \min_{j \ge i}\{\min[1, (m/j)p_{(j)}]\} \qquad (۲۶)$$

رابطه (۲۶) q-value تعدیل‌شده BH را نشان می‌دهد. در کد، q-valueها با اعمال حداقل تجمعی از انتهای رتبه‌ها محاسبه شدند.

$$\mathrm{Coverage} = 100 \times N_{sig} / N_{in} d_{epen} d_{ent} \qquad (۲۷)$$

در رابطه (۲۷)، Nsig تعداد سلول‌های مکانی یکتای دارای$q \le 0.05$ و مستقل تعداد کل سلول‌های مستقل است. این شاخص مبنای توصیف «انسجام مکانی» است و جایگزین عبارت‌های مبهمی مانند «قوی‌ترین» بدون معیار عددی می‌شود. بزرگی اثر همبستگی به‌طور جداگانه از معنی‌داری آزمون شد. در خروجی محاسباتی، $|\rho| < 0.10$ ناچیز، $0.30 > |\rho| \ge 0.10$ ضعیف، $0.50 > |\rho| \ge 0.30$ متوسط و $|\rho| \ge 0.50$ قوی برچسب‌گذاری شد؛ این برچسب‌ها صرفاً توصیفی‌اند و تفسیر علمی بر q-value، اندازه اثر، علامت غالب و پوشش مکانی استوار است. همچنین ρ^2 برای نمایش سهم تقریبی تغییرپذیری رتبه‌ای مشترک گزارش شد؛ از این کمیت به‌منزله علیت یا سهم واریانس علّی تعبیر نشد.

ساخت نقشه‌های مرکب و آزمون معنی‌داری میدان

برای تفسیر فیزیکی روابط آماری، نقشه‌های مرکب برای شاخص نوسان جنوبی ساخته شدند. این شاخص بر اساس پوشش مکانی نتایج غربال اولیه و نمایندگی سازوکارهای فیزیکی متفاوت انتخاب شدند و انتخاب آن‌ها به‌منزله مرحله تفسیری پس از غربال آماری تلقی شد، نه یک آزمون تأییدی مستقل. برای هر فصل، سری شاخص به z-score تبدیل شد؛ فاز بالا شامل سال‌های با z≥ ۰/۵ و فاز پایین شامل سال‌های با۰/۵ −≥z بود. فقط سال‌هایی وارد شدند که هر سه ماه فصل کامل موجود بود و برای تشکیل نقشه مرکب حداقل چهار سال در هر فاز لازم می‌باشد.

$$Z^I_\gamma = (I_\gamma - \bar{I})/s^I \qquad (۲۸)$$

در رابطه (۲۸)، I_γ میانگین فصلی شاخص در سال y، $\bar{I}$ میانگین دوره و s^I انحراف معیار آن است.

$$\Delta X = \bar{X}(\mathrm{High}) - \bar{X}(\mathrm{Low}) \qquad (۲۹)$$

در رابطه (۲۹)، ΔX اختلاف میدان مرکب فاز بالا و پایین برای هر متغیر جوی است. معنی‌داری اختلاف مرکب برای میدان‌های اسکالر ۵۰۰Z، ۸۵۰RH، ۵۰۰Omega، MSLP و VIMD با آزمون جایگشتی دوطرفه در هر سلول بررسی می‌شود. در هر تکرار،

برچسب‌های High/Low در مجموعه سال‌های منتخب به‌صورت تصادفی جابه‌جا شدند، در حالی که اندازه دوگروه ثابت باقی خواهد ماند. تعداد جایگشت‌ها ۱۰۰۰ است و سپس p-valueهای شبکه برای هر میدان با BH-FDR در سطح q=0.05 اصلاح شدند. نواحی معنی‌دار در شکل‌ها با stippling مشخص شدند. مؤلفه‌های برداری باد و IVT به‌صورت اختلاف برداری نمایش داده شدند و آزمون FDR سلولی مستقلی برای هر مؤلفه برداری ذکر نشد.

$$P_{perm}[1+\sum_{\beta=1}^{E} I(|\Delta X_\beta^*| \geq |\Delta X_{obs}|)]/(B+1); B=1000 \quad (۳۰)$$

در رابطه (۳۰)، ΔX_{obs} اختلاف مشاهده‌شده، ΔX_β اختلاف حاصل از جایگشت bام و B تعداد کل جایگشت‌هاست.

تبدیل واحدها و متغیرهای دینامیکی نقشه‌های مرکب ارتفاع ژئوپتانسیل داده‌های بازتحلیل در فایل خام با واحد $m^2\ s^{-2}$ ذخیره می‌شود. برای تحلیل شکل‌ها، ژئوپتانسیل با شتاب استاندارد گرانش تقسیم و به ارتفاع ژئوپتانسیل بر حسب gpm تبدیل شد. بنابراین در متن و شکل‌های نهایی واحدZ ۵۰۰ «gpm» است و از عبارت «ژئوپتانسیل دکامتر» استفاده نمی‌شود مگر آنکه داده عمداً یک بار دیگر بر ۱۰ تقسیم شود که در این پژوهش انجام نشده است.

$$Z = z/g_0;\ g_0 = 9.80665\ m\ s^{-2} \quad (۳۱)$$

در رابطه z ژئوپتانسیل ERA5 بر حسب $m^2\ s^{-2}$ و Z ارتفاع ژئوپتانسیل بر حسب geopotential meter (gpm) است.

$$V_{250} = \sqrt{(u_{250}^2 + v_{250}^2)};\quad \Delta V_{250} = \bar{V}(High) - \bar{V}(Low) \quad (۳۲)$$

در رابطه V_{250} سرعت باد تراز ۲۵۰ هکتوپاسکال و ΔV_{250} اختلاف سرعت جت میان دو فاز است.

$$IVT = \sqrt{(IVT_x^2 + IVT_y^2)};\quad MFC = -VIMD \quad (۳۳)$$

در رابطه ۳۳، IVT بزرگی شار یکپارچه بخار آب و MFC همگرایی شار رطوبت است؛ علامت منفی به این دلیل به‌کار می‌رود که VIMD مثبت واگرایی و منفی همگرایی را نشان می‌دهد. ودر آخر فرمول همبستگی اسپیرمن به شرح ذیل است:

$$\rho_s = Corr[R(X), R(Y)] = Cov[R(X), R(Y)]/[\sigma R(X)\ \sigma R(Y)] \quad (۳۴)$$

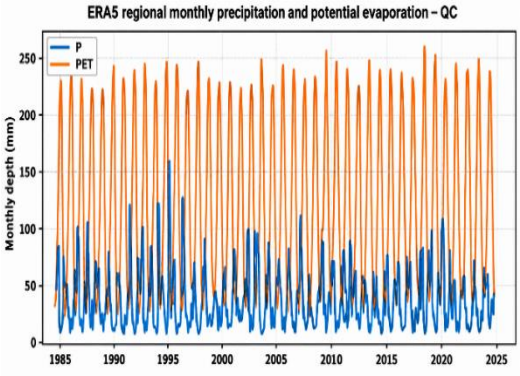
که در آن Rs مقدار ضریب همبستگی اسپیرمن را نشان می‌دهد، Cov (X, Y) کوواریانس متغیرهای دسته بندی شده و σR(X) و σR(Y) انحراف از معیار متغیرهای طبقه‌بندی شده را نشان می‌دهند.

نتایج و بحث

نتایج در چهار سطح مکمل تفسیر شدند: (۱) کنترل کیفیت و رفتار پایه مؤلفه‌های ورودی SPEI ؛ (۲) توزیع زمانی و مکانی خشک‌سالی و روندها؛ (۳) افزونگی و ساختار تأخیری شاخص‌های دورپیوندی؛ و (۴) پیوند نتایج آماری با زمینه فیزیکی. در تمام این بخش، میان «اندازه اثر»، «پوشش مکانی»، «معنی‌داری آماری» و «تفسیر علّی» تفکیک شده است؛ بنابراین هیچ همبستگی یا نقشه مرکبی به‌تنهایی به‌منزله اثبات رابطه علّی تعبیر نمی‌شود.

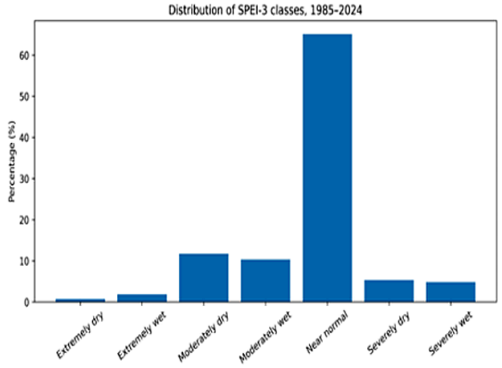
کنترل کیفیت مؤلفه‌های هیدروکلیماتیک و رفتار پایه SPEI چرخه ماهانه بارش و تبخیر بالقوه داده‌های بازتحلیل در شکل ۲ نشان می‌دهد که دو مؤلفه ورودی SPEI از نظر فصلی رفتار متمایز اما فیزیکی دارند. بارش (P) ماهیتی رخدادمحور و پرنوسان دارد و قله‌های ماهانه آن عمدتاً در نیمه سرد سال رخ می‌دهد، در حالی‌که تبخیر بالقوه (PET) چرخه سالانه بسیار منظم‌تری دارد و در ماه‌های گرم به بیشینه‌های حدود ۲۲۰ تا ۲۶۰ میلی‌متر در ماه می‌رسد. این تفاوت فصلی سبب می‌شود بیلان P−PET در گرم‌ترین ماه‌ها به‌طور ساختاری منفی‌تر شود و اهمیت استانداردسازی ماه‌به‌ماه در محاسبه SPEI را برجسته می‌کند. شکل ۲ یک

کنترل کیفی داخلی است و جایگزین اعتبارسنجی مستقل بارش بازتحلیل در برابر ایستگاه‌ها نیست. در این پژوهش، هر دو مؤلفه بارش و تبخیرتعرق پتانسیل از یک زنجیره بازتحلیل استخراج و به مقادیر ماهانه تبدیل شدند؛ در نتیجه ابهام درباره ترکیب بارش ایستگاهی با SPEI بازتحلیل رخ نمی‌دهد. این سازگاری منبع داده برای تحلیل‌های بعدی SPEI-3 دورپیوندی اهمیت بنیادی دارد، زیرا تغییر منبع بارش و تبخیرتعرق پتانسیل می‌تواند توزیع بیلان آبی و در پی آن رتبه‌بندی رخدادهای خشک و تر را جابه‌جا کند.



شکل ۲: کنترل کیفیت زمانی بارش ماهانه و تبخیر بالقوه منطقه ای دردوره مطالعه

توزیع طبقات SPEI-3 در شکل ۳ نیز نشان می‌دهد که کلاس «نزدیک به نرمال» با حدود دو سوم کل رکوردها غالب است. پس از آن، طبقات خشک متوسط و تر متوسط هر یک حدود یک‌دهم رکوردها را تشکیل می‌دهند و سهم طبقات شدید و بسیار شدید به‌مراتب کمتر است. این توزیع متقارنِ تقریبی میان دو سوی خشک و تر با ماهیت استانداردشده شاخص سازگار است و، مهم‌تر از آن، از روایت ساده «خشک‌شدن یکنواخت همه ماه‌ها» پشتیبانی نمی‌کند. در این میان، خشک‌سالی در منطقه به‌صورت رخدادهای متمرکز در زمان و مکان ظاهر می‌شود؛ موضوعی که با تحلیل فصلی و ایستگاهی بعدی روشن‌تر می‌شود.

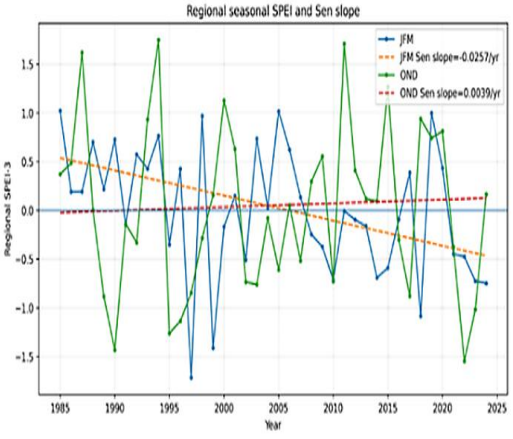


شکل ۳. توزیع درصدی طبقات SPEI-۳ طی دوره ۱۹۸۵–۲۰۲۴. غلبه طبقه نزدیک به نرمال و سهم کمتر طبقات حدی، نشان‌دهنده تمرکز رخدادهای شدید در بخش محدودی از زمان است

تغییرپذیری فصلی SPEI- 3 و جهت روند منطقه‌ای

میانگین منطقه‌ای SPEI- 3 در دو فصل زمستان و پاییز (شکل ۴) تغییرپذیری بین‌سالی شدیدی را نشان می‌دهد؛ دامنه نوسانات در هر دو فصل به‌مراتب بزرگ‌تر از شیب بلندمدت است. با این حال، جهت شیب سن در دو فصل یکسان نیست: در زمستان شیب سن برابر با ۰/۰۲۵۷− واحد SPEI در سال است، در حالی‌که در پاییز شیب بسیار کوچک و مثبت ۰/۰۰۳۹ واحد در سال به‌دست آمده است. بنابراین، سیگنال کاهشی زمستانی بسیار برجسته‌تر از پاییز است، اما «علامت و اندازه شیب» به‌تنهایی معادل معنی‌داری آماری نیست و قضاوت درباره روند باید بر پایه آزمون MK/ اصلاح‌شده و کنترل خودهمبستگی انجام شود.از دیدگاه اقلیمی، این الگو با شواهد جدید حوزه مدیترانه هم‌راستا است که نشان می‌دهد تغییرپذیری بین‌سالی و چنددهه‌ای می‌تواند بر روند خطی بارش غلبه کند. با این حال، هم‌راستایی مفهومی با مدیترانه به معنی یکسان بودن سازوکارها نیست؛ دامنه جنوبی البرز تحت اثر هم‌زمان گردش مدیترانه‌ای، اوراسیایی و مسیرهای انتقال رطوبت از جنوب و جنوب‌غرب آسیا قرار

دارد. ازاین‌رو، نتیجه اصلی شکل ۴ «ناهمسانی فصلی جهت تغییر» است، نه تعمیم یک روند واحد به کل سال (زتیس و همکاران، ۲۰۲۲).

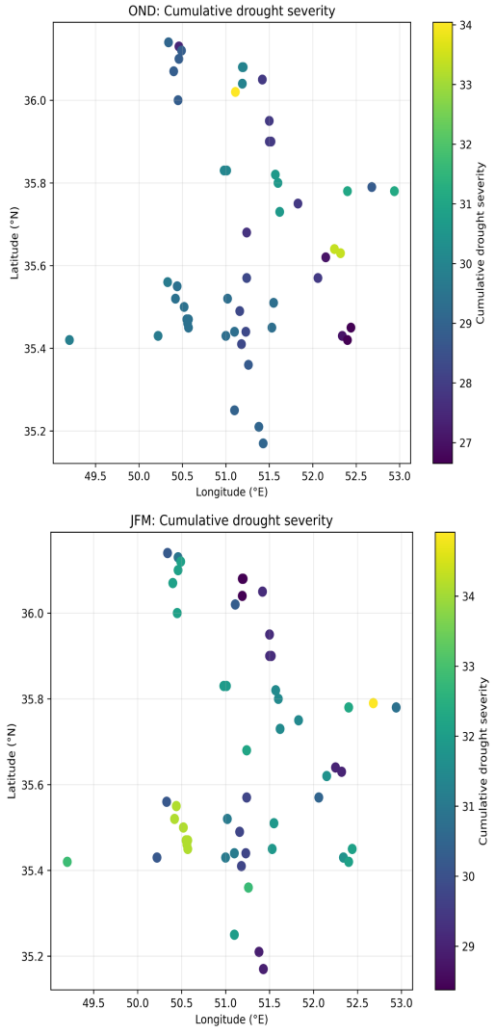


شکل ۴. تغییرات میانگین منطقه‌ای SPEI-۳ در فصل‌های JFM و OND طی ۱۹۸۵–۲۰۲۴ و خطوط شیب سن. شیب منفی JFM و شیب بسیار ضعیف مثبت OND جهت‌های متفاوت تغییر فصلی را نشان می‌دهند.

ساختار مکانی رخدادهای خشک‌سالی: شدت، فراوانی و تداوم در جدول ۴ نشان می‌دهد که سه مؤلفه شدت تجمعی، فراوانی و تداوم اطلاعات یکسانی تولید نمی‌کنند. در زمستان، شدت تجمعی خشک‌سالی در حدود ۲۸/۵ تا ۳۴/۸ تغییر می‌کند و یکی از مقادیر بالای شبکه در ناحیه شرقی، در مجاورت ایستگاه سحرآباد، دیده می‌شود. (شکل ۵ الف) در پاییز دامنه شدت تجمعی تقریباً ۲۶/۷ تا ۳۴ است و کانون‌های نسبتاً بالا در بخش‌هایی از شمال و شرق شبکه، از جمله محدوده آسارا و محور شرقی البرز، مشاهده می‌شود. شکل ۵ ب این تفاوت مکانی نشان می‌دهد که اتکا به یک میانگین منطقه‌ای می‌تواند کانون‌های محلی را پنهان کند.

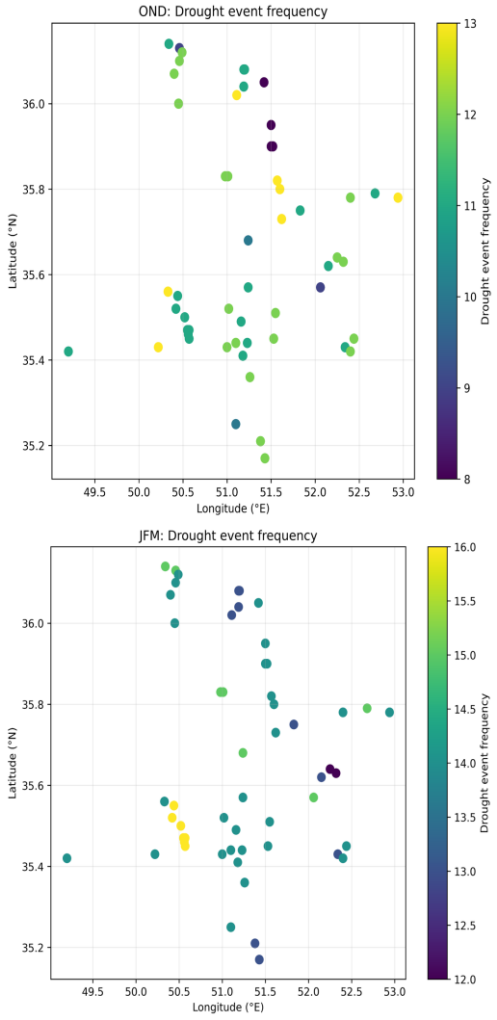
جدول ۴. شدت تجمعی، فراوانی و تداوم خشکسالی در بازه زمانی مورد مطالعه در پژوهش

برداشت محافظه‌کارانه	OND (پاییز)	JFM (زمستان)	شاخص/ویژگی
جهت تغییر زمستانی کاهشی‌تر است؛ معنی‌داری نیازمند آزمون‌های آماری است	۰/۰۰۳۹+ واحد/سال	۰/۰۲۵۷− سال/واحد	شیب سن منطقه‌ای SPEI-۳
فصل زمستان در بخش بزرگی از شبکه شدت تجمعی بالاتری دارد، اما پاییز نیز کانون‌های محلی شدید دارد.	حدود ۲۶٫۷ تا ۳۴	حدود ۲۸٫۵ تا ۳۴٫۸	شدت تجمعی خشک‌سالی(دامنه نقشه)
JFM رخدادهای بیشتر تکرارترند.	تا ۱۳ رخداد ۸	تا ۱۶ رخداد ۱۲	فراوانی رخداد
پاییز با وجود فراوانی کمتر، قابلیت تداوم طولانی‌تر دارد.	تا ۷ ماه ۳	عمدتاً ۳ ماه؛ بیشینه ۴	بیشینه تداوم



شکل ۵. شدت تجمعی خشک‌سالی۳-SPEI در شبکه ایستگاهی؛ (الف) JFM و (ب) OND. رنگ‌ها مجموع قدرمطلق کمبود SPEI در رخدادهای خشک را نشان می‌دهند.

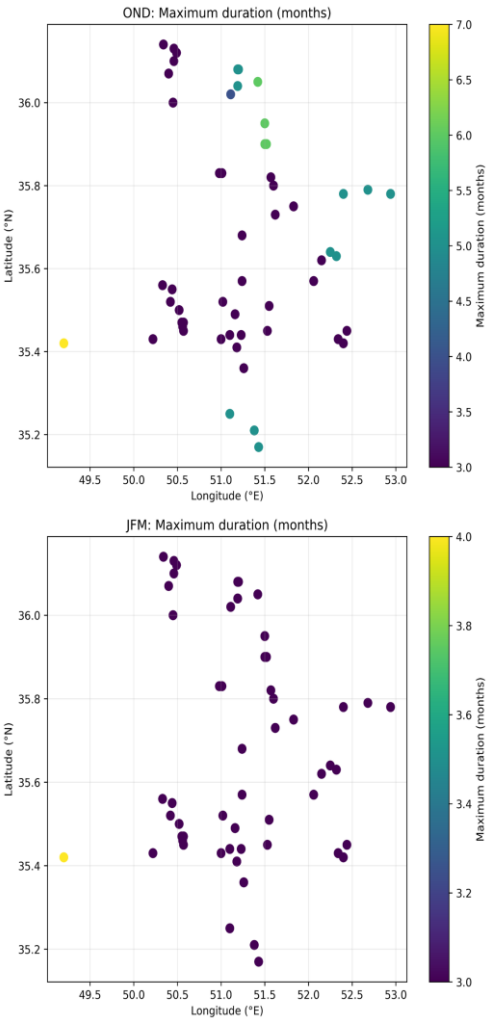
تفاوت فصلی در فراوانی رخدادها واضح‌تر است. در زمستان فراوانی رخدادهای خشک در بازه ۱۲ تا ۱۶ رخداد قرار می‌گیرد، در حالی‌که در پاییز این بازه عمدتاً ۸ تا ۱۳ رخداد است. (شکل ۶ الف و ب). بنابراین ژانویه تا مارس در بیشتر شبکه فصل پرتکرارتری برای ورود به وضعیت خشک۳-SPEI محسوب می‌شود. با این حال، این نتیجه باید به‌صورت «تفاوت توصیفی در فراوانی رخداد» بیان شود مگر آنکه آزمون زوجی پاییز–زمستان در سطح سال/ایستگاه نیز معنی‌داری این اختلاف را تأیید کند.



شکل ۶. فراوانی رخدادهای خشک۳-SPEI؛ (الف) JFM و (ب) OND. مقادیر JFM در بخش عمده شبکه بیشتر از OND است.

در مقابل، نقشه بیشینه تداوم تصویر متفاوتی ارائه می‌کند. شکل ۷ (الف و ب). تقریباً همه ایستگاه‌های زمستان بیشینه تداوم ۳ ماهه دارند و تنها یک کانون برجسته در غرب شبکه، منطبق بر ارجمند، به ۴ ماه می‌رسد. در پاییز دامنه تداوم از ۳ تا ۷ ماه افزایش می‌یابد و ارجمند با بیشینه حدود ۷ ماه متمایز است. بنابراین داده‌ها از یک تفکیک رخدادی حمایت می‌کنند: ژانویه تا مارس بیشتر با «تکرار بالاتر» شناخته می‌شود، در حالی‌که اکتبر تا دسامبر در برخی نقاط ظرفیت «پایداری زمانی طولانی‌تر» دارد. این تفکیک برای مدیریت آب مهم‌تر از یک شاخص تک‌بعدی شدت است؛ زیرا رخدادهای کم‌تعداد اما طولانی می‌توانند اثر تجمعی

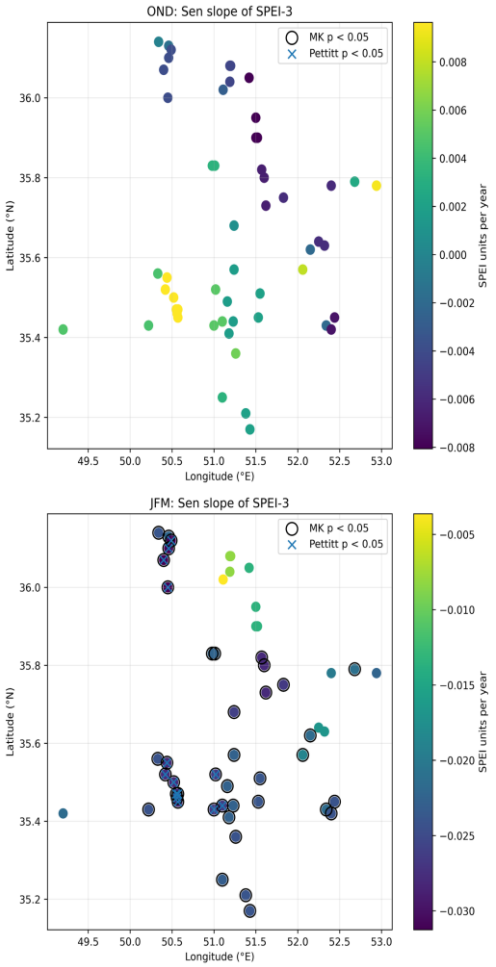
متفاوتی بر رطوبت خاک، برف و ورودی مخازن ایجاد کنند. مطالعه حسین‌پناهی و همکاران (۲۰۲۵) نیز برای مخازن تأمین‌کننده تهران بر نقش حافظه فصلی خاک و برف در پاسخ جریان پایه تأکید کرده است.



شکل ۷. بیشینه تداوم رخداد خشک در واحد ماه؛ (الف) JFM و (ب) OND. تداوم طولانی‌تر OND در برخی ایستگاه‌ها، به‌ویژه ارجمند، با فراوانی کمتر این فصل تضاد دارد.

روند ایستگاهی، خودهمبستگی و نقاط تغییر آزمون پتیت

نقشه شیب سن و معنی‌داری آزمون‌های روند/نقطه تغییر (شکل ۸ الف و ب) تفاوت بنیادین زمستان و پاییز را تأیید می‌کند. در زمستان تقریباً تمام شیب‌های ایستگاهی منفی‌اند و دامنه آن‌ها حدود ۰/۰۰۴− تا ۰/۰۳۱− واحد SPEI در سال است. حلقه‌های سیاه فقط ایستگاه‌هایی را نشان می‌دهند که آزمون MK در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار بوده و علامت × آبی نقاطی را مشخص می‌کند که آزمون Pettitt تغییر رژیم معنی‌دار شناسایی کرده است. بنابراین منفی بودن رنگ همه نقاط نباید با معنی‌داری همه ایستگاه‌ها اشتباه گرفته شود.

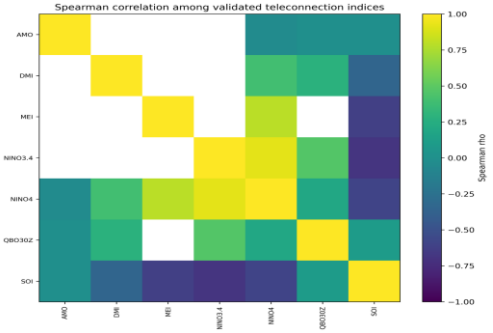


شکل ۸. شیب سن SPEI-۳ و نشانگرهای معنی‌داری؛ (الف) JFM و (ب) OND. حلقه سیاه: MK با $p<0.05$؛ × آبی: Pettitt با $p<0.05$

افزونگی شاخص‌های دورپیوندی و پیامد آن برای استنباط

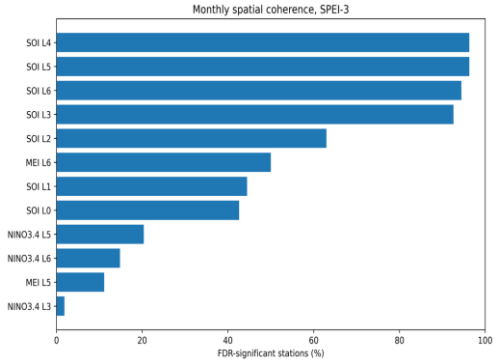
پیش از تفسیر رابطه دورپیوندی–خشک‌سالی، همبستگی درونی شاخص‌ها بررسی شد (شکل ۹). ساختار ماتریس نشان می‌دهد که نماینده‌های خانواده ENSO مستقل از یکدیگر نیستند NINO۳/۴ ، NINO4 و MEI همبستگی مثبت بالایی دارند و SOI با چند نماینده اقیانوسی ENSO رابطه منفی نسبتاً قوی نشان می‌دهد. این الگو از نظر فیزیکی انتظار می‌رود، زیرا

شاخص‌ها جنبه‌های متفاوت همان سامانه جفت‌شده اقیانوس–جو را اندازه‌گیری می‌کنند. در مقابل، AMO، DMI و QBO ۳۰ Z نسبت به هسته ENSO ساختار همبستگی ضعیف‌تر یا متفاوت‌تری دارند. این ماتریس برای جلوگیری از «شمارش چندباره یک سیگنال» ضروری است. اگر NINO ۳/۴، NINO۴، MEI و SOI بدون توجه به افزونگی به‌منزله چهار محرک مستقل تفسیر شوند، تعداد ظاهری روابط مؤثر افزایش می‌یابد و احتمال نتیجه‌گیری اغراق‌آمیز بالا می‌رود. ماتریس Spearman و آستانه $|\rho| \geq 0.80$ به‌منزله ممیزی افزونگی استفاده می‌شود و تفسیر بر خانواده‌های فیزیکی شاخص‌ها متمرکز است.



شکل ۹. ماتریس همبستگی Spearman بین شاخص‌های دورپیوندی اعتبارسنجی‌شده. همبستگی بالای نماینده‌های ENSO و علامت مخالف SOI ضرورت کنترل افزونگی را نشان می‌دهد.

ساختار lead–lag و پوشش مکانی روابط پس از آزمون FDR



شکل ۱۰. پوشش ایستگاهی روابط ماهانه معنی‌دار SPEI-۳ پس از BH-FDR در تاخیرهای صفر تا شش ماه. Lk به معنی تقدم شاخص دورپیوندی به اندازه k ماه نسبت به SPEI است.

جمع‌بندی یکپارچه بحث و پیام فیزیکی نتایج

ترکیب شواهد زمانی، مکانی و دورپیوندی نشان می‌دهد که خشک‌سالی تهران–البرز دارای ساختار فصل‌وابسته است. در زمستان، رخدادها پرتکرارترند، شیب سن در کل شبکه جهت منفی دارد و در بخشی از ایستگاه‌ها MK/Pettitt نیز تغییر معنی‌دار نشان می‌دهد. در پاییز، فراوانی کمتر است اما تداوم می‌تواند تا چند ماه بیشتر امتداد یابد و جهت روند مکانی از مثبت تا منفی تغییر می‌کند. بنابراین یک شاخص منطقه‌ای واحد نمی‌تواند همزمان رفتار شدت، فراوانی، تداوم و روند را نمایندگی کند.

از سوی دیگر، برتری پوشش نوسان جنوبی در تأخیرهای ۳ تا ۶ ماهه نشان می‌دهد که بخشی از تغییرپذیری SPEI-۳ دارای اثر تأخیری نسبت به وضعیت بزرگ‌مقیاس اقیانوس–جو است. این نتیجه برای «پایش زودهنگام» مهم است، نه برای اثبات علیت. انتقال اثر ENSO به ایران از مسیر موج‌های سیاره‌ای، جابه‌جایی جت، تغییر مسیر سامانه‌های مدیترانه‌ای و تعدیل انتقال رطوبت می‌تواند رخ دهد، اما سهم هر مسیر باید با نقشه‌های مرکب H500، RH850، ω500، باد ۲۵۰ هکتوپاسکال و IVT و آزمون معنی‌داری میدان بررسی شود. بنابراین رابطه آماری به‌تنهایی مکانیزم را تعیین نمی‌کند. از منظر منابع آب، این تمایز فصلی اهمیت کاربردی دارد. ورودی مخازن تهران فقط به بارش همان ماه وابسته نیست و ذخیره برف، رطوبت خاک و جریان پایه می‌تواند پاسخ را با تأخیر منتقل کند. بنابراین پایش همزمان وضعیت ماههای ژانویه تا مارس، تداوم اکتبر تا دسامبر و فازهای تأخیری ENSO می‌تواند برای هشدار هیدروکلیماتیک مفید باشد؛ با این حال مقاله حاضر «مدل ریسک» یا «سامانه پیش‌بینی عملیاتی» ارائه نمی‌کند و این کاربرد به‌منزله پیام پایشی، نه برآورد کمی ریسک، بیان می‌شود.

محدودیت‌های استنباط

چهار محدودیت برای تفسیر نتایج باید صریح باقی بماند. نخست، داده‌های باز تحلیل نسل پنجم: یک بازتحلیل شبکه‌ای است و اگرچه چرخه فصلی بارش و تبخیرتعرق پتانسیل معقول است، این امر جایگزین اعتبارسنجی مستقل بارش در برابر ایستگاه‌ها نیست (لاورس[13] و همکاران، ۲۰۲۲). دوم، چند محل ایستگاهی ممکن است یک سلول داده بازتحلیل مشترک داشته باشند و بنابراین تعداد نقاط نمایش‌داده‌شده با تعداد واحدهای کاملاً مستقل برابر نیست. سوم، بقای یک رابطه پس از BH-FDR احتمال کشف کاذب در خانواده آزمون‌ها را کنترل می‌کند اما اندازه اثر را افزایش نمی‌دهد و علیت را اثبات نمی‌کند. چهارم، نقاط تغییر آزمون پتیت زمان وقوع تغییر سطح سری را آشکار می‌کنند ولی منشأ دینامیکی آن تنها با تحلیل میدان‌های جو و رطوبت قابل تبیین است.

تفسیر نقشه‌های مرکب جوی و سازوکارهای فیزیکی مرتبط با نوسان جنوبی

جمع‌بندی ساختاری الگوهای OND–SOI JFM–SOI

در هر دو فصل زمستان و پاییز، الگوی «فاز زیاد منهای فاز کم» نوسان جنوبی برای مجموعه‌ای از متغیرهای دینامیکی و ترمودینامیکی ترسیم شده است: ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال (Z۵۰۰)، فشار سطح دریا (MSLP)، رطوبت نسبی و باد ۸۵۰ هکتوپاسکال، امگای ۵۰۰ هکتوپاسکال، سرعت و بردار باد ۲۵۰ هکتوپاسکال و همچنین IVT و همگرایی شار رطوبتی. این هم‌نشانی امکان می‌دهد که از توصیف صرفِ همبستگی فراتر رفته و تفسیری فیزیکی اما محتاطانه دورپیوندی—خشکسالی را ارائه کند. درجدول ۵ خلاصه‌ی از نتایج حاصله از نقشه‌های مرکب در ترازهای مختلف جو نشان داده شده است.

جدول ۵. خلاصه نتایج نقشه‌های مرکب ترازهای مختلف جو

متغیر	JFM–SOI	OND–SOI	برداشت تفسیری محتاطانه
Z۵۰۰	نامنجاری مثبت فراگیر بر فراز دامنه ایران و محدوده ایستگاهی؛ سیگنال واچرخند مانند نسبتاً همگن.	نامنجاری مثبت قوی‌تر و همگن‌تر از زمستان.	تقویت ارتفاع ژئوپتانسیل با پایداری نسبی و گرایش به فرونشینی هوا سازگار است، اما بدون آزمون معنی‌داری میانی نباید قطعی تلقی شود.
MSLP	نامنجاری فشار سطح دریا عموماً مثبت، با گرادیان مکانی از غرب به شرق در محدوده ایستگاهی.	الگوی مثبت همچنان حفظ می‌شود و دامنه آن در بخش شرقی/شمال‌شرقی برجسته‌تر است.	تقویت فشار سطحی با استقرار نسبی واچرخندی و محدود شدن صعود عمیق هوا سازگار است.
Omega۵۰۰	الگو نامنجگن و موزائیکی است؛ بر دامنه ایران نوارهای مثبت و منفیِ هم‌راستا با توپوگرافی دیده می‌شود.	در پایین داده/نقشه مؤثر برای دامنه مورد درخواست وجود ندارد.	سیگنال حرکت قائم در زمستان ثانویه و ناهمگن است؛ در پاییز از استناج این مولفه باید صرف‌نظر کرد.
Jet۲۵۰	افزایش سرعت جت در دامنه ایران و محدوده ایستگاهی، با بردارهای عمدتاً غربی—شرقی.	تقویت جت در پاییز نیز دیده می‌شود و دامنه آن حتی از زمستان برجسته‌تر است.	تغییرات جت می‌تواند بخشی از تنظیم دینامیکی مقیاس بزرگ را بازنمایی کند، اما به‌تنهایی تعیین‌کننده پاسخ خشکسالی نیست.
IVT و همگرایی شار رطوبت	قدر مطلق IVT در محدوده ایستگاهی عمدتاً منفی است؛ شار رطوبت ورودی تقویت نمی‌شود.	الگوی منفی IVT در پاییز نیز تداوم دارد؛ هرچند شدت و جزییات محلی متغیر است.	کاهش IVT با تضعیف تغذیه رطوبتی و در نتیجه سازگاری با شرایط خشک‌تر همسو است.

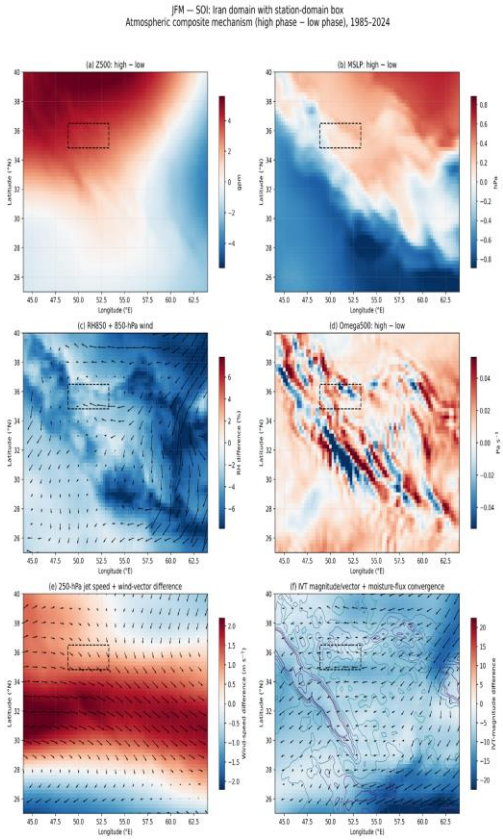
[13] Lavers

تفسیر تفصیلی فصل زمستان

در نقشه‌های JFM–SOI، (شکل ۱۱) نخستین ویژگی برجسته، حاکمیت ناهنجاری‌های مثبت ارتفاع ۵۰۰ هکتوپاسکال بر دامنه ایران و نیز بر محدوده ایستگاهی تهران–البرز است. این وضعیت به‌طور کلی با تقویت یک ساختار پشته مانند در میانه تروپوسفر سازگار است. در ادبیات پویای جو، چنین الگوهایی معمولاً با پایداری نسبی بیشتر، کاهش کارآیی صعود عمیق و مستعد شدن جو برای کاهش تغذیه بارشی همخوانی دارند؛ با این حال باید تأکید شود که این برداشت، تفسیری مبتنی بر سازگاری فیزیکی است. هم‌زمان، فشار سطح‌دریا نیز در مقیاس ایران و در بزرگ‌نمایی ایستگاهی عمدتاً مثبت است. این هم‌فازی بین تراز میانی و فشار سطح‌دریا از آن حکایت دارد که سیگنال میانه تروپوسفری و سطحی به‌صورت هم‌راستا عمل می‌کنند و به‌جای یک الگوی ناپایدار یا گذرا، نوعی سازمان‌یافتگی واچرخندی در مقیاس سینوپتیکی مشاهده می‌شود. از آنجا که محدوده ایستگاهی در حاشیه جنوبی البرز قرار گرفته است، حتی گرادیان‌های ملایم فشار سطحی نیز می‌توانند بر نفوذ یا انسداد رطوبت نقش تعدیل‌کننده داشته باشند. در پنل رطوبت نسبی تراز ۸۵۰ هکتوپاسکال، افت رطوبت نسبی در بیشتر پهنه ایران و همچنین در بخش بزرگی از محدوده تهران–البرز دیده می‌شود. بردارهای باد ۸۵۰ هکتوپاسکال نیز نشانه‌ای روشن از تقویت شار رطوبتی به‌سمت منطقه مطالعه نشان نمی‌دهند. ترکیب این دو مؤلفه مهم است، زیرا اگرچه کاهش رطوبت تراز سطح‌زمین به‌تنهایی برای نتیجه‌گیری نهایی کافی نیست، ولی همراهی آن با نبودِ تقویت آشکار بادهای باران آور، تفسیر «کاهش دسترسی رطوبتی» را تقویت می‌کند.

برای نقشه امگای ۵۰۰ هکتوپاسکال در زمستان، میدان حاصل یکنواخت نیست و در هر دو مقیاس، ناهمگنی فضایی قابل توجهی دیده می‌شود. بر دامنه ایران، نوارهای مثبت و منفیِ هم‌راستا با ساختارهای توپوگرافیک و مسیرهای موجی قابل تشخیص‌اند و در بزرگ‌نمایی ایستگاهی نیز یک الگوی موزائیکی دیده می‌شود. بنابراین، بر خلاف ترازمیانی و فشار، نمی‌توان امگا را به‌منزله قوی‌ترین شاهد سازوکار این فصل معرفی کرد. دقیق‌تر آن است که گفته شود سیگنال حرکت قائم در زمستان ثانویه و ناهمگن است و بیشتر باید در کنار سایر متغیرها خوانده شود.

در تراز ۲۵۰ هکتوپاسکال، سرعت جت و بردارهای باد تفاوت معنی‌داری از حیث سازمان فضایی نشان می‌دهند. زمینه مثبت سرعت جت بر روی فلات مرکزی ایران و ناحیه تهران–البرز بیانگر آن است که آرایش جریان بالایی در فاز مثبت نوسان جنوبی نسبت به فاز منفی، پرانرژی‌تر است. با این حال، از آنجا که تغییرات جت می‌تواند با پیامدهای مختلفی بسته به موقعیت محور و برش قائم همراه باشد، این الگو بخشی از تنظیم دینامیکی مقیاس بزرگ را بازنمایی می‌کند. درنهایت، IVT و همگرایی شار رطوبتی در زمستان یک سیگنال مکمل مهم فراهم می‌کنند. زمینه عمدتاً منفی IVT در محدوده ایستگاهی دلالت بر آن دارد که در فاز مثبت نوسان جنوبی، بزرگی انتقال بخار آب نسبت به فاز منفی ضعیف‌تر است. چنین الگویی با افت رطوبت نسبی تراز ۸۵۰ و با تفسیر خشک‌تر شدن نسبی منطقه همخوان است. بنابراین، اگر بخواهیم یک جمع‌بندی فیزیکی محتاطانه ارائه کنیم، می‌توان گفت که در ژانویه، فاز مثبت نوسان جنوبی با ترکیبی از ارتفاع ژئوپتانسیل بالاتر، فشار سطحی بالاتر، رطوبت کمتر در سطح زمین و انتقال بخار آب ضعیف‌تر همراه است؛ ترکیبی که می‌تواند توضیح فیزیکی معقولی برای پیوند آماری نوسان جنوبی و نوسانات۳ -SPEI در زمستان فراهم کند. لازم به ذکر است شکل‌های سمت راست در شکل ۱۱ نمائی کشور ایران و شکل‌های سمت چپ نمائی محدوده مطالعاتی پژوهش را نشان داده است.



شکل ۱۱. بزرگ‌نمایی محدوده ایستگاهی تهران–البرز برای کامپوزیت JFM–SOI. (سمت راست نمای ایران و سمت چپ محدوده مطالعاتی پژوهش)

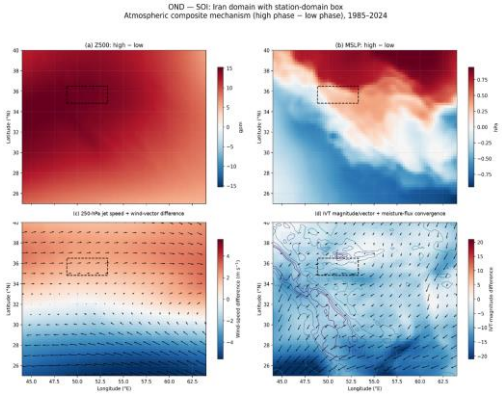
تفسیر تفصیلی فصل پاییز

در فصل پاییز نیز ساختار کلی نقشه‌ها از نظر جهت سیگنال تا حد زیادی با زمستان همسو است، با این تفاوت که در برخی متغیرها دامنه ناهنجاری‌ها حتی پررنگ‌تر دیده می‌شود. ناهنجاری مثبت ترازمیانی در این فصل در هر دو مقیاس ایران و تهران–البرز بسیار همگن و پرقدرت است؛ این امر نشان می‌دهد که در فاز مثبت نوسان جنوبی، جو میانه‌تروپوسفری در پاییز نیز گرایش به استقرار پیکربندی پشته‌ای دارد. از دید تفسیری، این همگنی مزیت مهمی دارد، زیرا پیوند بین سیگنال مقیاس بزرگ و محدوده موضعی را روشن‌تر می‌کند. الگوی فشار سطح‌دریا در پاییز نیز مثبت است و در محدوده ایستگاهی یک گرادیان نسبتاً منظم را نشان می‌دهد. این یافته با تراز ۵۰۰ سازگار است و از تداوم یک زمینه واچرخندی/پرفشار نسبی حمایت می‌کند. از منظر اقلیم منطقه‌ای، چنین وضعیتی می‌تواند با محدودتر شدن نفوذ سامانه‌های بارانزا یا کاهش کارایی صعودی سامانه‌ها همسو باشد؛ اما باز هم تأکید می‌شود که این تفسیر باید در قالب «سازگاری با سازوکار محتمل» باقی بماند.

بنابراین تفسیر پاییز به ترازمیانی، تراز جت ۲۵۰ هکتوپاسکال و فشار سطح‌دریا و IVT محدود شده و از استنتاج درباره متغیرهای فاقد پوشش کافی پرهیز شده است. با توجه به نقشه‌های تولید شده در فصل پاییز، اتکای تفسیر فیزیکی بیشتر بر دو مؤلفه باقی‌مانده یعنی جت ۲۵۰ هکتوپاسکال و IVT است. نقشه جت در پاییز بیانگر یک زمینه مثبت و نسبتاً منسجم بر محدوده تهران–البرز است و بردارها نیز ساختار غالب باد مداری را نشان می‌دهند. این وضعیت حاکی از آن است که در پاییز نیز آرایش جریان بالایی در فاز مثبت نوسان جنوبی فعال‌تر یا تقویت‌شده‌تر است، هرچند از آن به‌تنهایی نمی‌توان درباره کاهش یا افزایش بارش نتیجه قطعی گرفت، اما اثرات آن انکارناپذیر است.

در پنل IVT، زمینه منفی در مقیاس ایران و نیز در بزرگ‌نمایی ایستگاهی همچنان مشهود است. استمرار این سیگنال در هر دو فصل، یکی از منسجم‌ترین عناصر فیزیکی کل مجموعه نقشه‌هاست؛ زیرا مستقل از تفاوت‌های فصلی، نشان می‌دهد که در فاز مثبت نوسان جنوبی انتقال کل بخار آب به سوی ناحیه مطالعه تقویت نمی‌شود. از این رو، اگرچه شواهد پاییز از نظر تعداد متغیرهای دردسترس کامل نیست، ولی داده‌های موجود با یک وضعیت نسبتاً خشک‌تر و کم‌تغذیه‌تر از نظر بخار آب هم‌راستا هستند و حاکمیت این الگو با برهم‌کنش سایر شاخص‌ها می‌تواند تاخیر در شروع پاییزه بارش کشور و ناحیه مورد مطالعه را محتمل‌تر کند، که اهمیت این موضوع در پیش بینی‌های فصلی مضاعف خواهد شد. در جمع‌بندی فصل پاییز می‌توان گفت که سه مؤلفه: تراز ۵۰۰ مثبت، فشار مثبت و IVT منفی دارای

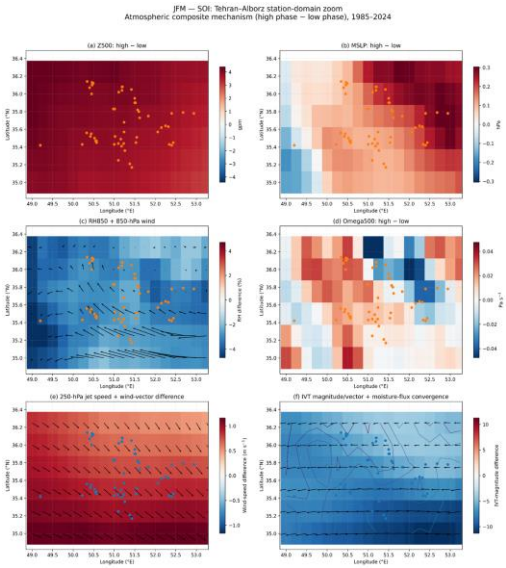
شاهد روشن‌تر می‌باشند. این سه‌گانه، همراه با تقویت سرعت جت، از این تفسیر پشتیبانی می‌کند که فاز مثبت نوسان جنوبی در پاییز نیز با شرایطی سازگار است که از منظر دینامیکی و رطوبتی برای شکل‌گیری شرایط خشک‌تر مستعدترند. با این حال، به دلیل نبود برخی متغیرهای کلیدی در خروجی پاییز، عدم قطعیت موضوع نیز بایستی مدنظر قرارگیرد. در شکل ۱۲ موارد مذکور قابل مشاهده است.



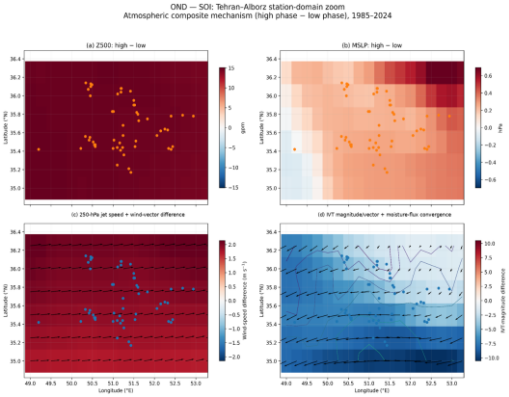
شکل ۱۲. نقشه‌های مرکب OND–SOI در دامنه ایران؛ فقط متغیرهای دارای پوشش داده کافی شامل Jet۲۵۰، MSLP، Z۵۰۰ و IVT نمایش داده شده‌اند. (سمت راست نمای کل کشور، سمت چپ محدوده مطالعه)

مقایسه بین‌فصلی و پیوند با یافته‌های آماری پژوهش

نقشه‌های مرکب جویِ مبتنی بر نوسان جنوبی نشان دادند که در هر دو فصل زمستان و پاییز، فاز مثبت این شاخص نسبت به فاز منفی، با ناهنجاری مثبت ارتفاع ژئوپتانسیل تراز ۵۰۰ هکتوپاسکال و فشار سطح دریا در دامنه ایران و نیز در محدوده ایستگاه‌های تهران–البرز همراه است. در زمستان، این الگو با افت رطوبت نسبی تراز سطح زمین (۸۵۰) و کاهش IVT در محدوده مطالعه نیز همسو است، به‌طوری‌که یک پیکربندی نسبتاً پایدار و کم‌تغذیه‌تر از نظر رطوبتی را القا می‌کند. در پاییز نیز اگرچه برخی میدان‌ها در دسترس نبودند، ولی تداوم افزایش ارتفاع در تراز ۵۰۰ ، فشار سطح دریا مثبت، جت ۲۵۰ هکتوپاسکال تقویت‌شده و IVT منفی نشان داد که سیگنال مقیاس بزرگ نوسان جنوبی در پاییز نیز با شرایطی نسبتاً خشک‌تر سازگار است. با این حال، به دلیل فقدان آزمون معنی‌داری میدانی برای همه متغیرها و نیز نبود برخی داده در پاییز، این تفسیرها باید به‌منزله شواهد کمکیِ سازگار با روابط آماری تفسیر شوند، نه به‌منزله اثبات قطعی مکانیسم علّی. همچنین در شکل ۱۳ نقشه‌های مرکب ایستگاه‌های مورد مطالعه در پژوهش در زمستان با نوسان جنوبی و شکل ۱۴ درفصل پاییز با بزرگ نمایی و تحلیل‌های ذکرشده در بالا نشان داده شده‌اند.



شکل ۱۳. بزرگ‌نمایی محدوده ایستگاهی تهران–البرز برای نقشه‌های مرکب JFM–SOI.



شکل ۱۴. بزرگ‌نمایی محدوده ایستگاهی تهران–البرز برای نقشه‌های مرکب OND–SOI.

نتیجه‌گیری نهائی

پژوهش حاضر با بازسازی سازگار SPEI از بارش و تبخیر بالقوه داده بازتحلیل، تحلیل روند و نقطه تغییر، ارزیابی ساختار تأخیری دورپیوندها و بررسی نقشه‌های مرکب جو، تصویری چندلایه از تغییرپذیری خشک‌سالی در تهران–البرز طی ۱۹۸۵–۲۰۲۴ ارائه کرد. مهم‌ترین نتیجه آن است که رفتار خشک‌سالی در این پهنه نه یکنواخت است و نه می‌توان آن را با یک شاخص سالانه یا یک روند خطی واحد توضیح داد. تغییرپذیری بین‌سالی در هر دو فصل پاییز و زمستان چشمگیر است و هم‌زمان، جهت و ویژگی رخدادها میان دو فصل تفاوت آشکار دارد. در مقیاس منطقه‌ای، شیب سن۳-SPEI در زمستان برابر ۰/۰۲۵۷- واحد در سال و در پاییز برابر ۰/۰۰۳۹+واحد در سال به‌دست آمد. این تضاد نشان می‌دهد که سیگنال کاهشی زمستان از نظر جهت و دامنه برجسته‌تر از پاییز است؛ با این حال، اندازه یا علامت شیب سن به‌تنهایی به معنی وجودروند معنی‌دار نیست و استنباط نهایی باید برنتایج من–کندال پس ازکنترل خودهمبستگی و درصورت‌نیاز، TFPW/Modified MK استوار باشد. بنابراین یافته‌ها از «خشک‌شدن یکنواخت کل دوره» یا «اثبات نوسان دهه‌ای» پشتیبانی نمی‌کنند؛ بلکه بر ناهمگنی فصلی، مکانی و بین‌سالی تأکید دارند. ویژگی‌های رخدادی نیز دو رفتار متفاوت را آشکار کردند. در زمستان فراوانی رخدادهای خشک عمدتاً در بازه ۱۲ تا ۱۶ رخداد قرارداشت، در حالی که در پاییز این دامنه عمدتاً ۸ تا ۱۳ رخداد بود. در مقابل، بیشینه تداوم در زمستان غالباً ۳ ماه و در یک کانون ۴ ماه بود، اما در پاییز در برخی ایستگاه‌ها تا ۷ ماه افزایش یافت. بر این اساس، زمستان بیشتر با تکرار بالاتر ورود به شرایط خشک و پاییز در برخی نقاط با پایداری زمانی طولانی‌تر شناخته می‌شود. این تفکیک نشان می‌دهد که شدت، فراوانی و تداوم سه بعد مکمل‌اند و جایگزین یکدیگر نیستند .در تحلیل روند ایستگاهی، غالب شیب‌های زمستان منفی بودند و در بخشی از شبکه هم‌زمانی معنی‌داری من کندال و تغییر ساختاری پتیت مشاهده شد، در حالی که OND الگوی ناهمگن‌تری از شیب‌های مثبت و منفی نشان داد و شواهد یک تغییر یکنواخت در آن ضعیف‌تر بود. آزمون پتیت در اینجا صرفاً زمان تغییر سطح یا رژیم را مشخص می‌کند و علت دینامیکی آن را تعیین نمی‌کند؛ ازاین‌رو نسبت‌دادن نقاط تغییر به یک محرک جوی خاص بدون تحلیل فیزیکی مستقل مجاز نیست. تحلیل دورپیوندی نشان داد که پس از کنترل چندآزمونی با روش Benjamini–Hochberg، نوسان جنوبی منسجم‌ترین ساختار تأخیری را نسبت به SPEI-3 دارد. در تاخیرهای ۴ و ۵ ماهه، روابط معنی‌دار پس از FDR حدود ٪۹۶ شبکه را پوشش دادند و پوشش در تاخیرهای ۳ و ۶ ماهه نیز بیش از ٪۹۰ بود؛ در مقابل، پوشش همزمان و یک‌ماهه به‌مراتب کمتر بود. این نتیجه نشان می‌دهد که بخشی از تغییرپذیری خشک‌سالی منطقه می‌تواند دارای حافظه زمانی نسبت به وضعیت بزرگ‌مقیاس اقیانوس–جو باشد. با این حال، پوشش مکانی بالا مترادف با اندازه اثربالا نیست؛ FDR تنها نرخ مورد انتظار کشف‌های کاذب در خانواده آزمون‌ها را کنترل می‌کند و نه قدرت رابطه را افزایش می‌دهد و نه علیت ایجاد می‌کند. ماتریس افزونگی شاخص‌ها نیز نشان داد که نمایه‌های مختلف خانوادهENSO ، از جمله MEI ، Niño3/4، Niño4 و SOI، بخشی از اطلاعات مشترک را نشان داده‌اند. بنابراین تفسیر چند شاخص هم‌خانواده به‌منزله چند محرک مستقل می‌تواند شواهد را بیش‌برآورد کند. این افزونگی به‌منزله بخشی از ممیزی استنباطی لحاظ شد و نتیجه اصلی بر ساختار فیزیکی مشترک و الگوی تأخیری متمرکز شد، نه بر تعداد خام روابط معنی‌دار. نقشه‌های مرکب SOI شواهد فیزیکی مکملی برای نتایج آماری فراهم‌کردند. در هر دو فصل، فاز مثبت نسبت به فاز منفی با Z500 و فشار مثبت در دامنه ایران و محدوده تهران–البرز و با IVT عمدتاً منفی همراه بود. در زمستان، کاهش

رطوبت نسبی ۸۵۰ نیز مشاهده شد و مجموعه این نشانه‌ها با یک پیکربندی نسبتاً پایدارتر و کم‌تغذیه‌تر از نظر رطوبتی سازگار بود. در پاییز تنها میدان‌هایی که پوشش زمانی و مکانی کافی داشتند تفسیر شدند و پنل‌های فاقد داده کافی از شکل‌های نهایی حذف شدند. ازاین‌رو نقشه‌های مرکب به‌منزله شواهد «سازگاری فیزیکی» با روابط آماری در نظر گرفته می‌شوند و نه اثبات مستقیم یک مکانیسم علّی. از دید کاربردی، نتایج نشان می‌دهند که پایش خشک‌سالی تهران–البرز بهتر است به‌صورت فصل‌محور انجام شود: فراوانی بالاتر زمستان، تداوم بالقوه بیشتر پاییز و ساختار تأخیری ۳ تا ۶ ماهه نوسان جنوبی می‌توانند به‌صورت هم‌زمان در سامانه‌های پایش هیدروکلیماتیک مورد توجه قرار گیرند. با این حال، پژوهش حاضر مدل عملیاتی پیش‌بینی یا تحلیل کمی ریسک ارائه نمی‌کند؛ بنابراین این پیام باید به‌منزله ظرفیت پایش پیش‌نگر و نه تضمین پیش‌بینی یا برآورد ریسک تعبیر شود.

منابع

دلدارزهی، ز.، محمودی، پ.، و خسروی. (۲۰۲۳). سازوکارهای انتقال رطوبت دریای عرب در خشکسالی‌ها و ترسالی‌های فراگیر ایران. جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، ۳۵(۱)، ۴۵–۷۲.

Ashraf, S., Nazemi, A., & AghaKouchak, A. (2021). Anthropogenic drought dominates groundwater depletion in Iran. Scientific Reports, 11(1), 9135. https://doi.org/10.1038/s41598-021-88522-y

Baldwin, M. P., Gray, L. J., Dunkerton, T. J., Hamilton, K., Haynes, P. H., Randel, W. J., Holton, J. R., Alexander, M. J., Hirota, I., Horinouchi, T., Jones, D. B. A., Kinnersley, J. S., Marquardt, C., Sato, K., & Takahashi, M. (2001). The quasi-biennial oscillation. Reviews of Geophysics, 39(2), 179–229. https://doi.org/10.1029/1999RG000073

Beguería, S., Vicente-Serrano, S. M., Reig, F., & Latorre, B. (2014). Standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI) revisited: Parameter fitting, evapotranspiration models, tools, datasets and drought monitoring. International Journal of Climatology, 34(10), 3001–3023. https://doi.org/10.1002/joc.3887

Benjamini, Y., & Hochberg, Y. (1995). Controlling the false discovery rate: A practical and powerful approach to multiple testing. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 57(1), 289–300. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x

Bour, S., Kayhomayoon, Z., Hassani, F., Ghordoyee Milan, S., Bazrafshan, O., & Berndtsson, R. (2025). Enhancement of standardized precipitation evapotranspiration index predictions by machine learning based on regression and soft computing for Iran's arid and hyper-arid region. PLOS ONE, 20(3), e0319678. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0319678

Chaparinia, F., Hadei, M., Yaghmaeian, K., Hadi, M., & Naddafi, K. (2025). Evaluation of climate indices related to water resources in Iran over the past 3 decades. Scientific Reports, 15(1), 11846. https://doi.org/10.1038/s41598-025-95370-7

Chen, F., Du, E., Jia, H., Chen, Y., & Wang, L. (2025). Lagged effects of atmospheric circulation teleconnections on agricultural drought prediction in China. International Journal of Digital Earth, 18(1), 2528628. https://doi.org/10.1080/17538947.2025.2528628

Dai, Y., Dong, J., Wei, Y., Xu, M., Javed, T., Ayantobo, O. O., Yao, N., & Hu, B. (2024). Investigate the spatiotemporal evolution of drought and its interaction with atmospheric circulation in the Yellow River Middle Basin. Water, 16(13), 1786. https://doi.org/10.3390/w16131786

Enfield, D. B., Mestas-Nuñez, A. M., & Trimble, P. J. (2001). The Atlantic Multidecadal Oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental U.S. Geophysical Research Letters, 28(10), 2077–2080. https://doi.org/10.1029/2000GL012745

Hersbach, H., Bell, B., Berrisford, P., Hirahara, S., Horányi, A., Muñoz-Sabater, J., Nicolas, J., Peubey, C., Radu, R., Rozum, I., Schepers, D., Simmons, A., Soci, C., Dee, D., & Thépaut, J.-N. (2020). The ERA5 global reanalysis. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 146(730), 1999–2049. https://doi.org/10.1002/qj.3803

Hossein-Panahi, B., Samani, S. M., Sadeghi, A. R., Shahi, M., Hosseini, S. M., & Parizi, E. (2025). River baseflow in supplying reservoirs inflows of Tehran metropolis: A machine learning modeling based on influencing factors. Journal of Hydrology: Regional Studies, 60, 102528. https://doi.org/10.1016/j.ejrh.2025.102528

Jian, J., Mahmoudi, P., Jafari, P., Ghaemi, A., Yang, J., & Firoozi, F. (2026). Short-term drought forecasting in Iran using multi-source machine learning: An assessment of autoregressive, teleconnection-driven, and hybrid paradigms. EGUsphere [Preprint]. https://doi.org/10.5194/egusphere-2025-5906

Ju, D., Sun, J., Hong, H., & Zhang, M. (2024). Atmospheric teleconnections responsible for the dominant patterns of interannual variability in summer drought over Northern Asia. Journal of Climate, 37(16), 4183–4203. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-23-0562.1

Keune, J., Di Giuseppe, F., Barnard, C., Damasio da Costa, E., & Wetterhall, F. (2025). ERA5–Drought: Global drought indices based on ECMWF reanalysis. Scientific Data, 12(1), 616. https://doi.org/10.1038/s41597-025-04896-y

Khazaei, M. R. (2025). Projected changes to drought characteristics in Tehran under CMIP6 SSP-RCP climate change scenarios. Heliyon, 11(2), e41811. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2025.e41811

Lavers, D. A., Simmons, A., Vamborg, F., & Rodwell, M. J. (2022). An evaluation of ERA5

precipitation for climate monitoring. Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 148(748), 3152–3165. https://doi.org/10.1002/qj.4351

Li, J., Leng, G., Pyarali, K., & Peng, J. (2025). High-resolution drought detection across contrasting climate zones in China. Remote Sensing, 17(7), 1169. https://doi.org/10.3390/rs17071169

Mahmoudi, P., Jafari, P., Ghaemi, A., Jian, J., Firoozi, F., & Yang, J. (2026). Deciphering asynchronous teleconnections: How dynamic time warping reveals the hidden drivers of Iranian drought. Earth and Space Science, 13(4), e2025EA004776. https://doi.org/10.1029/2025EA004776

Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. Econometrica, 13(3), 245–259. https://doi.org/10.2307/1907187

National Oceanic and Atmospheric Administration, Climate Prediction Center. (2018). ENSO: Recent evolution, current status and predictions. https://doi.org/10.25923/ytkx-gn91

Noori, R., Maghrebi, M., Jessen, S., Bateni, S. M., Heggy, E., Javadi, S., ... & AghaKouchak, A. (2023). Decline in Iran's groundwater recharge. Nature Communications, 14(1), 6674. https://doi.org/10.1038/s41467-023-42411-2

Ogunrinde, A. T., Xian, X., Adigun, P., Adawa, I. S., Zhao, D., Xing, Z., & Temitope, I. J. (2024). Assessing teleconnection influences on the spatial and temporal patterns of meteorological drought in Northwest China. Big Earth Data, 8(4), 703–731. https://doi.org/10.1080/20964471.2024.2392448

Pettitt, A. N. (1979). A non-parametric approach to the change-point problem. Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 28(2), 126–135. https://doi.org/10.2307/2346729

Rezaei, M., Rousi, E., Ghasemifar, E., & Sadeghi, A. (2021). A study of dry spells in Iran based on satellite data and their relationship with ENSO. Theoretical and Applied Climatology, 144(3–4), 1387–1405. https://doi.org/10.1007/s00704-021-03607-y

Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. Journal of the American Statistical Association, 63(324), 1379–1389. https://doi.org/10.1080/01621459.1968.10480934

Shaker Sureh, F., Sattari, M. T., Rostamzadeh, H., & Kahya, E. (2024). Meteorological drought assessment and prediction in association with combination of atmospheric circulations and meteorological parameters via rule-based models. Journal of Agricultural Sciences, 30(1), 61–78. https://doi.org/10.15832/ankutbd.1067486

Soleimani, M., Baker, J. L., Nadimi, A., Dublyansky, Y., Koltai, G., & Spötl, C. (2024). Decoupled hydroclimate of central and southwestern Iran controlled by the strength of southerly-westerly jets during Marine Isotope Stage 3. Geophysical Research Letters, 51(13), e2024GL109797. https://doi.org/10.1029/2024GL109797

Trenberth, K. E. (1984). Signal versus noise in the Southern Oscillation. Monthly Weather Review, 112(2), 326–332. https://doi.org/10.1175/1520-0493(1984)112<0326:SVNITS>2.0.CO;2

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(7), 1696–1718. https://doi.org/10.1175/2009JCLI2909.1

Vicente-Serrano, S. M., Tramblay, Y., Reig, F., González-Hidalgo, J. C., Beguería, S., Brunetti, M., ... & Potopová, V. (2025). High temporal variability not trend dominates Mediterranean precipitation. Nature, 639(8055), 658–666. https://doi.org/10.1038/s41586-024-08576-6

Wilcoxon, F. (1945). Individual comparisons by ranking methods. Biometrics Bulletin, 1(6), 80–83. https://doi.org/10.2307/3001968

Wolter, K., & Timlin, M. S. (2011). El Niño/Southern Oscillation behavior since 1871 as diagnosed in an extended Multivariate ENSO Index (MEI.ext). International Journal of Climatology, 31(7), 1074–1087. https://doi.org/10.1002/joc.2336

Yue, S., & Wang, C. Y. (2002). Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann–Kendall test. Water Resources Research, 38(6). https://doi.org/10.1029/2001WR000861

Zittis, G., Almazroui, M., Alpert, P., Ciais, P., Cramer, W., Dahdal, Y., ... & Lelieveld, J. (2022). Climate change and weather extremes in the Eastern Mediterranean and Middle East. Reviews of Geophysics, 60(3), e2021RG000762. https://doi.org/10.1029/2021RG000762

Journal of Meteorology and Atmospheric Sciences *Volume 9, Issue 1, Spring And Summer 2026*

Seasonal Variability of Drought in Tehran and Alborz and Its Relationship with Atmospheric-Oceanic Teleconnections (1985–2024)

Alireza Saadat Moghaddasi[1]*

[1] Ph.D. Student of Agricultural Meteorology, Department of Irrigation and Reclamation, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

*Corresponding Author Email: saadatmoghadasi28@ut.ac.ir

Received: 02 July 2026, Accepted: 08 September 2026

ABSTRACT

Drought across the Tehran–Alborz region emerges from the interplay of local variability, evaporative demand, and large-scale atmospheric circulation patterns. This study examines the spatiotemporal variability of drought from 1985 to 2024 across 54 stations. The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index (SPEI) was reconstructed at 1-, 3-, 6-, and 12-month scales using reanalysis-derived precipitation and potential evapotranspiration, fitted to a log-logistic distribution via the unbiased probability-weighted moments (PWM) method. Trend analyses were conducted employing the Mann–Kendall test following autocorrelation adjustment, Sen's slope estimator, and the Pettitt change-point test. Associations between SPEI and teleconnection indices at lags of zero to six months were assessed using Spearman correlation, Pearson-based sensitivity analysis, and the Benjamini–Hochberg false discovery rate (FDR) correction at $q < 0.05$. Results indicate that interannual variability predominates in both seasons; however, the direction of seasonal change is not uniform—the regional Sen's slope for SPEI-3 was −0.0257 units per year in winter, whereas it was +0.0039 units per year in autumn. Dry events were more frequent in winter, while maximum persistence increased to seven months at certain autumn stations. After FDR control, the Southern Oscillation exhibited the most pronounced lagged structure, encompassing approximately 96% of the network at lags of four and five months. Composite anomaly maps conditioned on the Southern Oscillation were associated with positive anomalies in 500 hPa geopotential height and sea-level pressure, along with negative integrated vapor transport (IVT) anomalies in both seasons; additionally, a reduction in near-surface relative humidity was observed in winter. These findings support a seasonally dependent and lagged drought response; nonetheless, the reported relationships constitute statistical correlations with physical consistency and do not establish causality.

Keywords: *BH; Trend; Pettitt Test; Z500; Relative humidity*

HOW TO CITE THIS ARTICLE

Saadat Moghaddasi, A.R. (2026). Seasonal Variability of Drought in Tehran and Alborz and Its Relationship with Atmospheric-Oceanic Teleconnections (1985–2024). Journal of Meteorology and Atmospheric Science., 9(1): 105- 128.

Doi: https://doi.org/10.22034/jmas.2026.589765.1280

COPYRIGHTS

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to the JMAS Journal.
This is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).