

تحلیل عدم قطعیت ناشی از طول دوره آماری و مقیاس زمانی در برآورد شاخص بارش استاندارد شده با استفاده از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ

فاطمه پورحوق وردی^۱، ام البنین بذرافشان^{۲*}، حمید غلامی^۳، مرضیه شکاری^۴، حسین زمانی^۵

۱- دانشجوی دکتری علوم و مهندسی آبخیزداری، گروه مهندسی منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس

۲ و ۳- دانشیار گروه مهندسی منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس

۴ و ۵- استادیار، گروه آمار و ریاضی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس

چکیده

SPI به طور گسترده در پایش خشکسالی مورد استفاده قرار می‌گیرد، در محاسبه این شاخص طول دوره آماری و مقیاس زمانی مورد بررسی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در تحقیق حاضر، عدم قطعیت برآورد *SPI* در انتخاب طول دوره آماری و مقیاس زمانی با استفاده از بارش ماهانه براساس تابع توزیع گاما در ایستگاه سینوپتیک بندرعباس در دو طول دوره ۳۱ و ۶۴ ساله بررسی گردید. لذا مقادیر بارش برای مقیاس‌های زمانی ۶، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه در دو دوره معرفی شده محاسبه و سپس با استفاده از روش بوت استرپ به ازای هر واقعه بارش در هر مقیاس زمانی، ۱۰۰۰ داده تصادفی تولید و فاصله اطمینان *SPI* در حدود اطمینان ۹۵ درصد محاسبه گردید. اندازه فاصله اطمینان بعنوان عدم قطعیت مورد نظر قرار گرفت و میزان خطا بین مقادیر برآورد شده و مشاهده‌ای محاسبه گردید. در بررسی عدم قطعیت ناشی از مقیاس زمانی و طول دوره زمانی، نتایج نشان داد افزایش مقیاس زمانی سبب افزایش میزان عدم قطعیت و افزایش خطا می‌گردد بطوریکه متوسط عدم قطعیت در مقیاس ۳ تا ۴۸ ماهه در دوره کوتاه‌مدت ۳۱ ساله از ۰/۶۳ به ۱/۹۷ و میزان خطا از ۰/۱۱ به ۰/۴۵ افزایش یافت در حالیکه در دوره ۶۶ ساله میزان عدم قطعیت در مقیاس ۶ تا ۴۸ ماهه از ۰/۴۱ به ۱/۲۱ و میزان خطا از ۰/۰۵ به ۰/۲۱ افزایش یافت. بطورکلی نتایج نشان می‌دهد، در مقیاس‌های زمانی یکسان در دوره‌های کوتاه مدت نسبت به بلندمدت میزان خطا و عدم قطعیت افزایش می‌یابد. با توجه به قضاوت احتمالی نادرست درجه خشکسالی در دوره‌های کوتاه مدت، نتایج حاصل از عدم قطعیت نمونه‌گیری می‌تواند برای کاهش خسارات احتمالی ناشی از آن و تهیه استراتژی‌های کاهش اثرات خشکسالی مورد توجه قرار گیرد.

کلید واژه‌ها: پایش خشکسالی، عدم قطعیت، بوت استرپ، نمونه‌گیری، شاخص بارش استاندارد شده.

مقدمه

قطعیت قابلیت اعتمادپذیری به تخمین‌های شاخص را فراهم می‌آورد (Mishra and Singh 2010).

دقت و قابلیت اطمینان محاسبه SPI در نمونه مشاهده شده اساساً بستگی به اندازه نمونه دارد. هر چه اندازه نمونه مورد استفاده در محاسبه شاخص بزرگتر باشد، مقادیر شاخص بهتر خواهد بود (Cancelliere and Bonaccorso 2009; Guttman 1999). اندازه نمونه اولین منبع عدم قطعیت است. منبع دیگری از عدم قطعیت مقیاس زمانی مورد بررسی است. این موضوع در میان دیگر محققین (Zhang et al., 2015) مورد بحث قرار گرفته است که ضرورت ارزیابی دقیق برآورد شاخص استاندارد شده را هنگامی که مقیاس زمانی طولانی‌تر یا کوتاه‌تر است را نشان می‌دهد، بطوری‌که با افزایش مقیاس زمانی ممکن است تغییرات کمتری در سری زمانی مشاهده شود.

محققینی همچون گاتمن (۱۹۹۴)، وو و همکاران (۲۰۰۵)، ویسنت سرانو و همکاران (۲۰۱۰)، هانگ و همکاران (۲۰۱۵)، هو و همکاران (۲۰۱۵)، ورگنی و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از تکنیک بوت استرپ، قاسم‌نژاد و همکاران (۱۳۹۸)، قاسم نژاد و همکاران (۲۰۲۲) به تحلیل باندهای عدم قطعیت ناشی مقیاس زمانی و طول سری زمانی پرداختند.

نتایج هو و همکاران (۲۰۱۵)، در بررسی عدم قطعیت SRI در توابع مختلف با استفاده از تکنیک بوت استرپ نشان داد، افزایش مقیاس زمانی سبب افزایش خطا در برآورد SPI می‌شود و این خطا در مقیاس‌های کوتاه مدت به دلیل افزایش تعداد نمونه‌ها کاهش می‌یابد.

قاسم نژاد و همکاران (۲۰۲۲) در تحلیل عدم قطعیت خشکسالی هیدرولوژیکی نشان داد افزایش مقیاس زمانی سبب افزایش قطعیت در بررسی خشکسالی می‌شود. در تحقیقی دیگر قاسم نژاد و همکاران (۲۰۱۸) در بررسی طولانی‌ترین تداوم و شدت خشکسالی نشان داد با افزایش مقیاس زمانی، شدت و مدت خشکسالی افزایش و فراوانی کلاس‌های خشکسالی کاهش می‌یابد. بررسی تداوم و شدت خشکسالی در باند اطمینان مورد بررسی اختلاف معنی‌داری بین برآورد شدت و مدت خشکسالی توابع در مقیاس‌های مورد بررسی را نشان نداد، اما در مورد فراوانی خشکسالی در کلاس‌های توصیفی، بین توابع نرمال با ویبول و گاما در مقیاس کوتاه مدت (۳ و ۶ ماهه) اختلاف معنی‌داری وجود

خشکسالی یک پدیده طبیعی پیچیده است که اساساً به دلیل کمبود بارندگی نسبت به میانگین بلندمدت منطقه در یک دوره زمانی رخ می‌دهد و وقوع آن معمولاً منجر به تحمیل هزینه‌های محسوس و نامحسوس به جوامع انسانی و طبیعی می‌گردد (Whilite et al., 2007). تغییر اقلیم و به تبع آن افزایش فراوانی وقوع خشکسالی‌ها در چندین دهه گذشته، سبب شده که بسیاری از جوامع بیش از گذشته به این پدیده و پایش و ارزیابی آن بپردازند (Bazrafshan et al., 2015). کارایی سیستم پایش خشکسالی متأثر از شاخصی است که با توجه به وضعیت خشکسالی منطقه انتخاب می‌گردد. طی سال‌های متمادی شاخص‌های متعددی جهت پایش خشکسالی در بخش‌های هواشناسی، کشاورزی، هیدرولوژیکی و اقتصادی- اجتماعی ابداع شده (مندسینو و همکاران، ۲۰۰۸)، که این شاخص‌ها با استفاده از مجموعه پارامترهای ریزش‌های جوی نظیر باران و برف و همچنین جریان رودخانه حاصل از ریزش‌های جوی مورد استفاده قرار می‌گیرند تا بتواند تصویر روشنی از این پدیده‌ها را ارائه دهد (Bazrafshan et al., 2020). در بین شاخص‌های متنوع در پایش خشکسالی اقلیمی، شاخص SPI (McKee et al., 1993, 1998) بعنوان شناخته شده‌ترین شاخص، به لحاظ دسترسی ساده به داده آن (بارش)؛ همچنین امکان محاسبه آن در هر پنجره زمانی؛ امکان محاسبه بزرگی، فراوانی و تداوم؛ امکان تشخیص سریع رطوبت خاک و امکان نمایش توزیع مکانی مناطق تحت سیطره خشکسالی، بصورت گسترده‌ای در سرتاسر دنیا مورد استفاده قرار می‌گیرد (Mishra and Desai 2005).

شاخص‌های خشکسالی جهت پایش، پیش‌آگاهی و پیش‌بینی خشکسالی استفاده می‌شود. اغلب این شاخص‌ها از جمله SPI از یک تابع توزیع احتمال جهت برآورد خشکسالی استفاده می‌نمایند. بر این اساس، مقادیر شاخص‌ها تحت تأثیر عدم قطعیت است چرا که احتمالات تجمعی براساس داده‌های مشاهداتی برآورد شده است. کمی‌سازی چنین نوعی از عدم قطعیت می‌تواند برای کاربردهای عملی مانند مدیریت منابع آب، پیشگیری، و غیره بسیار مفید باشد، چرا که تحلیل عدم

مدت به یک توزیع احتمال برازش، و سپس به یک توزیع نرمال تغییر شکل داده می‌شوند، به طوری که میانگین SPI در مکان و دوره زمانی موردنظر صفر است. محاسبه شاخص خشکسالی SPI در هر یک از مقیاس‌های زمانی را می‌توان از مزیت‌های این شاخص برشمرد. طول دوره ثبت داده‌های بارش و همچنین ماهیت توزیع‌های احتمالاتی، نقش مهمی در محاسبه شاخص خشکسالی SPI دارد (میشرا و سینگ، ۲۰۱۰)، استفاده از شاخص SPI را در مقیاس‌های مختلف زمانی چندان مطلوب به‌شمار نمی‌آید و این شاخص در ماه‌هایی با بارش صفر ناکارآمد می‌باشد. ایرادات دیگری از جمله مشکل عدم در نظرگیری نوسانات فصلی در محاسبه این نمایه نیز مطرح است و این نمایه باعث پایش نادرست طبقات خشکسالی می‌شود (کائو و گویندراجو، ۲۰۱۰؛ نادى و شیوخی سوغانلو، ۲۰۲۰) و این عوامل از جمله محدودیت‌های آن به‌شمار می‌روند مقادیر SPI در هر یک از ایستگاه‌ها براساس روابط عرضه شده در محیط نرم‌افزار R برنامه نویسی و به اجرا درآمد. تابع چگالی احتمال توزیع گاما به صورت رابطه (۱) است:

$$F(X) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} X^{\alpha-1} e^{-\frac{X}{\beta}} \quad (1)$$

در این رابطه، X مقدار متغیر، α ، β به ترتیب پارامتر شکل و مقیاس توزیع هستند. $\Gamma(\alpha)$ نیز تابع ضربی گاما است که بر اساس رابطه (۲) به دست می‌آید:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} y^{\alpha-1} e^{-y} dy \quad (2)$$

توزیع گاما بر روی سری زمانی ماهانه بارش تجمعی برازش می‌یابد. در مرحله بعد احتمال به‌دست آمده از توزیع تجمعی گاما به توزیع نرمال استاندارد (با میانگین صفر و واریانس یک) منتقل شده و عدد معادل سطح هم احتمال به‌عنوان شاخص SPI در نظر گرفته می‌شود. استفاده از روش پیشینه درست‌نمایی برای برآورد پارامترهای توزیع گاما مناسب است. براساس پیشنهاد وو و همکاران (۲۰۰۵) زمانی که از تابع گاما در برآورد SPI استفاده می‌شود، در مقیاس‌های زمانی مختلف همبسته و سازگارند و قابلیت اعتماد بالاتری نسبت به سایر توابع دارند. جدول (۱) طبقه‌بندی کلاس‌های توصیفی خشکسالی را نشان می‌دهد.

داشت. نتایج نشان داد از نظر شدت و مدت خشکسالی، تابع نرمال، مقیاس زمانی ۲۴ ماهه و دوره زمانی کوتاه مدت ۳۰ ساله دارای بالاترین عدم قطعیت برآورد خشکسالی هیدرولوژیکی است.

ورگنی و همکاران (۲۰۱۷) به تحلیل عدم قطعیت ناشی از اندازه نمونه در محاسبه SPI و SPEI با استفاده از بوت استرپ طی دوره آماری ۶۰ ساله در ایتالیا پرداختند. تعداد داده‌های تولید شده در هر بار نمونه‌گیری در هر مقیاس ۱۰۰۰ انتخاب شد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، انتظار می‌رود، هر چه، تجزیه و تحلیل روی مجموعه داده‌های با حجم بیشتری صورت گیرد، عدم قطعیت کمتر شود. همچنین محدوده عدم قطعیت با استفاده از روش‌های مختلف به‌دست‌آمده تقریباً برای شرایط نرمال، متوسط و مرطوب مشابه هستند؛ اما زمانی که شدت خشکسالی افزایش می‌یابد، عدم قطعیت برای داده‌های با حجم کمتر بیشتر است.

امروزه بررسی و تحلیل عدم قطعیت‌ها در هر برنامه‌ای بخصوص مدیریت و برنامه‌ریزی در خشکسالی و منابع آب امری ضروری محسوب می‌گردد، به طوری که بدون در نظر گرفتن و تحلیل این عدم قطعیت‌ها، وقوع حالات نامطلوبی که رخداد آن‌ها اهداف برنامه را به چالش می‌کشانند، دور از انتظار نیست. مرور مطالعات گذشته حاکی از آن است که، کاربرد عدم قطعیت در نمونه‌گیری در شاخص SPI بطور چشمگیری افزایش یافته که حاکی از اهمیت بالای این مسئله در کاربرد شاخص مذکور است. کمتر تحقیقی در ایران به این مسئله مهم پرداخته است. لذا هدف از تحقیق حاضر شناسایی منابع عدم قطعیت خشکسالی هواشناسی ناشی از انتخاب مقیاس زمانی و تعداد نمونه‌ها با استفاده از تکنیک تولید داده تصادفی بوت استرپ در ایستگاه سینوپتیک بندرعباس طی دوره زمانی ۳۱ و ۶۶ ساله در پایش خشکسالی هواشناسی است.

روش تحقیق

شاخص بارش استاندارد شده

شاخص استاندارد شده بارش (SPI) برای هر مکانی براساس داده‌های بارش ثبت شده در طولانی مدت قابل محاسبه است. شاخص SPI نخستین بار مک‌کی و همکاران (۱۹۹۳) مورد استفاده قرار دادند. داده‌های بارش ثبت شده در بلند

جدول ۱: طبقه‌بندی کلاس‌های توصیفی خشکسالی (Lloyd-Hughes and Saunders (2002)

طبقات	وضعیت	مقادیر SPI
۱	ترسالی بسیار شدید	۲ و بیشتر
۲	ترسالی شدید	۱/۵ تا ۱/۹۹
۳	ترسالی متوسط	۱ تا ۱/۴۹
۴	ترسالی ملایم	۰/۵ تا ۰/۹۹
۵	نرمال	-۰/۴۹ تا ۰/۴۹
۶	خشکسالی ملایم	-۰/۹۹ تا -۰/۵
۷	خشکسالی متوسط	-۱ تا -۱/۴۹
۸	خشکسالی شدید	-۱/۵ تا -۱/۹۹
۹	خشکسالی بسیار شدید	-۲ و کمتر

مشخصه‌های خشکسالی

مشخصه‌های خشکسالی مورد مطالعه در تحقیق حاضر، شدت، تداوم و فراوانی خشکسالی بوده است. در این مطالعه، بر طبق توصیه (مک‌کی و همکاران، ۱۹۹۳) رویداد خشکسالی به صورت دوره‌ای تعریف شده است که در آن مقادیر SPI کمتر از صفر هستند، در حالی که شدت خشکسالی به صورت مقادیر تجمعی خشکسالی در تداوم خشکسالی معرفی می‌گردد؛ که برای راحتی، شدت خشکسالی قدر مطلق و مثبت در نظر گرفته می‌شود که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$S = \left| \sum_{i=1}^D SPI_i \right| \quad (۳)$$

مقدار تداوم عبارتست از تعداد ماه‌هایی که SPI کمتر از صفر است و در این دوره پیک عبارتست از قدر مطلق SPI. بزرگی خشکسالی حاصل تقسیم شدت بر مدت در دوره‌ای است که SPI کمتر از صفر است (Azhdari et al., 2021).

فراوانی خشکسالی از طریق نسبت بین تعداد وقایع خشکسالی در هر دسته از هر شاخص به کل تعداد وقایع شمارش شده برای هر ایستگاه در هر منطقه در هر مقیاس زمانی به دست می‌آید. هدف از محاسبه فراوانی خشکسالی، تعیین الگوی فضایی خشکسالی در دسته‌های خشکسالی ملایم، متوسط، شدید و خیلی شدید است (Mathbout et al., 2018).

نمونه‌گیری به روش بوت استرپ

قدم اول: به تعداد N بار از مقادیر داده‌های اصلی بارش $X = X_1, X_2, \dots, X_n$ به روش نمونه‌گیری با جایگذاری نمونه‌گیری شود، سپس N گروه حاصل از نمونه‌های بوت استرپ به صورت $X_{(j)}^* = X_{1(j)}^*, X_{2(j)}^*, \dots, X_{n(j)}^*$ برای $j = 1, 2, \dots, N$ بدست می‌آید.

قدم دوم: با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی، پارامتر تا از تابع توزیع $f(x, \theta)$ براساس هر نمونه بوت استرپ $X_{(j)}^*, j = 1, 2, \dots, N$ تخمین زده می‌شود. سپس N مجموعه از پارامترهای $\theta_{(j)}^*, j = 1, 2, \dots, N$ بدست می‌آید.

قدم سوم: برای رویداد بارش داده شده $X_i, i = 1, 2, \dots, n$ با استفاده از معادلات ۴ و ۵ و با استفاده از N مجموعه پارامترها $\theta_{(j)}^*$ ، تعداد N برآورد از احتمال تجمعی $H(x_i)$ (را به صورت $H(X_{i(j)}), i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, N$ می‌توان محاسبه کرد.

$$SPI = \Phi^{-1}(F(X)) \quad (۴)$$

$$H(x) = q + (1 - q)F(x) \quad (۵)$$

قدم چهارم: با استفاده از معادله ۶، مقدار SPI برای وقایع $X_i, i = 1, 2, \dots, n$ با توجه به برآوردهای تابع توزیع تجمعی که مقادیر

$H(X_{i(j)}), i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, 3, \dots, N$ می‌باشد،

برآورد می‌شود و سپس برای محاسبه SPI برای هر پدیده

X_i برآورد از SPI

که به صورت $SPI_{i(j)}$ برای $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, N$

$1, 2, \dots, N$ می‌باشد، بدست می‌آید.

می‌توانید کران‌های بالا و پائین را براساس چندک ۵ و ۹۵ درصد برآورد کنید.

برآورد خطا

جهت مقایسه کارایی مقادیر شبیه‌سازی بوت استرپ با مقادیر مشاهده‌ای براساس پیشنهاد هیو و همکاران (۲۰۱۵) از رابطه ۸ استفاده شد. همچنین اختلاف زیاد باندهای بالا و پائین نیز نشان‌دهنده عدم قطعیت زیاد است.

$$ARE = \left| \frac{SPI_{Obs} - SPI_{EST}}{SPI_{Obs}} \right| \times 100 \quad (۸)$$

که به ترتیب ARE میزان قدرمطلق نسبت خطا، SPI_{Obs} و SPI_{EST} مقدار مشاهداتی و متوسط برآورد ها در ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری در هر مقیاس زمانی است.

نتایج و بحث

آزمون نکویی برازش بر مقادیر داده‌های بارش مقادیر بارش در دو دوره‌ی ۳۱ و ۶۶ ساله در شکل (۱) نشان داده شده است. طبق پیشنهاد مک‌کی و همکاران (۱۹۹۳) و وو و همکاران (۲۰۰۵) تابع گاما برازش مناسبی بر داده‌های بارش دارد. لذا در مقیاس‌های ۳، ۶، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه بارش تابع توزیع گاما برازش داده شد و نتایج آزمون نکویی برازش و پارامترهای آن با روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شد. نتایج در جدول (۲) ارائه گردید. براساس نتایج بدست آمده، تابع گاما بر تمام مقیاس‌ها برازش مناسبی دارد و می‌توان از آن برای محاسبه SPI استفاده کرد.

پایش خشکسالی در ایستگاه مورد بررسی

SPI در دو بازه زمانی ۳۱ (۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱) و ۶۶ (۱۳۳۴ تا ۱۴۰۱) ساله در مقیاس زمانی ۳ و ۶ (کوتاه مدت) ۱۲ (میان مدت)، ۲۴ و ۴۸ ماهه (بلندمدت) استخراج گردید و براساس تئوری ران، وقایع خشکسالی برآورد گردید. شکل ۲، SPI محاسبه شده در ایستگاه بندرعباس در دو دوره زمانی در مقیاس ۴۸ ماهه را نشان می‌دهد. در دوره ۳۱ ساله، یک دوره بلندمدت ترسالی و یک دوره‌ی خشکسالی مشاهده می‌شود، اما در دوره ۶۴ ساله دوره‌های منظم ترسالی و خشکسالی، با تکرارهای ۸ تا ۱۲ ساله دیده می‌شود. یکی از مهمترین ویژگی‌های یک شاخص کاربردی، نمایش تکرارپذیری، بازگشت‌پذیری و پیش‌بینی‌پذیری خشکسالی است (Gossa

$$SPI = \Phi^{-1}(H(X)) \quad (۶)$$

قدم پنجم: با قرار دادن مقادیر $SPI_{i(j)}$ برای $i = 1.2. \dots. n; j = 1.2. \dots. N$ به عنوان DESPI نمونه برداری شده برای رویداد داده شده X_i می‌توان بر اساس آن، تخمین نقطه‌ای یا تخمین فاصله‌ای برای SPI بدست آورد (Hu et al., 2015).

نحوه محاسبه بارش تجمعی و SPI و الگوریتم نمونه‌گیری با بوت استرپ

برای محاسبه SPI در قدم اول مقدار بارش تجمعی در سال i و ماه j که از ۱ تا ۱۲ است، محاسبه شد. مقدار j بستگی به مقیاس زمانی τ دارد که می‌تواند هر مقیاسی از ۱ ماهه تا ۴۸ ماهه تعریف شود.

$$Y_{i,j}^{\tau} = \sum_{t=0}^{\tau-1} X_{i,j-t} \quad (۷)$$

که در آن $X_{i,j}$ مقدار بارش ماهانه برای سال i و ماه $j = 1.2. \dots. 12$ است و $Y_{i,j}^{\tau}$ مقدار بارش تجمعی برای مقیاس τ مورد نظر است.

بعنوان مثال در این تحقیق $\tau = 1, 3, 6, 9, 12, 24, 48$ ؛ $j=9$ و $i=1334, 1335, \dots, 1400, 1401$ است. پس بعنوان مثال ما $Y_{1334.9}^1$ منظور مقیاس یک ماهه، در ماه نهم (اگوست) و سال آماری ۱۳۳۴ است. با توجه به آزمون نکویی برازش برای تمام مقیاس‌های تابع توزیع گاما بهترین تابع شناخته شد.

براساس روش ارائه شده برای محاسبه عدم قطعیت، برای $Y_{i.9}^1$ یعنی مقیاس ۱ ماهه در ماه نهم و سال ۱۳۳۴ تا سال ۱۴۰۱ داده بارش وجود دارد. یعنی (از این اعداد ۱۰۰۰ بار بازنمونه‌گیری با بوت استرپ بصورت زیر انجام می‌شود:

$$Y_{i.9(j)}^{*1} = (y_{1334.9(j)}^{*1} \cdot y_{2.9(j)}^{*1} \cdot y_{3.9(j)}^{*1} \cdot \dots \cdot y_{1401.9(j)}^{*1})$$

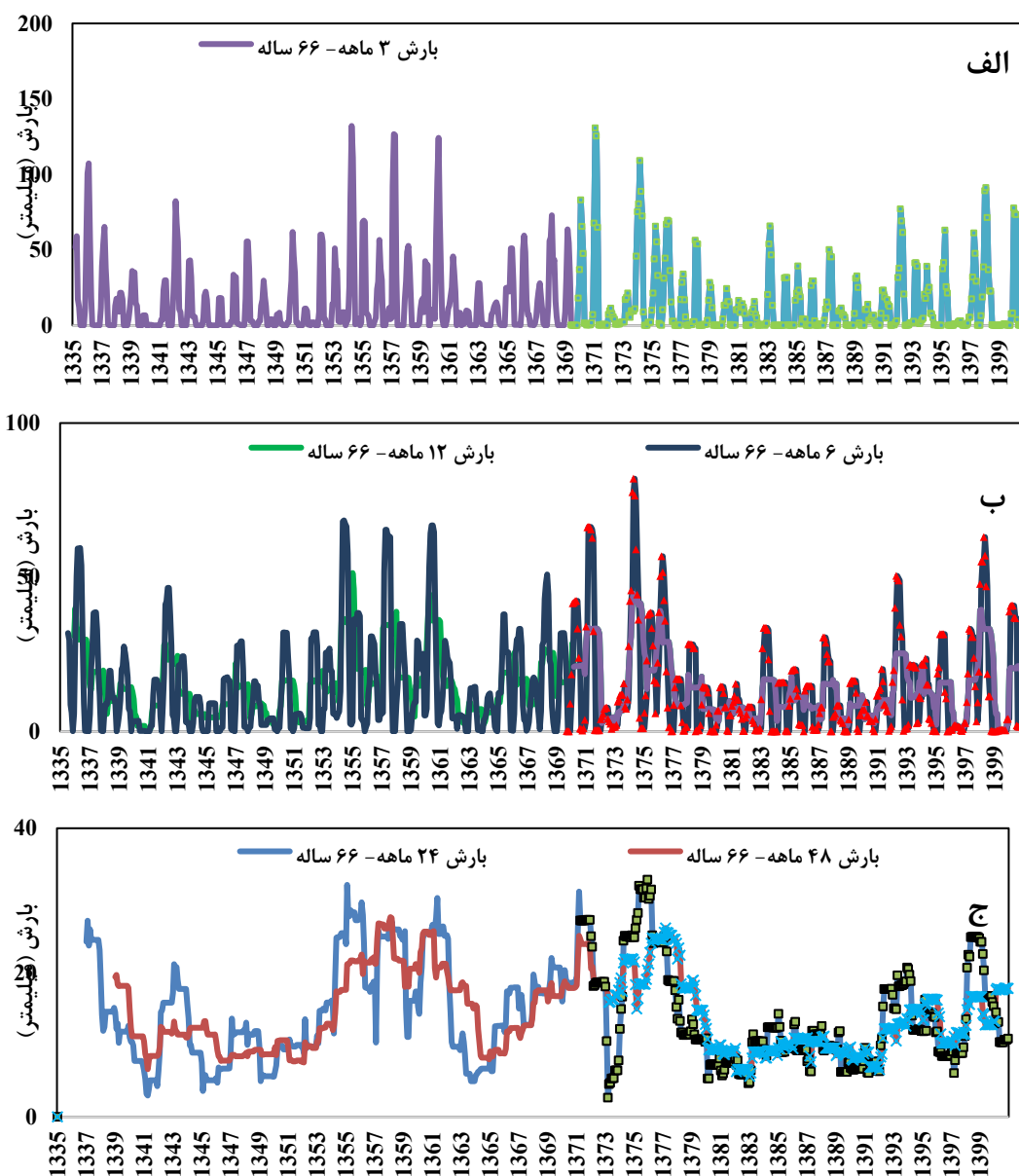
برای $j=1, 2, \dots, 1000$.

در مرحله بعد براساس هر نمونه بوت استرپ، $Y_{i.9(j)}^{*1} = (y_{1334.9(j)}^{*1} \cdot y_{2.9(j)}^{*1} \cdot y_{3.9(j)}^{*1} \cdot \dots \cdot y_{1401.9(j)}^{*1})$ مجموعه ۱۰۰۰ تایی پارامترهای θ_j^* تابع گاما بدست می‌آید. سپس با استفاده از روابط ۱ تا ۳ و نحوه محاسبه‌ی SPI در بخش روش‌شناسی، ۱۰۰۰ تخمین از SPI با توجه به مقدار بارش از $Y_{i.9}^1$ وجود دارد که می‌تواند برای آن $SPI_{i,j}^1 = 1.2.3. \dots. 1000$ بدست آید. حالا از این هزار تخمین

شرایط ترسالی و ۴۹ درصد خشکسالی و در مقیاس ۴۸ ماهه ۱۰۰ درصد وضعیت را ترسالی و نرمال بررسی کرده است. این در حالی است که در دوره ۶۶ ساله، مقیاس ۳، ۶ و ۱۲ ماهه بیش از ۷۰ درصد را ترسالی (مشابه دوره ۳۱ ساله) و در مقیاس ۲۴ و ۴۸ ماهه، ۴۰ درصد وضعیت منطقه را خشکسالی‌های متوسط، شدید و خیلی شدید برآورد کرده است. بطور کلی دوره کوتاه مدت در برآورد کلاس‌های خشکسالی شدید و خیلی شدید عملکرد خوبی نداشته است.

(et al., 2020) که در دوره با تعداد نمونه بیشتر، این ویژگی SPI محقق شده است.

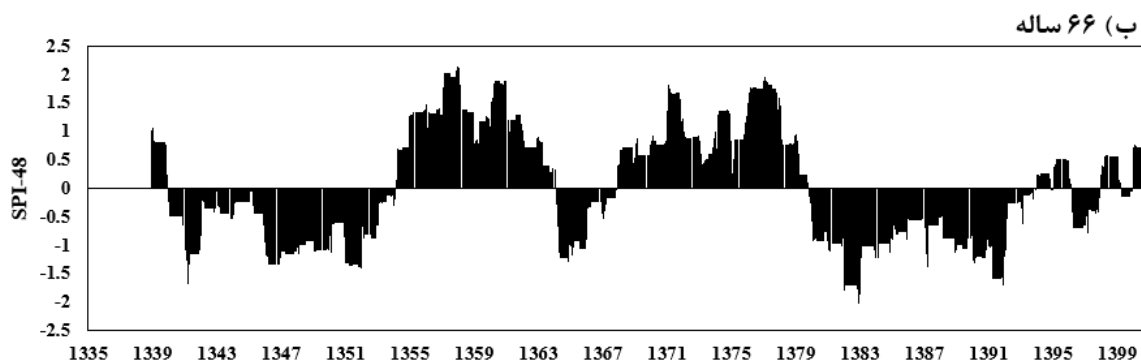
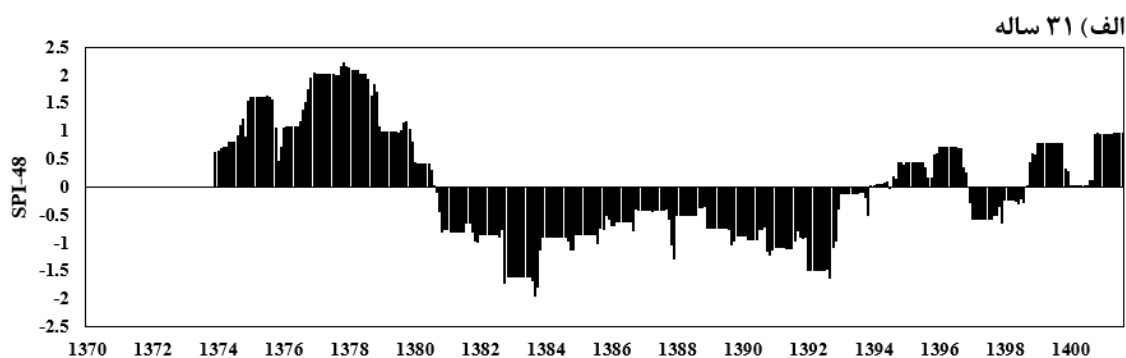
شکل (۳) براساس طبقه‌بندی Lloyd -Hughes and Saunders (2002) (۹دسته) برای تمامی مقیاس‌ها و دو دوره مورد بررسی محاسبه شده است. براساس نتایج، در دوره ۳۱ ساله، بیشتر درصد فراوانی خشکسالی‌ها در منطقه‌ی مورد مطالعه در کلاس‌های نرمال و ترسالی ملایم برآورد شده است. بطوری‌که در مقیاس ۳، ۶ و ۱۲ به ترتیب ۶۷، ۷۰ و ۷۵ درصد شرایط ترسالی؛ در ۲۴ ماهه ۵۱ درصد



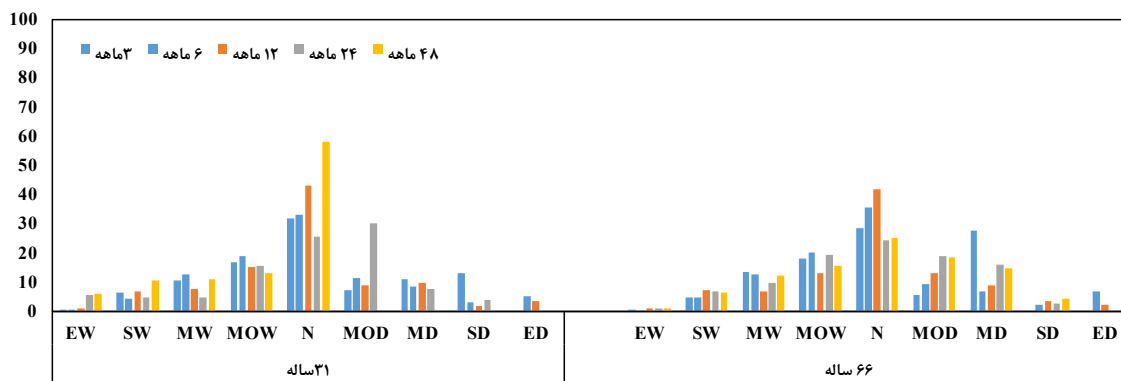
شکل ۱- انتخاب بهترین تابع توزیع و آزمون نکوتی برازش بر مقادیر داده‌های بارش مقادیر بارش در دو دوره ۳۱ و ۶۶ ساله (الف) سه ماهه، (ب) شش و ۱۲ ماهه، (ج) ۲۴ و ۴۸ ماهه

جدول ۲- پارامترهای برآورد شده با استفاده از تابع توزیع گاما و آزمون نکوتی برازش بر مقادیر بارش

ساله ۶۶					ساله ۳۱						
P-value	K-S	AIC	پارامترها		مقیاس	P-value	K-S	AIC	پارامترها		مقیاس
			α	β					α	β	
۰/۹۵	۰/۹۸	۴۹۸۵	۰/۰۲	۱/۹۸	۳ ماهه	۰/۹۹	۰/۹	۲۲۱/۳۲	۰/۰۲۵	۱/۱۷	۳ ماهه
۰/۹	۰/۶۶	۵۱۷۱/۵۸	-۰/۴۰	۳/۳۰	۶ ماهه	۰/۹۹	۰/۸	۲۴۸۱/۹۳	۰/۰۳	۳/۱۷	۶ ماهه
۰/۰۷	۰/۴۱	۵۵۵۳/۹۱	-۰/۳۰	۲/۵۲	۱۲ ماهه	۰/۰۶	۰/۵	۲۶۲۰/۵۲	۰/۳۴	-۳/۸۳	۱۲ ماهه
۰/۰۸	۰/۰۹	۴۹۶۲/۴۵	-۰/۶۹	۲/۶۰	۲۴ ماهه	۰/۶	۰/۵۶	۲۲۶۷/۴۱	-۰/۷۱	۱۲/۴۷	۲۴ ماهه
۰/۸۱	۰/۴۸	۴۳۷۷/۶۱	-۱/۰۰۰۳	۱۳/۳۸	۴۸ ماهه	۰/۶۸	۰/۶۸	۱۹۲۷/۳۸	-۱/۰۲	۲/۵۱	۴۸ ماهه



شکل ۲: سری زمانی SPI ۳۱ و ۶۶ در مقیاس زمانی ۴۸ ماهه



شکل ۳: فراوانی خشکسالی در هر دسته کلاس توصیفی خشکسالی/ترسالی (N: نرمال؛ EW: ترسالی خیلی شدید؛ SW: ترسالی شدید؛ MW: ترسالی متوسط؛ MOW: ترسالی ملایم؛ MOD: خشکسالی ملایم؛ MD: ترسالی متوسط؛ SD: خشکسالی شدید؛ ED: خشکسالی شدید) در مقیاس ۳ تا ۴۸ ماهه

خصوصیات خشکسالی در دو دوره مورد بررسی

براساس روش شناسی ارائه شده، خصوصیات خشکسالی شامل شدت، مدت، بزرگی و پیک برآورد گردید. جدول (۳) خصوصیات ذکر شده را نشان می‌دهد. در دوره ۶۶ ساله با افزایش مقیاس مطالعه از ۳ به ۴۸ ماهه، شدت و تداوم خشکسالی افزایش، بزرگی و پیک کاهش یافته است در حالی که در دوره کوتاه مدت، در تمامی مشخصه‌ها، در مقیاس ۲۴ ماهه یک عدم هماهنگی دیده می‌شود. جالب توجه است که در مقیاس ۲۴ ماهه در دوره‌ی کوتاه مدت اغلب دوره‌های خشکسالی کمتر شده و به سمت شرایط ترسالی ملایم میل می‌کند. بطوریکه بیش از ۳۵ درصد دوره به این دسته خشکسالی/ترسالی تعلق دارد.

براساس نتایج، در تمامی خصوصیات برآورد شده، دوره بلندمدت ۶۶ ساله، مقادیر حداکثرهای بیشتر و حداقل‌های کمتر را نشان می‌دهد. SPI در دوره ۳۱ ساله در حداقل‌ها دچار بیش‌برآورد و در حداکثرها دچار کم برآورد شده است که این وضعیت در مقیاس ۲۴ ماهه مشهود است. در خصوص متوسط مشخصه‌های برآورد شده، عموماً در ۳۱ ساله نیز بیش برآوردی دیده می‌شود. نتایج ورگنی و همکاران (۲۰۱۵) نشان داد، هر قدر مقیاس زمانی افزایش می‌یابد، بدلیل کاهش طول دوره بیش‌برآوری بیشتری دیده می‌شود.

جدول ۳: مشخصه‌های خشکسالی در دو دوره زمانی بلند و کوتاه مدت

۶۶ ساله					۳۱ ساله					مشخصه/مقیاس
۴۸	۲۴	۱۲	۶	۳	۴۸	۲۴	۱۲	۶	۳	
شدت										
۱۵۴/۵۹	۱۲۲/۱۹	۳۶/۷۴	۲۰/۸۰	۱۳/۴۳	۱۳۳/۱۶	۱/۱۲	۳۱/۸۸	۱۸/۲۸	۱۴/۵۹	حداکثر شدت
۵۴/۴۵	۲۱/۵۸	۱۵/۳۶	۵/۲۶	۵/۲۷	۷۰/۹۲	۰/۴۶	۱۲/۱۳	۵/۵۸	۰/۲۲	متوسط شدت
۰/۰۲	۰/۲۹	۰/۴۸	۰/۱۰	۰/۱۴	۸/۷۰	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۶۷	۵/۳۱	حداقل شدت
تداوم (ماه)										
۱۷۰	۱۵۸	۴۹	۱۸	۱۶	۱۵۹	۱۱	۴۹	۱۶	۱۶	حداکثر تداوم
۷۰/۸۳	۲۹/۲۵	۱۸	۵/۷۵	۵/۴۸	۹۰	۵/۵۵	۱۶/۰۸	۶	۶	متوسط تداوم
۴	۲	۲	۲	۲	۲۱	۲	۳	۲	۲	حداقل تداوم
بزرگی										
۰/۹۱	۱/۳۳	۲/۲۹	۲/۱۰	۱/۴۱	۰/۸۴	۰/۱۳	۲/۱۳	۲/۱۶	۱/۳۵	حداکثر بزرگی
۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۷۹	۰/۹۱	۰/۹۸	۰/۶۲	۰/۰۸	۰/۷۳	۰/۹۳	۰/۸۸	متوسط بزرگی
۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۴۱	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۳۴	۰/۱۱	حداقل بزرگی
پیک										
۲/۰۳	۲/۵۱	۳/۷۰	۲/۴۶	۱/۴۱	۱/۹۵	۰/۲۲	۳/۱۱	۲/۵۲	۱/۵	حداکثر پیک
۰/۹۹	۱/۰۳	۱/۴۵	۱/۶۵	۱/۳۴	۱/۲۹	۰/۱۰	۱/۳۶	۱/۵۶	۱/۳۵	متوسط پیک
۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۱۱	۰/۶۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۳۶	۰/۱۵	حداقل پیک

تحلیل عدم قطعیت

براساس روش شناسی معرفی شده، برای هر مقیاس زمانی در هر سال و ماه مورد نظر مقادیر SPI با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری تولید و مقادیر خطا، باندها و متوسط برآورد گردید. جدول (۴) چند واقعه خشکسالی تاریخی را در دو

دوره زمانی ۳۱ و ۶۶ ساله در مقیاس‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. براساس نتایج در خشکسالی تاریخی مهرماه ۱۳۸۶ در مقیاس ۳ ماهه در آمار ۳۱ ساله، مقدار واقعی ۰/۲۲ و مقادیر برآورد شده توسط بوت‌استرپ ۰/۰۴، خطای برآورد ۲/۹، باند بالا و پایین به ترتیب ۰/۲ و ۰/۱- و میزان عدم

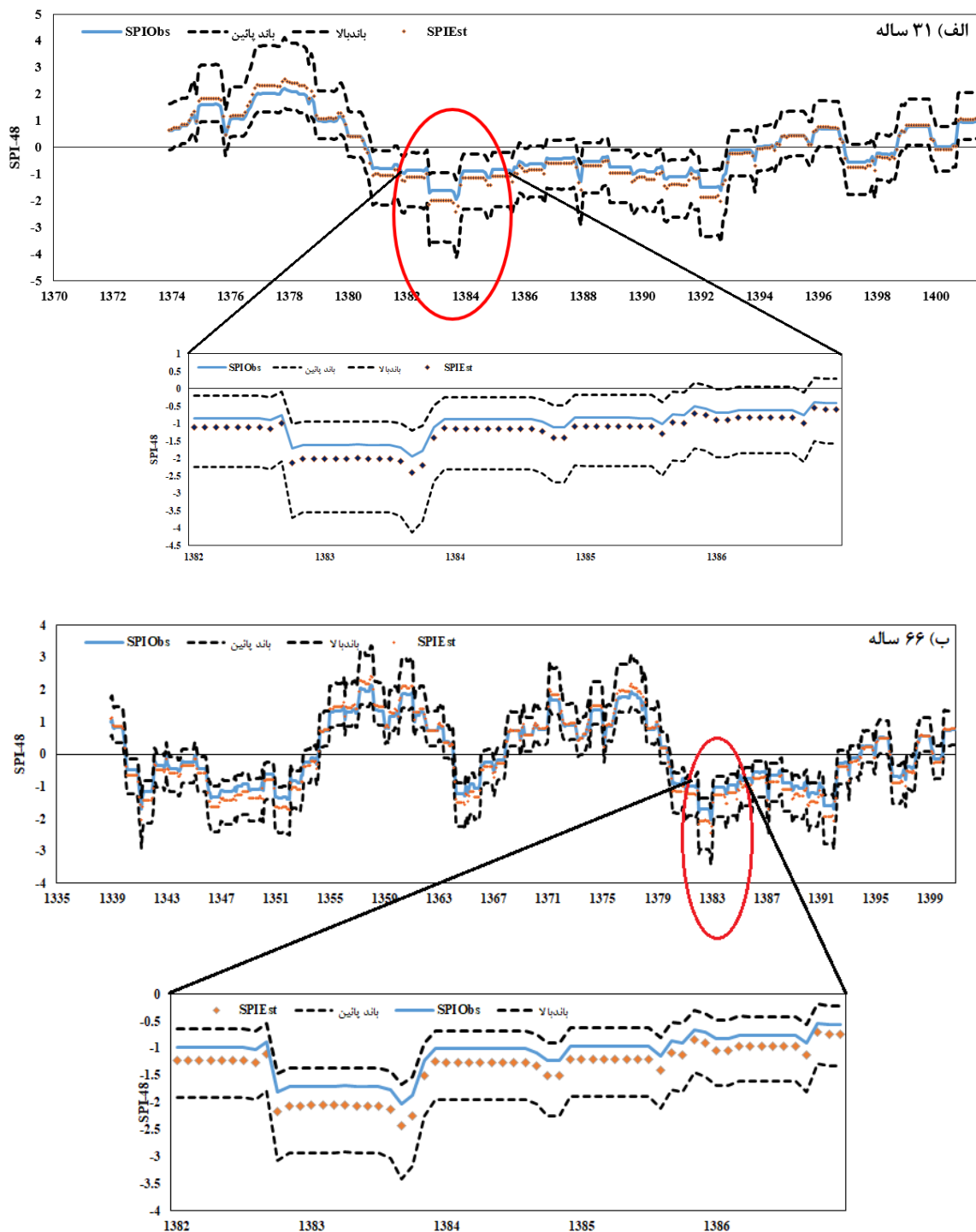
بلندمدت به‌ترتیب میزان خطای برآورد ۰/۵ و ۰/۵۲ و میزان پهنای باند عدم قطعیت ۰/۸۴ و ۰/۵۷ است که با افزایش مقیاس زمانی، خطای برآورد به ۰/۲۴ و ۰/۲ کاهش و باند عدم قطعیت به ۲/۶۸ و ۱/۵۹ افزایش می‌یابد. در سایر مقیاس‌ها و دوره‌ها هم عموماً با افزایش دوره زمانی خطا و باند عدم قطعیت کاهش می‌یابد. در برخی برآوردها خصوصاً برآوردهای تاریخی گاهی عدم انطباقی با روند عمومی این قانون دیده می‌شود که می‌تواند ناشی از پرت بودن داده نسبت به سایر داده‌ها باشد. شکل ۴ باند بالا و پایین و مقادیر مشاهداتی را در کل سری زمانی در دو دوره‌ی زمانی ۳۱ (شکل ۴ الف) و ۶۶ (شکل ۴ ب) ساله بعنوان نمونه در مقیاس ۴۸ ماهه و بزرگ‌نمایی آن را در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ نشان می‌دهد.

قطعیت یا اختلاف باندها ۰/۳ می‌باشد. در دوره ۶۶ ساله، مقدار واقعی ۰/۲۴، مقدار برآورد شده ۰/۹۰۶، خطای برآورد ۰/۷۵، باند بالا و پایین به‌ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۰۴- و میزان عدم قطعیت ۰/۲ است. در همین تاریخ در مقیاس ۶ ماهه در آمار ۳۱ ساله، مقدار واقعی ۲/۲- و مقادیر برآورد شده توسط بوت‌استرپ ۳/۰۴-، خطای برآورد ۰/۳۸، باند بالا و پایین به‌ترتیب ۳/۶۸- و ۲/۴۶- و میزان عدم قطعیت یا اختلاف باندها ۱/۲۲ می‌باشد. در دوره ۶۶ ساله، مقدار واقعی ۲/۱۴-، مقدار برآورد شده ۲/۹۸-، خطای برآورد ۰/۳۸-، باند بالا و پایین به‌ترتیب ۳/۴۳- و ۲/۵۸- و میزان عدم قطعیت ۰/۸۵ است.

در واقعه تاریخی آبان‌ماه سال ۱۳۸۳ در مقیاس ۳ ماهه در دوره کوتاه مدت خط، میزان عدم قطعیت ۰/۴ و در دوره بلندمدت ۰/۲۳ است. در مقیاس ۶ ماهه در دوره کوتاه و

جدول ۴: تخمین SPI برای مقادیر مشاهده‌ای، بوت استرپ، خطای شبیه‌سازی و باندها در سه واقعه تاریخی خشکسالی

$Y_{i,j}^T$	$Y_{1380.7}^3$						$Y_{1383.7}^3$					
	دوره/مقادیر	واقعی	بوت‌استرپ	خطا	باندبالا	باندپائین	عدم قطعیت	واقعی	بوت‌استرپ	خطا	باندبالا	باندپائین
دوره ۳۱ ساله	۰/۲۲	۰/۰۴	۲/۹۰	۰/۲۰	-۰/۱	۰/۳	-۰/۱۱	-۰/۳۵	۰/۶۵	-۰/۱	-۰/۵	-۰/۴
دوره ۶۴ ساله	۰/۲۴	۰/۰۶	۰/۷۵	۰/۱۶	-۰/۰۴	۰/۲	-۰/۶۰	-۰/۳۱	۳/۵۲	-۰/۲	-۰/۴۳	-۰/۲۳
	$Y_{1380.7}^6$						$Y_{1380.7}^{12}$					
دوره ۳۱ ساله	-۲/۲۰	-۳/۰۴	۰/۳۸	-۳/۶۸	-۲/۴۶	-۱/۲۲	-۰/۵۱	-۰/۵۲	۰/۰۰۲	-۰/۹۱	-۰/۱۶	-۰/۵۱
دوره ۶۴ ساله	-۲/۱۴	-۲/۹۸	۰/۳۸	-۳/۴۳	-۲/۵۸	-۰/۸۵	-۰/۶۱	-۰/۶۱	۰/۰۰۳	-۰/۸۸	-۰/۳۴	-۰/۶۱
	$Y_{1380.7}^{24}$						$Y_{1380.7}^{48}$					
دوره ۳۱ ساله	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۵۰	۰/۰۳	۰/۷۲	-۰/۶۹	۰/۲۹	۰/۲۶	۰/۱۱	-۰/۵۰	۱/۱۶	-۱/۶۶
دوره ۶۴ ساله	-۰/۳۹	-۰/۴۲	۰/۰۸	-۰/۸۰	-۰/۰۶	-۰/۷۴	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۵۸	-۰/۴۳	۰/۵۶	-۰/۹۹
	$Y_{1383.8}^6$						$Y_{1383.8}^{12}$					
دوره ۳۱ ساله	-۱/۰۷	-۱/۶۱	۰/۵۰	-۲/۰۵	-۱/۲۱	-۰/۸۴	-۱/۰۵	-۱/۰۷	۰/۰۲	-۱/۵۷	-۰/۶۶	-۰/۹۱
دوره ۶۴ ساله	-۱/۰۴	-۱/۵۹	۰/۵۲	-۱/۸۹	-۱/۳۲	-۰/۵۷	-۱/۱۶	-۱/۱۶	۰/۰۰۵	-۱/۴۸	-۰/۸۵	-۰/۶۳
	$Y_{1383.8}^{24}$						$Y_{1383.8}^{48}$					
دوره ۳۱ ساله	-۰/۱۶	-۰/۱۴	۰/۱۰	-۰/۲۲	-۰/۰۰۲	۰/۲۱۸	-۱/۶۷	-۲/۰۸	۰/۲۴	-۳/۶۶	-۰/۹۸	-۲/۶۸
دوره ۶۴ ساله	-۱/۷۵	-۱/۸۲	۰/۰۳	-۲/۴۰	-۱/۳۳	-۱/۰۷	-۱/۷۶	-۲/۱۳	۰/۲۰	-۳/۰۲	-۱/۴۳	-۱/۵۹
	$Y_{1392.4}^6$						$Y_{1392.4}^{12}$					
دوره ۳۱ ساله	۰/۲۱	۰/۰۳	۰/۸۵	-۰/۲۰	-۰/۲۶	۰/۰۶	-۰/۱۲	-۰/۱۱	۰/۱۲	-۰/۴۷	۰/۲۲	-۰/۶۹
دوره ۶۴ ساله	۰/۲۰	۰/۰۰۲	۰/۹۸	-۰/۱۵	۰/۱۴	-۰/۲۹	-۰/۲۰	-۰/۲۰	۰/۰۰۴	-۰/۴۶	۰/۰۳	-۰/۴۹
	$Y_{1392.4}^{24}$						$Y_{1392.4}^{48}$					
دوره ۳۱ ساله	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۵۱	-۰/۱۵	۰/۳۲	-۰/۴۷	-۱/۴۹	-۰/۱۸۶	۰/۲۵	-۳/۳۴	-۰/۸۳	-۲/۵۱
دوره ۶۴ ساله	-۰/۹۸	-۱/۰۳	۰/۰۴	-۱/۴۸	-۰/۶۴	-۰/۸۴	-۱/۵۹	-۱/۹۲	۰/۲۱	-۲/۷۸	-۱/۲۶	-۱/۵۲



شکل ۴: مقایسه مقادیر واقعی، برآورد شده، باند بالا و پائین در مقیاس ۴۸ ماهه در دو دوره مورد بررسی

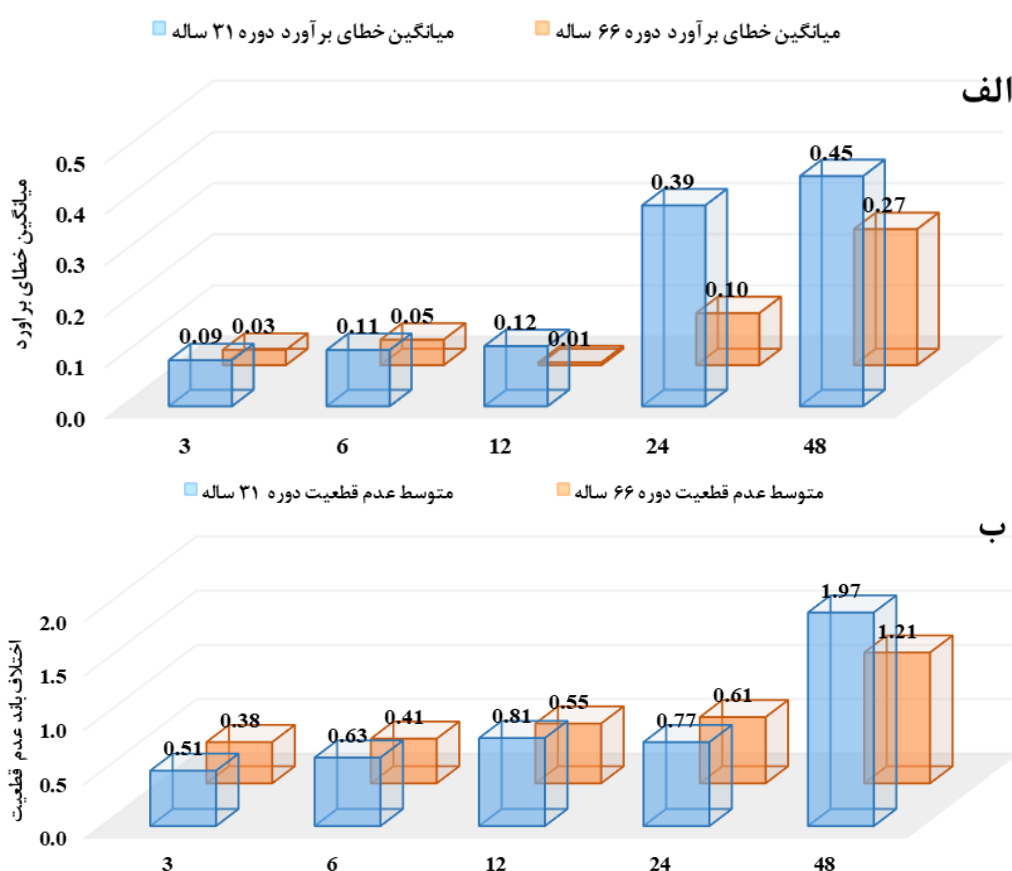
آنجائی که با افزایش مقیاس زمانی تعداد نمونه‌ها کمتر می‌شود، لذا میزان پهنای باند عدم قطعیت افزایش می‌یابد. بعنوان مثال در مقیاس ۳ ماهه در دوره ۳۱ ساله میزان خطای برآورد ۰/۰۹ و در دوره ۶۶ ساله ۰/۰۳ است و عدم قطعیت نیز به ترتیب از ۰/۵۱ و ۰/۳۸ کاهش یافته است. در مقیاس ۶ ماهه میزان خطا دوره کوتاه و بلندمدت به ترتیب

شکل (۵) میزان خطا و عدم قطعیت ناشی از برآورد بوت استرپ را در دو دوره زمانی و مقیاس‌های ۳ تا ۴۸ ماهه نشان می‌دهد. هر قدر اختلاف باندها بیشتر باشد، میزان قطعیت کمتر و عدم قطعیت بیشتر است (ورگنی و همکاران، ۲۰۱۵). لذا دوره زمانی طولانی‌تر (تعداد نمونه‌گیری بیشتر) دارای عدم قطعیت کمتری است، از

اندازه نمونه مورد استفاده در محاسبه SPI بزرگتر باشد، مقادیر SPI بهتر خواهد بود (گاتمن، ۱۹۹۴؛ وو و همکاران، ۲۰۰۵؛ کانسیلر و بوناکوروسورو، ۲۰۰۹). با این حال، با توجه به اینکه طول بارش با استفاده از برای محاسبه SPI معمولاً کوچک است، عدم قطعیت SPI محاسبه به طور اجتناب ناپذیر و عینی وجود خواهد داشت. به این معنا که به عنوان مثال، عدم قطعیت نمونه‌گیری منجر به عدم قطعیت خواهد شد.

۰/۱۱ و ۰/۰۵ و عدم قطعیت به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۴۱ است. در مقیاس ۱۲ ماه میزان خطا دوره کوتاه و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۲ و ۰/۰۱ و عدم قطعیت به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۵۵ است. در در مقیاس ۲۴ ماهه نیز خطا در دوره ۳۱ ساله ۰/۳۱ بوده که در دوره بلندمدت ۶۶ ساله به ۰/۱ کاهش و در ۴۸ ماهه از ۰/۴۵ به ۰/۲۷ کاهش می‌یابد و به همین ترتیب میزان عدم قطعیت نیز در دوره بلندمدت در مقیاس‌های ۲۴ و ۴۸ کاهش می‌یابد.

دقت و قابلیت اطمینان محاسبه SPI اساساً به نمونه مشاهده شده بستگی دارد، به خصوص به طول نمونه‌گیری. هر چه



شکل ۵- متوسط خطای برآورد شده و میزان عدم قطعیت در مقیاس‌های مورد بررسی در دو دوره کوتاه و بلندمدت نمونه‌گیری

شده و منجر به اقدامات نامناسب برای کاهش خشکسالی می‌گردد. چرا که طبقه‌بندی یک رویداد خشکسالی با درجه بالا به سطح پایین‌تر می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری گمراه کننده و نهایتاً خسارات و تلفات جبران ناپذیری را به بخش‌های مختلف وارد سازد.

SPI، به عنوان یکی از شاخص‌های خشکسالی اقلیمی است

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

براساس نتایج بدست آمده ناشی از دو نمونه کوتاه (۳۱ساله) و بلند (۶۶ساله)، نشان داد که در نمونه‌های با تعداد کم عدم قطعیت و خطا وجود داد و با توجه به بیش‌برآورد یا کم برآورد ناشی از طول دوره کوتاه در تشخیص کلاس‌های خشکسالی سبب قضاوت نادرست در رویدادهای تاریخی

می‌شود باید ثابت باشد، که این فرض اساسی است برای تجزیه و تحلیل فرکانس، آزمون‌پذیر باشد. منطقه‌ی مورد بررسی دارای دوره‌های طولانی مدت خشک و تر در گذشته بوده و وقایع تاریخی متعددی را تجربه کرده است. لذا باید به قضاوت‌های احتمالی ناشی از برآورد اشتباه و عدم قطعیت در داده‌های مشاهده‌ای توجه نمود و از این طریق بدنبال کاهش خسارات احتمالی ناشی از بیش‌برآورد یا کم‌برآورد خشکسالی بود.

منابع

1. Azhdari, Z., Bazrafshan, O., Zamani, H., Shekari, M., & Singh, V. P. (2021). Hydro-meteorological drought risk assessment using linear and nonlinear multivariate methods. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 123, 103046.
2. Bazarafshan, O., Mahmoudzadeh, F., Bazarafshan, J. (2015). Evaluation of drought changes based on standardized precipitation index and standardized evapotranspiration index in southern coasts of Iran. *Scientific Research Journal of Desert Management* doi: 10.22034/JDMAL.2017.24662
3. Bazrafshan, O., Zamani, H., & Shekari, M. (2020). A copula-based index for drought analysis in arid and semi-arid regions of Iran. *Natural Resource Modeling*, 33(1), e12237.
4. Cancelliere, A., and Bonaccorso, B., (2009). Uncertainty analysis of the Standardized Precipitation Index in the presence of trend. *29th Annual American Geophysical Union Hydrology Days, Colorado, USA*, pp. 25–27.
5. Ghasemnejad, F., Fazeli, M., Bazarafshan, O., & Parveen Nia, M. (2018). Uncertainty analysis of hydrological drought characteristics using Latin hypercube (case study: Minab Dam watershed). *Pasture and watershed scientific-research journal*, 72 (2), 527-542. doi: 10.22059/jrwm.2019.276424.1356
6. Ghasemnezhad, F., Bazrafshan, O., Fazeli, M., Parvinnia, M., & Singh, V. (2022). Uncertainty Analysis of Hydrological Drought due to Record Length, Time Scale, and Probability Distribution Functions Using Monte-Carlo Simulation Method. *Atmosphere*, 13(9), 1-12.

که به‌طور گسترده در جهان استفاده می‌شود، با این حال به دلیل محدودیت اندازه نمونه مقادیر بارش مشاهده‌ای، عدم قطعیت ناشی از طول دوره آماری یا اندازه نمونه در برآورد این شاخص وجود دارد. براساس روش باز نمونه‌گیری بوت استرپ، تأثیر طول رکوردها و مقیاس زمانی در عدم قطعیت نمونه‌برداری SPI در مقیاس‌های کوتاه، میان و بلند مدت بررسی گردید. نتیجه‌گیری اصلی به شرح زیر است:

SPI در دو دوره مورد بررسی بطور موفقی قادر به تشخیص خشکسالی‌های تاریخی بود. افزایش رکوردها از ۳۱ به ۶۶ ساله منجر به ظهور یکی از منحصربه‌فردترین ویژگی‌های SPI یعنی تکرارپذیری، برگشت‌پذیری و پیش‌بینی‌پذیری گردید.

فاصله اطمینان ناشی از اختلاف باند بالا و پائین برآورد شده توسط روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ نشان‌دهنده عدم قطعیت است، هر قدر پهنای باند یا حاصل اختلاف کمتر باشد، عدم قطعیت کمتر و قابل اعتمادتر است. همچنین میزان خطای برآورد نیز برآورد گردید.

براساس نتایج بدست‌آمده، افزایش تعداد نمونه‌ها از ۳۱ سال به ۶۶ سال سبب کاهش عدم قطعیت و خطا می‌گردد و به تبع آن افزایش مقیاس زمانی نیز بدلیل کاهش تعداد نمونه‌ها به واسطه‌ی میانگین‌گیری از داده‌ها سبب افزایش عدم قطعیت و خطای برآورد می‌گردد.

در این شکل این عدم انطباق در واقعه تاریخی آبان ۱۳۸۳ به وضوح قابل درک است. اکثر داده‌ها روند مقادیر داده‌ها را حفظ کرده‌اند، اما در مقدار حداقل SPI رخ داده در تاریخ مذکور، در دو دوره زمانی اختلاف زیاد مشاهده‌ای و برآورد شده بخوبی مشهود است.

براساس درک قابلیت اطمینان یا عدم قطعیت برآورد به دست آمده از SPI بسیار با اهمیت است چرا که سبب افزایش قابلیت اعتماد از تخمین SPI در تصمیم‌گیری و مدیریت خشکسالی می‌شود. روش پیشنهادی در این تحقیق با استفاده از روش بوت استرپ برای ارزیابی تأثیر نمونه‌گیری در عدم قطعیت برآورد ارزش SPI، موثر و امکان‌پذیر است. به‌طور خاص، این رویکرد برای هر نوع توزیع احتمال قابل استفاده است. با این حال، باید توجه داشته‌نمود که سری نمونه اصلی برای محاسبه SPI استفاده

14. Mishra AK and Desai VR, 2005. Drought forecasting using stochastic models. *Stochastic Environment Research Risk Assessment* 19: 326-339.
15. Mishra, A.K., and Singh, V.P. (2010). A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391(1-2), 202–216.
16. Nadi M, Shiukhy Soqanloo S. Comparison of SPI and SPI_{mod} in Drought Monitoring of Several Climatic Samples of Iran. *jwmr* 2020; 11 (21) :108-118
17. Vergni, L., Di Lena, B., Todisco, F. and Mannocchi, F. (2017). Uncertainty in drought monitoring by the Standardized Precipitation Index: the case study of the Abruzzo region (central Italy). *Theoretical and applied climatology*, 128(1-2), 13-26.
18. Wilhite DA, Svoboda MD, Hayes MJ. 2007. Understanding the complex impacts of drought: key to enhancing drought mitigation and preparedness. *Water Resour. Manage.* 21: 763–774.
19. Wu, H., Hayes, M. J., Wilhite, D. A., & Svoboda, M. D. (2005). The effect of the length of record on the standardized precipitation index calculation. *International Journal of Climatology: A Journal of the Royal Meteorological Society*, 25(4), 505-520.
20. Zhang, Q., Xiao, M., Singh, V.P. and Chen, X. (2013). Copula-based risk evaluation of droughts across the Pearl River basin, China. *Theoretical and Applied Climatology*, 111(1), 119–131
7. Gossa, E. T. (2020). Concept Environmental and Social Review Summary (ESRS)-Drought Early Warning, Finance, and Action Project-P173387.
8. Guttman, N.B. (1999). Accepting the standardized precipitation index: a calculation algorithm. *Journal of American Water Resources Association*, 35, 311–322.
9. Kao, Sh.Ch. and R.S. Govindaraju. 2010. A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 380: 121-134. [DOI:10.1016/j.jhydrol.2009.10.029]
10. Mathbout, S., Lopez-Bustins, J. A., Martin-Vide, J., Bech, J. and 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.
11. McKee T. B, Doseken N.J, Kleist J, 1993. The Relationship of Drought Frequency and Duration to Time Scales. In: *proc. 8th Conf. On Applied Climatology*, American Meteorological Society, Massachusetts, pp.179-184.
12. McKee TB, Doesken NJ and Kleist J, 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. Pp 179-184. In *Proceedings of the 8th Conference of Applied Climatology*. 17-22 January, Anaheim, California.
13. Mendicino G, Alfonso S, and Pasquale VA, 2008. Groundwater Resource Index (GRI) for drought monitoring and forecasting in a Mediterranean. *Climate Journal of Hydrology* 282-302.