



دانشگاه گوارن و منابع طبیعی

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد بیست و چهارم، شماره اول، ۱۳۹۶
<http://jwsc.gau.ac.ir>

برآورد روند کوانتایل‌های متغیرهای حداکثر سیلاب سالانه

* میثم سالاری جزی

استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

تاریخ دریافت: ۹۵/۶/۱۱؛ تاریخ پذیرش: ۹۶/۳/۶

چکیده

سابقه و هدف: بررسی روند تغییرات سیلاب حوضه‌ها در اغلب موارد تنها بر اساس تحلیل روند متغیر دبی اوج سیلاب با استفاده از آزمون‌های رایج پارامتری و ناپارامتری (رگرسیون خطی معمولی، من-کندال، سن و...) است. در کنار محدودیت‌های اولیه این روش‌ها معمولاً به برآورد میانگین یا میانه شرطی می‌پردازند و کوانتایل‌های مختلف را در نظر نمی‌گیرند. در حالی‌که برآورد دامنه مناسبی از کوانتایل‌های شرطی منجر به درک بسیار مناسبی از الگوی تغییرات می‌شود. هدف این پژوهش کاربرد روش رگرسیون کوانتایل برای برآورد روند زمانی (کوانتایل‌های شرطی) متغیرهای دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب می‌باشد که این تحلیل منجر به درک مناسب‌تری از تغییرات متغیرهای حداکثر سیلاب‌های سالانه می‌شود.

مواد و روش‌ها: در گام اول سری زمانی حداکثر سیلاب سالانه ایستگاه هیدرومتری تله زنگ در جنوب غربی ایران با طول دوره آماری ۵۵ سال مدنظر قرار گرفت و سری زمانی دبی اوج، حجم و تداوم حداکثر سیلاب سالانه استخراج گردید. در گام بعدی با استفاده از رگرسیون خطی معمولی تحلیل روند سری‌های متغیرهای حداکثر سیلاب سالانه انجام شد و کارایی مدل رگرسیون خطی با استفاده از معیارهای دقت برازش، آزمون معنی‌داری و تحلیل باقیمانده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. سپس با در نظر گرفتن بازه (۰/۹۵-۰/۰۵ با گام ۰/۰۱) خطوط رگرسیون کوانتایل برای تحلیل روند متغیرهای حداکثر سیلاب سالانه برآورد شد و معیارهای دقت برازش و معنی‌داری آماری برای این خطوط تعیین گردید. با در نظر گرفتن کوانتایل‌های منتخب ۰/۹۵، ۰/۸۵، ۰/۷۵، ۰/۶۵، ۰/۵۵، ۰/۴۵، ۰/۳۵، ۰/۲۵، ۰/۱۵ و ۰/۰۵ نمودار خطوط رگرسیون کوانتایل برای متغیرهای سیلاب ترسیم شد.

یافته‌ها: نتایج رگرسیون خطی معمولی بیانگر روند مثبت برای متغیرهای سیلاب است اما تحلیل‌های تکمیلی نشان داد این روش نمی‌تواند ابزار مناسبی برای تحلیل روند متغیرهای سیلاب در این پژوهش باشد. کاربرد رگرسیون کوانتایل در مقایسه با رگرسیون خطی معمولی منجر به دسترسی به طیف وسیعی از شیب خطوط روند شده است. برای هر سه متغیر مورد بررسی ۱۵٪ شیب خطوط رگرسیون کوانتایل بیش‌تر از شیب برآورد شده با روش رگرسیون خطی و در سایر موارد کم‌تر از آن بوده است. بررسی خطوط رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد خطوط رگرسیون کوانتایل برای متغیر حجم سیلاب در کوانتایل‌های کران بالایی و برای متغیرهای دبی اوج و تداوم سیلاب در کوانتایل‌های کران

* مسئول مکاتبه: meysam.salarijazi@gmail.com

بالایی و بازه میانی از نظر آماری معنی‌دار بوده‌اند و در کران پایینی کوانتایل‌ها تعداد معدودی از رابطه‌های خطی قابل‌پذیرش شده‌اند به طوری که برای متغیرهای دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب به ترتیب ۰/۵۹٪، ۰/۳۱٪ و ۰/۷۳٪ موارد خطوط رگرسیون کوانتایل در سطح ۰/۰۵ از نظر آماری معنی‌دار بوده‌اند. دقت برازش خطوط رگرسیون کوانتایل در کران بالایی و بازه میانی کوانتایل‌ها بیش‌تر از کران پایینی می‌باشد.

نتیجه‌گیری: کاربرد رگرسیون کوانتایل می‌تواند بدون تأثیر از محدودیت‌های روش‌های متداول تحلیل روند متغیرهای سیلاب منجر به دسترسی به طیف وسیع‌تری از نتایج کاربردی تحلیل روند شود. همچنین تفاوت مشخصی بین شیب روند متغیرهای سیلاب برای کوانتایل‌های مختلف (به‌خصوص کوانتایل‌های کران بالا) در مقایسه با شیب برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی وجود دارد بنابراین روش رگرسیون خطی معمولی نمی‌تواند ابزاری مناسب برای بررسی روند رویدادهای حدی باشد. نتایج نشان می‌دهد روند متغیرهای حدی سیلاب به مراتب بیش‌تر از روند برآورد شده با رگرسیون خطی معمولی می‌باشد و به‌عبارتی رگرسیون خطی در این پژوهش منجر به کم برآوردی شیب روند افزایشی متغیرهای سیلاب شده است. همچنین تحلیل چندمتغیره روند سیلاب با استفاده از رگرسیون کوانتایل مشخص می‌کند به دلیل وجود روند قابل‌توجه در شرایط حدی برای هر سه متغیر سیلاب، تغییرات در پتانسیل خطر سیلاب به مراتب بیش‌تر از نتایج به‌دست آمده با استفاده از تحلیل تک‌متغیره می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: رگرسیون کوانتایل، رگرسیون خطی معمولی، روند، متغیرهای سیلاب

مقدمه

سیلاب یک پدیده هیدرولوژیکی است که اثرات بسیار مهمی بر محیط زیست، کشاورزی، صنعت و ... دارد (۲ و ۲۹). تحلیل‌های سیلاب در اغلب موارد بر شبیه‌سازی هیدروگراف سیلاب متکی بوده است (۳، ۴، ۲۲) یا شبیه‌سازی پیوسته رواناب مورد بررسی قرار گرفته است (۳۰). سیلاب تحت‌تأثیر عوامل مختلفی مانند بارش، شرایط فیزیکی حوضه و ... است و تغییرات در رژیم بارش (۶۰)، کاربری اراضی (۱۳)، پوشش خاک (۶۲) و فعالیت‌های صورت گرفته بشری (۷) می‌تواند منجر به تغییرات بسیار مؤثر در سیلاب شود. یک سیلاب را می‌توان به‌طور خلاصه ترکیبی از متغیرهای دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب در نظر گرفت (۸، ۲۷، ۷۴) اما به‌طور معمول دبی اوج سیلاب به‌عنوان مؤثرترین متغیر سیلاب در نظر گرفته می‌شود. بررسی تغییرات سیلاب یک تحلیل اولیه برای برنامه‌ریزی منابع آب (۱، ۵)، طراحی‌های هیدرولوژیکی (۹۵) و

مدیریت زیست‌محیطی (۸۳) است. مطالعات بررسی تغییرات سیلاب تحلیل روند سیلاب را به‌عنوان یک ابزار اولیه در نظر می‌گیرد که به‌طور معمول در این زمینه تغییرات دبی اوج سیلاب بررسی می‌شود (۶۶). رگرسیون خطی معمولی یک روش آماری شناخته‌شده برای بررسی روند متغیرهای مختلف هیدرولوژیکی است و در پژوهش‌های متعددی مانند بررسی تغییرات دما (۴۴)، بارش (۶۹)، تحلیل تغییرات تراز آب زیرزمینی (۵۹، ۷۷) و سرعت باد (۳۸) مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین این روش برای بررسی روند دبی اوج سیلاب نیز به‌کار گرفته شده است (۱۸، ۶۴). روش پارامتری رگرسیون خطی به شکل محسوس از داده‌های پرت تأثیر می‌پذیرد و نیز نیازمند فرضیات خاصی در مورد تحلیل باقی‌مانده‌های مدل خطی می‌باشد که کاربرد آن را در مطالعات مختلف دچار محدودیت می‌سازد (۷۱، ۷۲). با توجه به محدودیت‌های روش پارامتری رگرسیون خطی معمولی

مطالعات صورت گرفته در زمینه برآورد روند سیلاب دارای این محدودیت است که در اکثر موارد متکی بر تحلیل روند دبی اوج سیلاب است و دیگر متغیرهای سیلاب مانند حجم و تداوم سیلاب مدنظر قرار نمی‌گیرد. از طرف دیگر نیز روش‌های پارامتری و ناپارامتری متداول علاوه بر معایب اولیه بیان شده دارای این محدودیت اساسی هستند که روند را به صورت میانگین یا میانه شرطی متغیر مورد بررسی به‌ازای زمان برآورد می‌کنند و سایر کوانتایل‌های موثر از جمله کوانتایل‌های حدی را در نظر نمی‌گیرند. هدف این مطالعه رفع محدودیت‌های بیان شده به‌وسیله تحلیل روند متغیرهای سه‌گانه سیلاب یعنی دبی اوج، حجم و تداوم در کنار یکدیگر و با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل می‌باشد و نتایج با روش متداول رگرسیون خطی معمولی مقایسه می‌شود تا کارایی روش پیشنهادی مورد ارزیابی قرار گیرد.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده و نحوه استخراج سری‌های متغیرهای سیلاب: بررسی روند سری زمانی سیلاب نیازمند دسترسی به داده‌های بلندمدت جریان رودخانه است با در نظر گرفتن این مورد که جریان رودخانه تحت تأثیر احداث سد یا انحراف مؤثر آب حالت تنظیمی نداشته باشد. بدین‌منظور در این پژوهش از داده‌های ایستگاه هیدرومتری تله زنگ در جنوب‌غربی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۵ به طول دوره ۵۵ سال استفاده شد. در ابتدا برای هر سال بزرگ‌ترین سیلاب مشخص شد و سری زمانی دبی اوج حداکثر سیلاب سالانه به سادگی تشکیل شد. استخراج سری حجم و تداوم حداکثر سیلاب سالانه مانند دبی اوج ساده و سهل‌الوصول نیست. در این مطالعه برای استخراج سری‌های حجم و تداوم از روش تشریح شده توسط یو و همکاران (۲۰۰۲) بهره گرفته شده است (۹۳، ۹۴).

آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و سن نیز توسط پژوهشگران برای بررسی روند متغیرهای مختلف هیدرولوژیکی مانند دما (۵۳، ۱۴ و ۵۰)، بارش (۵۶، ۵۷، ۷۳، ۴۰)، متغیرهای کیفیت آب (۱۱، ۹۱، ۴۹)، تبخیر و تبخیر و تعرق (۳۷، ۸۷، ۲۸، ۳۱، ۶۵) مورد توجه قرار گرفته است. با توجه به این‌که آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و سن نسبت به داده‌های پرت در مقایسه با روش پارامتری رگرسیون خطی معمولی کم‌تر تحت تأثیر قرار می‌گیرد برای بررسی روند متغیر دبی اوج سیلاب نیز به‌کار گرفته شده است (۷۳، ۵۲، ۷۶، ۲۱، ۸۶). رگرسیون کوانتایل یک روش آماری نسبتاً نوین است (۹۰، ۱۵) که در سال‌های اخیر در مطالعات تحلیل روند متغیرهای هیدرولوژیکی مورد توجه قرار گرفته است (۸۹، ۳۵، ۲۵، ۲۶). روش‌های پارامتری رگرسیون خطی معمولی و ناپارامتری من-کندال و سن برآورد میانگین یا میانه شرطی متغیر وابسته را به‌ازای متغیر مستقل به‌دست می‌دهند (۹۳، ۹۴، ۸۷، ۱۹، ۱۶، ۴۲، ۶، ۸۱، ۲۸) در حالی‌که روش رگرسیون کوانتایل به برآورد مجموعه‌ای از خطوط رگرسیون به‌ازای کوانتایل‌های منتخب می‌پردازد و بدین طریق منجر به دستیابی به طیف مناسبی از تحلیل‌های روند برای این کوانتایل‌های منتخب می‌شود (۱۷، ۹، ۲۳، ۶۸، ۸۴، ۳۴، ۳۲). این ویژگی موجب می‌شود بتوان رفتار تغییرات متغیر موردنظر را در سطوح مختلف احتمال (ریسک) برآورد نمود (۲۴، ۵۵، ۴۱، ۸۵). با توجه به کارایی مناسب روش رگرسیون کوانتایل از این روش در مطالعات مرتبط با متغیرهای هیدرولوژیکی مانند دما (۱۰، ۸۸، ۴۵)، بارش (۸۲، ۵۴، ۷۹)، خشکسالی (۴۶، ۶۷، ۸۰)، تراز سطح آب (۴۷، ۷۰)، سرعت باد (۱۲، ۶۱)، رطوبت (۳۶)، بار رسوب (۷۸)، دبی جریان رودخانه (۴۸، ۷۵) نیز استفاده شده و کارایی این روش مورد تأکید قرار گرفته است.

ادامه مفروضات مربوط به بخش خطا مورد بررسی قرار می‌گیرند. این مفروضات عبارتند از این که ε_i ها دارای توزیع نرمال، مستقل از یکدیگر و دارای واریانس یکسان هستند. این مفروضات باید مورد بررسی قرار بگیرد. در بعضی موارد ممکن است با وجود ضریب تبیین مناسب تحلیل باقی‌مانده‌ها منجر به نتیجه‌گیری این موضوع شود که مدل رگرسیونی مورد بررسی مناسب نمی‌باشد. از آن‌جا که میانگین یکی از شاخص‌های مرکزی است، آگاهی از آن به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کاملی از شکل توزیع به همراه داشته باشد. با توجه به این واقعیت، رگرسیون معمولی نیز ممکن است نتواند اطلاعات کافی درباره شکل توزیع متغیر تصادفی تحت بررسی را در سطوح مختلف متغیر مستقل به دست دهد. در این جهت، کوانتایل‌ها که معیارهای دیگری برای تمرکز هستند (در کنار هم) و نیز می‌توانند شکل توزیع را جامع‌تر به تصویر بکشند. مشخص است اگر مانند رگرسیون معمولی که برای میانگین به کار می‌رود، یک شیوه رگرسیونی برای کوانتایل‌ها نیز استفاده شود موجب می‌شود شکل توزیع در سطوح مختلف متغیر مستقل برآورد گردد (۴۳، ۵۱، ۵۸).

رگرسیون کوانتایل: مدل (۲) برای میانگین شرطی برازش داده می‌شود. مدل رگرسیون کوانتایل با ایده‌ای مشابه برای کوانتایل‌های شرطی^۲ به کار می‌رود. مانند رگرسیون معمولی (میانگین)، کاربردهایی مانند بررسی رابطه متغیرهای وابسته با کوانتایل‌ها و همچنین پیش‌بینی آن‌ها برای این نوع از رگرسیون نیز میسر است. با وجود این، شاید مهم‌ترین کاربرد رگرسیون کوانتایل، شناسایی شکل توزیع متغیر وابسته مدل در سطوح گوناگون متغیر مستقل باشد؛ این کار با برازش مدل رگرسیونی متعدد بر یک مجموعه داده به ازای کوانتایل‌های مختلف صورت می‌گیرد. برای ارائه تعریف

رگرسیون معمولی حداقل مربعات: مدل رگرسیون معمولی حداقل مربعات به بررسی رابطه میانگین توزیع متغیر تصادفی وابسته Y با تعدادی متغیر مستقل می‌پردازد. مدل رگرسیون معمولی حداقل مربعات خطی با یک متغیر مستقل به فرم زیر می‌باشد.

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

که در آن، ε_i متغیر تصادفی و α, β پارامترهای نامعلوم مدل که باید برآورد شوند و x_i مقادیر معلوم از نوع متغیر مستقل هستند.

در صورتی که $E(\varepsilon_i) = 0$ باشد آن‌گاه مدل (۱) به فرم زیر بازنویسی می‌شود:

$$E(Y_i) = \alpha + \beta x_i \quad (2)$$

که در آن، $E(Y_i)$ میانگین شرطی^۱ متغیر تصادفی Y است با $E(Y|X)$ نیز نمایش داده می‌شود. بنابراین، مدل (۲) بیان می‌کند که میانگین‌های Y در سطوح مختلف متغیر مستقل در امتداد یک خط راست قرار دارند. به عبارت دیگر، متغیر تصادفی Y در هر سطح از متغیر مستقل دارای توزیعی است که میانگین‌های این توزیع‌ها روی یک خط راست جای گرفته‌اند. یکی از حالاتی که چنین وضعیتی قطعاً برقرار می‌شود، زمانی است که دو متغیر X و Y توزیع نرمال دو متغیره را تشکیل دهند. ضریب تبیین معیاری است که قدرت رابطه خطی بین متغیر مستقل X و متغیر وابسته Y را نمایش می‌دهد و به‌عنوان معیاری برای سنجش نکویی مدل رگرسیون برازش داده شده در نظر گرفته می‌شود. مقدار این معیار بین ۰ و ۱ قرار می‌گیرد و هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده اینست که رابطه خطی به شکل مناسبی می‌تواند رابطه بین متغیر وابسته و مستقل را نمایش بدهد. نیز در

به‌ازای تمام سطوح متغیر مستقل برابر با صفر است. شیوه برآورد پارامترهای مدل رگرسیون معمولی بر حداقل کردن مربع باقی‌مانده‌های مدل مبتنی است که روش حداقل مربعات^۱ نامیده می‌شود. در این روش، منحنی رگرسیونی به‌گونه‌ای برازش داده می‌شود که در مجموع فاصله نقاط از آن به حداقل برسد. در رگرسیون کوانتایل بر خلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقی‌مانده‌های موزون برای برآورد پارامترهای مدل استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق باقی‌مانده‌ها^۲ گفته می‌شود. این معیار برای مدل (۳) به قرار زیر است:

$$\phi_{LAD} = \theta \sum_{i/y_i \leq \alpha_\theta + \beta_\theta x_i} (y_i - \alpha_\theta - \beta_\theta x_i) + (1 - \theta) \sum_{i/y_i > \alpha_\theta + \beta_\theta x_i} (y_i - \alpha_\theta - \beta_\theta x_i) \quad (4)$$

نتایج و بحث

با استفاده از سری‌های دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب حداکثر سالانه و کاربرد رگرسیون خطی معمولی و نیز رگرسیون کوانتایل تحلیل روند متغیرهای سیلاب انجام شد. در ادامه متن به تفکیک متغیرها ابتدا نتایج رگرسیون خطی معمولی ارائه می‌شود و سپس تحلیل باقی‌مانده‌های این روش صورت می‌گیرد و پس از آن جزییات نتایج رگرسیون کوانتایل نمایش داده شده و مورد بحث قرار می‌گیرد. برای انجام محاسبات روش رگرسیون کوانتایل در این مطالعه از نرم‌افزار XLSTAT استفاده شده است.

دبی اوج سیلاب: در گام نخست از تحلیل رگرسیون خطی معمولی برای برآورد روند در سری زمانی دبی اوج سیلاب استفاده شد که بر این اساس مقدار شیب برابر معادله خط نشان‌دهنده یک شیب مثبت افزایشی به مقدار ۲۷/۱۸۲ مترمکعب بر ثانیه بر سال می‌باشد. نتایج جزییات معادله رگرسیون خطی معمولی برازش

دقیقی از مدل رگرسیون کوانتایل $\theta \in (0,1)$ ام ابتدا مدل (۱) را به‌صورت $Y_i = \alpha_\theta + \beta_\theta X_i + \varepsilon_{\theta i}$ بازنویسی می‌کنیم. مدل رگرسیون ساده خطی کوانتایل $\theta \in (0,1)$ ام (کونکر و باست، ۱۹۷۸) عبارتست از:

$$Q_{\theta i} = \alpha_\theta + \beta_\theta X_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

که در آن، $Q_{\theta i}$ کوانتایل $\theta \in (0,1)$ ام متغیر تصادفی Y در سطح متناظر i ام از متغیر مستقل نشان می‌دهد. توجه کنید که این مدل معادل مدل (۱) است هنگامی که کوانتایل $\theta \in (0,1)$ ام متغیر تصادفی ε

به این ترتیب، خط برازشی به‌گونه‌ای است که $100 \times \theta$ درصد نقاط تقریباً زیر آن و باقی آن‌ها بالای خط قرار می‌گیرند. بر خلاف روش حداقل مربعات، روش حداقل قدرمطلق باقی‌مانده‌ها نسبت به داده‌های دورافتاده استوار است. این ویژگی ناشی از آن است که بر خلاف اهمیت اندازه باقی‌مانده‌ها در روش حداقل مربعات، در این روش فقط علامت باقی‌مانده‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد. بنابراین، تعداد باقی‌مانده‌هایی که بیش‌تر (مثبت) یا کم‌تر (منفی) از کوانتایل موردنظرند و نه مقدار بزرگی آن‌ها در برآوردها اثرگذار است. پس، داده‌های دورافتاده که تأثیر خود را از طریق بزرگی باقی‌مانده‌ها نشان می‌دهند، نمی‌توانند برآوردهای LAD را متأثر سازند. همچنین شکل بسته‌ای برای برآورد پارامترهای این مدل وجود ندارد و از روش‌های عددی برای برآورد آن‌ها استفاده می‌شود. همچنین، جواب‌های نهایی مدل رگرسیون کوانتایل می‌تواند یکتا نباشد. البته یافتن جواب یکتا با انتخاب یک معیار مناسب میسر است (۴۳).

1- Least Squares

2- LAD

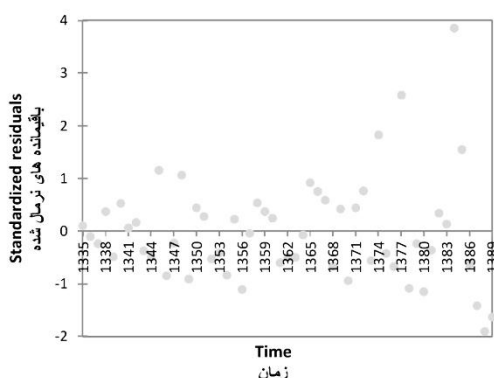
متغیر زمان ثابت نیست و از طرف دیگر توزیع باقی‌مانده‌ها نرمال نمی‌باشد. به عبارت کلی فرضیات مرتبط با باقی‌مانده‌ها در رگرسیون خطی معمولی برقرار نیست که در نتیجه علی‌رغم پذیرفته شدن شیب روند برآورد شده در سطح ۰/۰۵ معنی‌داری نمی‌توان این برازش رو مورد پذیرش قرار داد.

داده شده بر سری دبی اوج سیلاب سالانه در جدول ۱ و شکل‌های ۱ تا ۴ ارایه شده است. با توجه به نتایج جدول ۱ می‌توان گفت که اگرچه معادله خط برازش داده شده از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشد اما مقدار ضریب تبیین بیان‌کننده یک برازش مناسب نیست. بررسی شکل‌های ۱ تا ۴ بیانگر آنست که از یک طرف واریانس باقی‌مانده‌ها در برابر

جدول ۱- نتایج کاربرد رگرسیون خطی معمولی برای تحلیل روند دبی اوج حداکثر سیلاب سالانه.

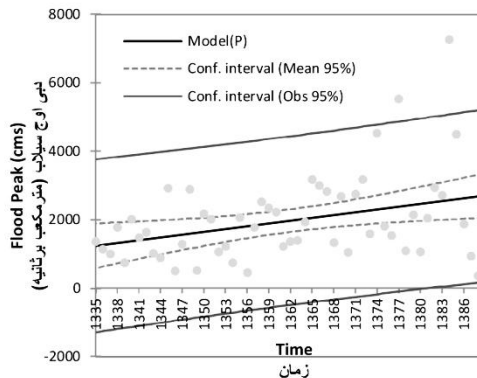
Table 1. Results of OLR application for AMF peak trend analysis.

Source	Value	t	Pr> t	Lower bound (95%)	Upper bound (95%)	R ²	MAPE
Intercept	-35048.618	-2.489	0.016	-63291.668	-6805.568	0.115	67.742
Coefficient	27.182	2.629	0.011	6.447	47.917		



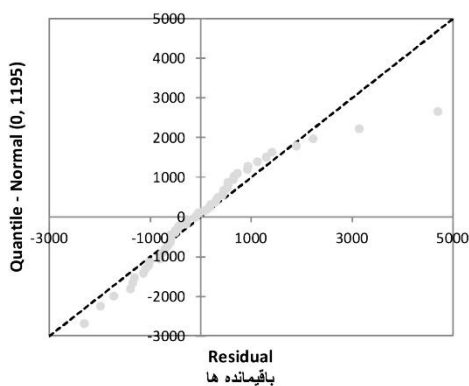
شکل ۲- نمودار باقی‌مانده- زمان رگرسیون خطی معمولی (دبی اوج).

Figure 2. OLR residual-time graph (Peak).



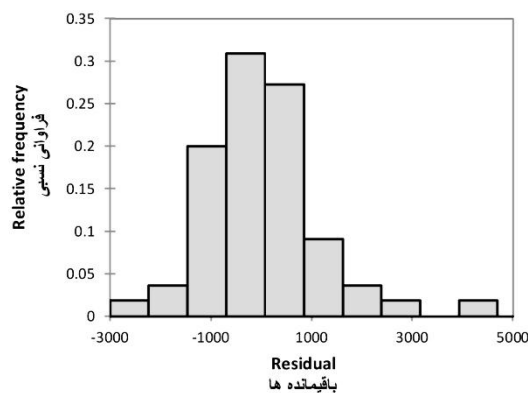
شکل ۱- برازش مدل رگرسیون خطی معمولی (دبی اوج).

Figure 1. OLR fitting (Peak).



شکل ۴- نمودار Q-Q باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (دبی اوج).

Figure 4. Q-Q plot residuals of OLR (Peak).

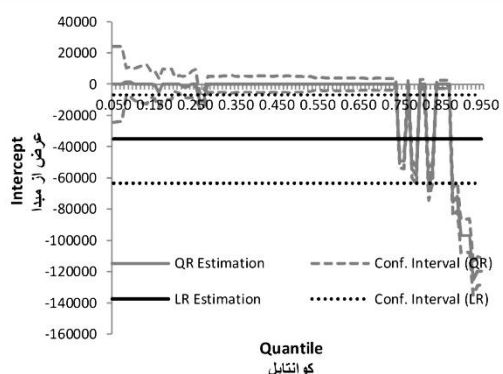


شکل ۳- هیستوگرام باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (دبی اوج).

Figure 3. Histogram of residuals of OLR (Peak).

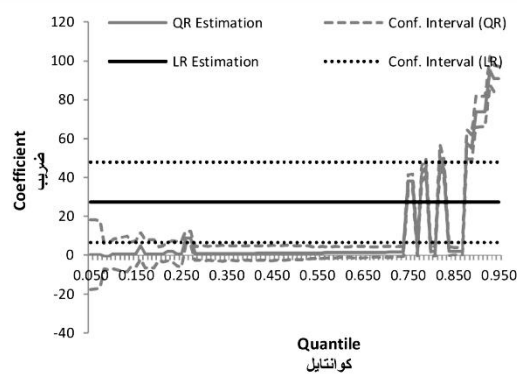
دقت برازش خطوط رگرسیون کوانتایل در شکل‌های ۷ و ۸ برای سری دبی اوج سیلاب سالانه ارایه شده است. مقدار ضریب تبیین یک الگوی کلی افزایشی و مقدار میانگین قدرمطلق درصد خطا یک رفتار ابتدا افزایشی و سپس کاهشی از خود نشان می‌دهد. بنابراین با توجه به این الگو به نظر می‌رسد بتوان نتیجه گرفت که دقت برازش در کران بالایی و نیز در بازه میانی کوانتایل‌های مورد بررسی بالاتر از کران پایینی آن می‌باشد. در شکل ۹ معنی‌داری خطوط رگرسیون کوانتایل در سطح آماری ۰/۰۵ نشان داده شده است. بر اساس مقادیر محاسبه شده رابطه‌های خطی برازش داده شده برای کوانتایل‌های ۰/۱۶، ۰/۲۳، ۰/۲۶، ۰/۲۷ و نیز بازه (۰/۹۵-۰/۴۲) از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند که بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که به غیر از کران پایینی کوانتایل‌های مورد بررسی سایر معادلات رگرسیون خطی، یعنی معادلات مرتبط با بازه میانی و نیز کران بالایی کوانتایل‌ها، در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشند که این نتیجه مشابه با الگوی دقت برازش خطوط رگرسیون کوانتایل است. در شکل ۱۰ خطوط رگرسیون برای کوانتایل‌های منتخب ۰/۱۵، ۰/۲۵، ۰/۳۵، ۰/۴۵، ۰/۵۵، ۰/۶۵، ۰/۷۵، ۰/۸۵ و ۰/۹۵ ارایه شده است. خطوط از پایین به بالا و به عبارت دیگر از خطوط کم‌رنگ خاکستری به خطوط پررنگ سیاه نشان‌دهنده افزایش مقدار کوانتایل‌های مورد بررسی هستند. باید توجه شود که این قرارداد در رسم دیگر نمودارهای مشابه برای متغیرهای حجم و تداوم سیلاب در ادامه متن نیز مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به شکل مشخص است که همه خطوط دارای الگوی افزایشی روند هستند که در کوانتایل‌های پایین بزرگی روند افزایش محدود و با افزایش کوانتایل بزرگی روند افزایش قابل ملاحظه‌ای می‌یابد.

با کاربرد رگرسیون کوانتایل برای داده‌های سری دبی اوج سیلاب سالانه شیب و عرض از مبدأ خطوط رگرسیونی استخراج و در شکل‌های ۵ و ۶ ارایه شده است. بررسی شکل ۵ نشان می‌دهد دامنه شیب‌های روند برآورد شده در کوانتایل‌های مختلف در بازه (۰/۷۸-۰/۵۱) مترمکعب بر ثانیه بر سال قرار دارد. شیب‌های منفی تنها در کوانتایل‌های ۰/۰۸ و ۰/۰۹ می‌باشند در حالی که در سایر کوانتایل‌ها شیب‌ها مثبت می‌باشند. به‌طور مشخص در کران پایینی و نیز بخش میانی کوانتایل‌های مورد بررسی، مقدار شیب‌های برآورد شده برای روند بسیار کوچک‌تر از مقدار شیب برآورد شده توسط معادله رگرسیون خطی (۲۷/۱۸۲ مترمکعب بر ثانیه در سال) است در حالی که در کران بالایی (۰/۷۵-۰/۹۵) کوانتایل‌های مورد بررسی مقادیر شیب‌های روند برآورد شده به‌طور ناگهانی رفتاری افزایشی و البته تا حدی نوسانی از خود نشان می‌دهند و برای ۱۴ کوانتایل در این بازه مقدار بزرگی شیب خطوط رگرسیون بیش‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی است. بررسی شکل ۶ نیز نشان‌دهنده این مورد است که تغییرات مقادیر عرض از مبدأ برای خطوط رگرسیون کوانتایل تا حدود زیادی شبیه تغییرات شیب خط می‌باشد با این تفاوت که در این مورد با افزایش کوانتایل‌ها مقادیر عرض از مبدأ به‌طور ناگهانی کاهش شدید و نوسانی از خود نشان می‌دهد. مقدار عرض از مبدأ برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی برابر با ۳۵۰۴۸/۶۱۸- می‌باشد اما برای خطوط برآورد شده توسط رگرسیون کوانتایل برای ۱۴ کوانتایل در بازه (۰/۷۵-۰/۹۵) مقدار عرض از مبدأ کوچک‌تر از مقدار برآورد شده رگرسیون خطی است و برای سایر کوانتایل‌ها بزرگ‌تر از این مقدار است. نیز برای ۶۹ کوانتایل خطوط رگرسیون از مبدأ می‌گذرند که به‌طور مشخص این خطوط برای کوانتایل‌های بازه میانی است. معیارهای



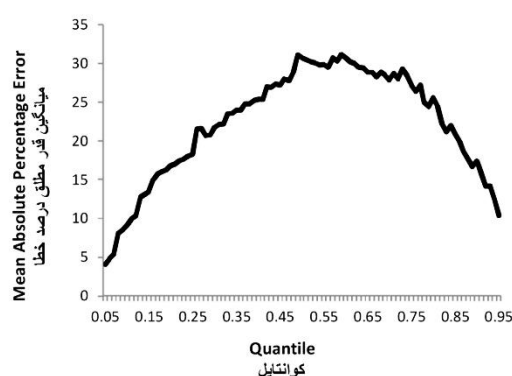
شکل ۶- نمودار عرض از مبدأ- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (دبی اوج).

Figure 6. Plot of intercept-quantile of QR (Peak).



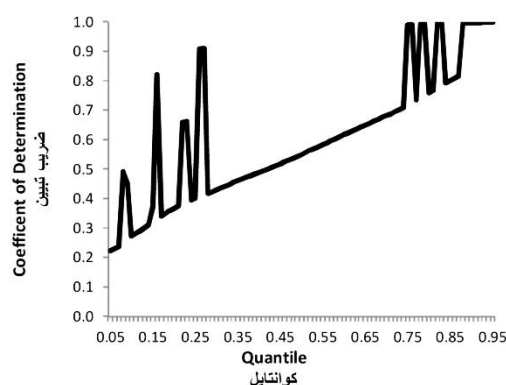
شکل ۵- نمودار شیب- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (دبی اوج).

Figure 5. Plot of slope-quantile of QR (Peak).



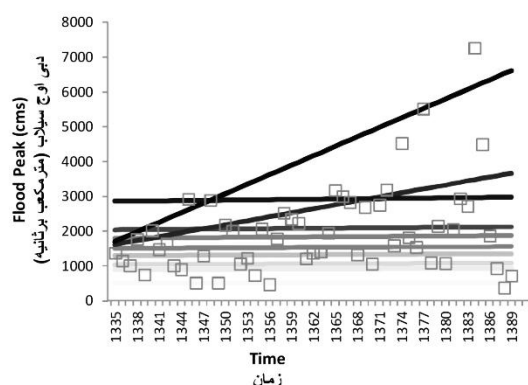
شکل ۸- نمودار MAPE- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (دبی اوج).

Figure 8. Plot of MAPE-quantile of QR (Peak).



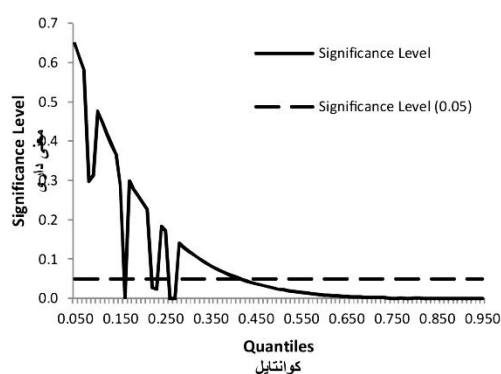
شکل ۷- نمودار R2- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (دبی اوج).

Figure 7. Plot of R2-quantile of QR (Peak).



شکل ۱۰- نمودار خطوط رگرسیون کوانتایل‌های منتخب (دبی اوج).

Figure 10. Plot of selected quantile lines (Peak).



شکل ۹- نمودار سطح معنی‌داری- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (دبی اوج).

Figure 9. Plot of significance level-quantile of QR (Peak).

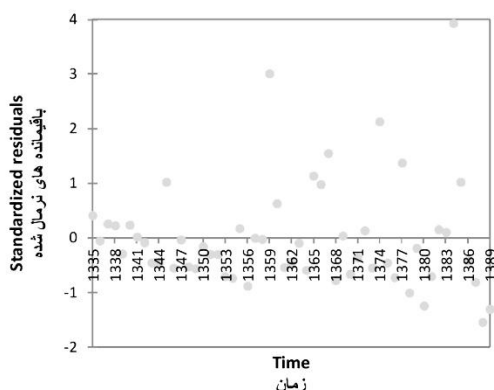
داده‌ها تخمین زده می‌شود ولی ضریب تبیین بیانگر کارایی پایین مدل خطی در برآورد روند می‌باشد. بررسی شکل‌های ۱۱ تا ۱۴ نیز بیانگر این مورد است که واریانس داده‌ها نسبت به زمان ثابت نیست و نیز توزیع باقی‌مانده‌ها نرمال نمی‌باشد بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل رگرسیون خطی معمولی برای برآورد روند در این سری مناسب نیست.

حجم سیلاب: با در نظر گرفتن سری داده‌های حجم حداکثر سیلاب سالانه مدل رگرسیون خطی معمولی برای برآورد روند تغییرات به‌کار گرفته شد که نتایج این تحلیل در جدول ۲ و شکل‌های ۱۱ تا ۱۴ ارائه شده است. مقادیر ثبت شده در جدول ۲ بیانگر این مورد است که مدل خطی برازش داده شده در سطح آماری ۰/۰۵ معنی‌دار است و بیان می‌کند که روند افزایشی با بزرگی ۸۰۴۳۷۳۰/۵۴ مترمکعب در سال در

جدول ۲- نتایج کاربرد رگرسیون خطی معمولی برای تحلیل روند حجم حداکثر سیلاب سالانه.

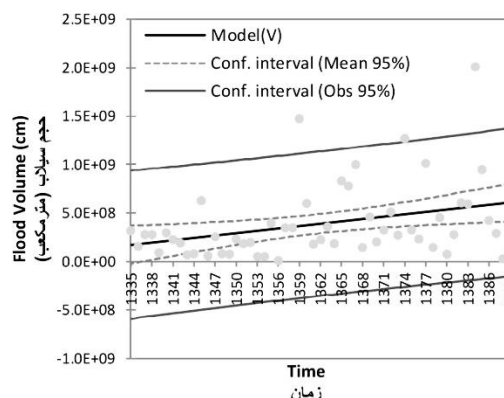
Table 2. Results of OLR application for AMF volume trend analysis.

Source	Value	t	Pr> t	Lower bound (95%)	Upper bound (95%)	R ²	MAPE
Intercept	-10564473619.45	-2.481	0.016	-19104409055.85	-2024538183.05	0.111	165.225
Coefficient	8043730.54	2.573	0.013	1774012.886	14313448.184		



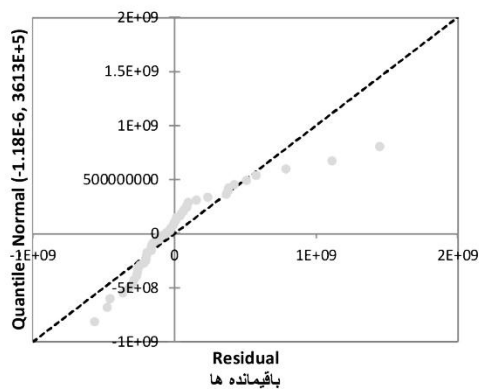
شکل ۱۲- نمودار باقی‌مانده- زمان رگرسیون خطی معمولی (حجم).

Figure 12. OLR residual-time graph (Volume).



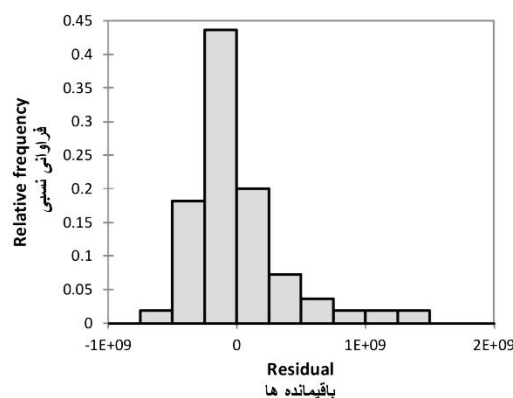
شکل ۱۱- برازش مدل رگرسیون خطی معمولی (حجم).

Figure 11. OLR fitting (Volume).



شکل ۱۴- نمودار Q-Q باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (حجم).

Figure 14. Q-Q plot residuals of OLR (Volume).

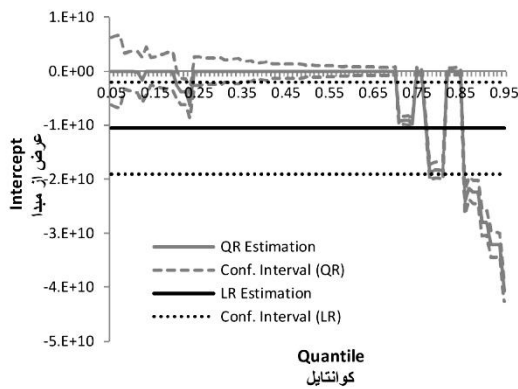


شکل ۱۳- هیستوگرام باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (حجم).

Figure 13. Histogram of residuals of OLR (Volume).

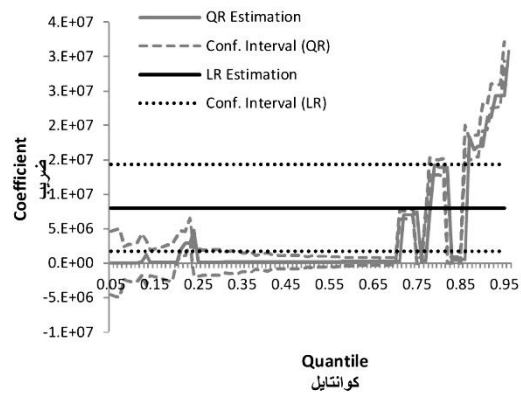
در بازه (۰/۷۸-۰/۹۵) برای ۱۴ کوانتایل مقدار عرض از مبدأ خطوط رگرسیون کوانتایل پایین‌تر از مقدار مورد اشاره است. در شکل‌های ۱۷ و ۱۸ معیارهای دقت مدل برای خطوط رگرسیون کوانتایل برآورد شده برای سری حجم سیلاب ارایه شده است. معیار ضریب تبیین بیان می‌کند که یک رفتار افزایشی کلی در دقت مدل با افزایش مقادیر کوانتایل وجود دارد که البته باید در نظر داشت که برای تعداد معدودی از کوانتایل‌های کران پایینی نیز مقدار ضریب تبیین بالا است. بررسی معیار میانگین قدرمطلق درصد خطا نشان‌دهنده این موارد است که به‌طورکلی به غیر از کران پایینی دقت مدل رگرسیون کوانتایل مناسب است اگرچه در انتهای کران بالایی دقت مدل کمی کاهش می‌یابد. به‌نظر می‌رسد در مجموع بتوان نتیجه‌گیری کرد که با افزایش کوانتایل‌ها دقت برازش خطوط رگرسیون افزایش می‌یابد. نمودار ارایه شده در شکل ۱۹ نشان می‌دهد که برای چه کوانتایل‌های خطوط رگرسیون برازش داده شده در سطح ۰/۰۵ از نظر آماری معنی‌دار است. بر طبق نتایج برای کران پایینی برای کوانتایل‌های ۰/۱۲ و بازه ۰/۲۳-۰/۲۰ و برای کران بالایی برای بازه (۰/۷۱-۰/۹۵) به‌جز ۰/۷۵ و ۰/۷۶ خطوط رگرسیون برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند. شکل ۲۰ نیز خطوط رگرسیون را برای کوانتایل‌های مختلف نشان می‌دهد که بررسی بصری شکل مشخص می‌کند که برای کوانتایل‌های پایینی یک روند ضیف افزایشی و برای کوانتایل‌های بالایی یک روند شدید و کاملاً محسوس افزایشی قابل تشخیص است.

با اعمال مدل رگرسیون کوانتایل مقدار شیب و عرض از مبدأ معادلات رگرسیون خطی برای کوانتایل‌های مختلف بررسی شد که مقادیر برآورد شده شیب و عرض از مبدأ در شکل‌های ۱۵ و ۱۶ ارایه شده است. بررسی شکل ۱۵ نشان می‌دهد که برای همه کوانتایل‌های مورد بررسی علامت شیب مثبت است که در واقع نشان‌دهنده روند افزایشی حجم سیلاب در دوره مورد بررسی در همه کوانتایل‌ها است. دامنه بزرگی مقدار شیب در بازه (۳۰۷۳۲۴۸۰-۴۲۰۵۱) مترمکعب در سال قرار دارد که بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار به‌ترتیب متعلق به کوانتایل‌های ۰/۹۵ و ۰/۰۵ می‌باشد. همان‌طور که شکل نشان می‌دهد در بازه کوانتایل‌های ۰/۲۴ تا ۰/۷۰ مقدار شیب به مراتب کم‌تر از کران بالایی و پایینی است و در کران بالایی در مقایسه با کران پایینی مقدار بزرگی شیب به مراتب بزرگ‌تر و همراه با نوسان می‌باشد. تمام مقادیر شیب برآورد شده در بازه (۰/۷۷-۰/۰۵) مقداری کم‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی (۸۰۴۳۷۳۰ مترمکعب) را نشان دادند و در بازه (۰/۷۸-۰/۹۵) مقدار شیب برای ۱۴ کوانتایل بیش‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی بوده است. بررسی مقادیر عرض از مبدأ نیز الگوی کلی تغییرات را مشابه با مقادیر شیب نشان می‌دهد با این تفاوت که برای کران بالایی و پایینی کوانتایل‌ها، مقدار از عرض از مبدأ بر خلاف شیب کاهش می‌یابند. مقدار عرض از مبدأ معادله رگرسیون خطی برابر با ۱۰۵۶۴۴۷۳۶۱۹- می‌باشد در حالی‌که برای کوانتایل‌های بازه (۰/۷۷-۰/۰۵) مقادیر عرض از مبدأ بزرگ‌تر از این مقدار می‌باشند و



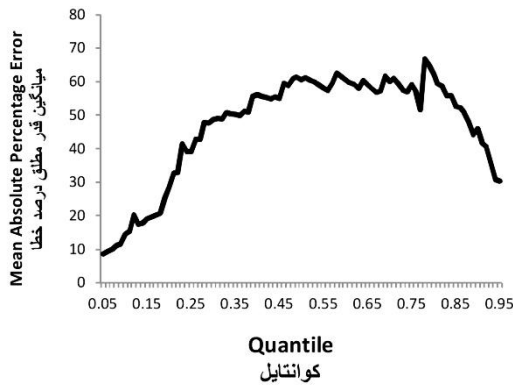
شکل ۱۶- نمودار عرض از مبدأ-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (حجم).

Figure 16. Plot of intercept-quantile of QR (Volume).



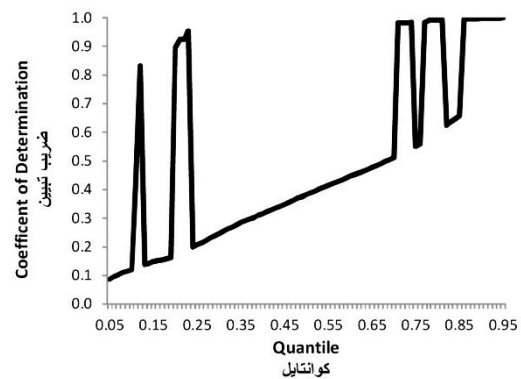
شکل ۱۵- نمودار شیب-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (حجم).

Figure 15. Plot of slope-quantile of QR (Volume).



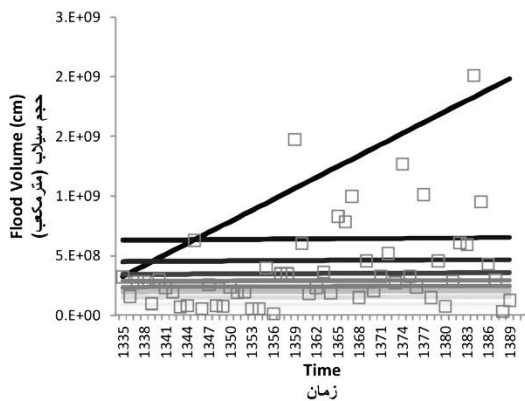
شکل ۱۸- نمودار MAPE-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (حجم).

Figure 18. Plot of MAPE-quantile of QR (Volume).



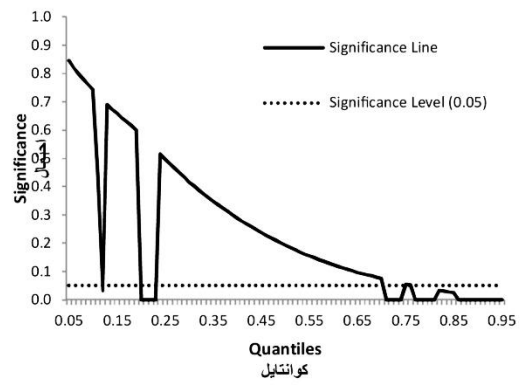
شکل ۱۷- نمودار R2-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (حجم).

Figure 17. Plot of R2-quantile of QR (Volume).



شکل ۲۰- نمودار خطوط رگرسیون کوانتایل های منتخب (حجم).

Figure 20. Plot of selected quantile lines (Volume).



شکل ۱۹- نمودار سطح معنی داری- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (حجم).

Figure 19. Plot of significance level-quantile of QR (Volume).

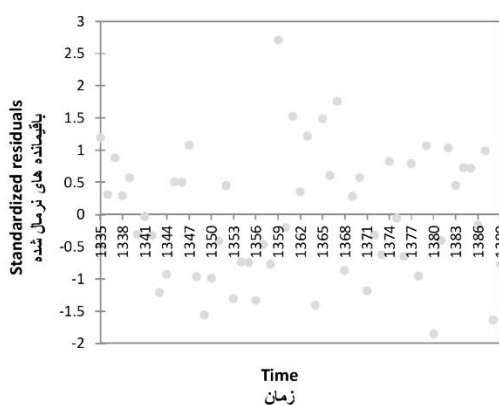
است و همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد شیب روند برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد و نیز میزان ضریب تبیین مقدار بسیار کوچک و برابر با ۰/۰۲۳ است. صرف‌نظر از فرضیات مورد نیاز در مورد باقی‌مانده‌ها، این موارد نشان می‌دهد در این سری رگرسیون خطی معمولی نمی‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

تداوم سیلاب: با استفاده از داده‌های سری زمانی تداوم سیلاب و به‌کارگیری رگرسیون خطی معمولی روند داده‌ها برآورد شد. نتایج به‌کارگیری مدل رگرسیون خطی معمولی در جدول ۳ و شکل‌های ۲۱ تا ۲۴ ارائه شده است. مقادیر ثبت شده در جدول ۳ نشان بیان می‌کند بزرگی مقدار روند به‌میزان ۱/۱۰۹ روز در سال

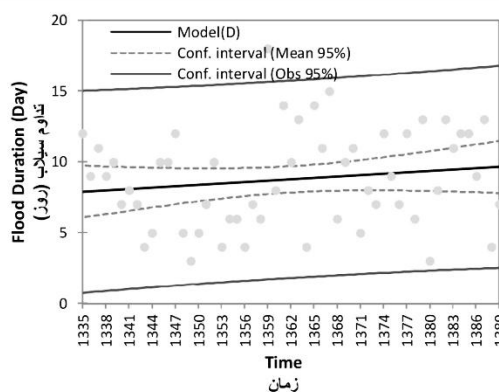
جدول ۳- نتایج کاربرد رگرسیون خطی معمولی برای تحلیل روند حداکثر سیلاب سالانه.

Table 3. Results of OLR application for AMF duration trend analysis.

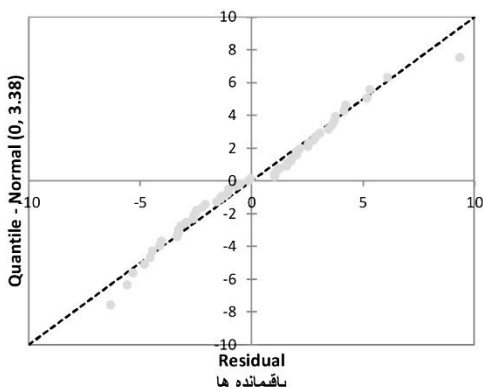
Source	Value	t	Pr> t	Lower bound (95%)	Upper bound (95%)	R ²	MAPE
Intercept	-35.359	-0.888	0.378	-115.200	44.483	0.023	42.607
Coefficient	0.032	1.109	0.273	-0.026	0.091		



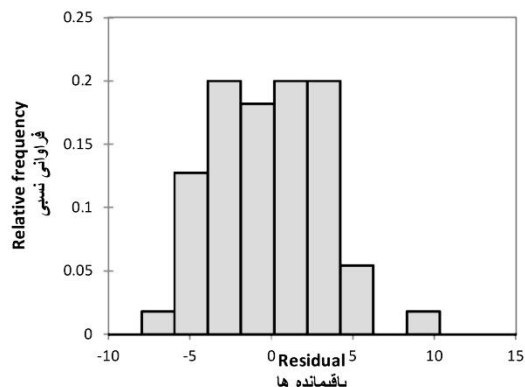
شکل ۲۲- نمودار باقی‌مانده-زمان رگرسیون خطی معمولی (تداوم).
Figure 22. OLR residual-time graph (Duration).



شکل ۲۱- برازش مدل رگرسیون خطی معمولی (تداوم).
Figure 21. OLR fitting (Duration).



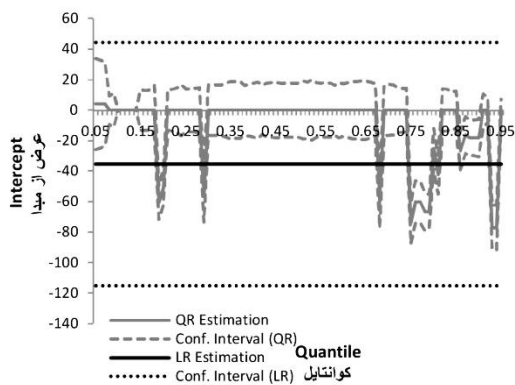
شکل ۲۴- نمودار Q-Q باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (تداوم).
Figure 24. Q-Q plot residuals of OLR (Duration).



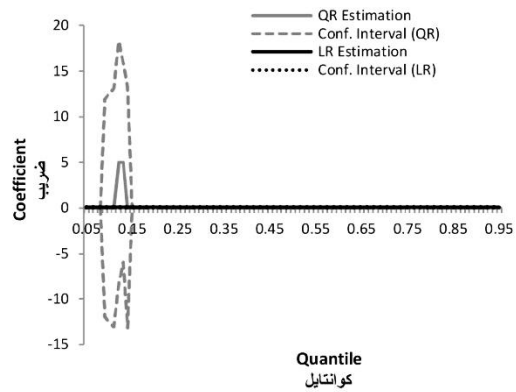
شکل ۲۳- هیستوگرام باقی‌مانده‌های رگرسیون خطی معمولی (تداوم).
Figure 23. Histogram of residuals of OLR (duration).

کوانتایل‌های مذکور رسم شده است. همان‌طور که این شکل‌ها نشان می‌دهد الگوی کلی تغییرات شیب و عرض از مبدأ شبیه به متغیرهای دبی اوج و حجم سیلاب می‌باشد. در شکل‌های ۲۹ و ۳۰ معیارهای دقت برازش برای کوانتایل‌های مختلف ارایه شده است. الگوی تغییرات معیارهای دقت برازش یعنی ضریب تبیین و میانگین قدرمطلق درصد خطا به یکدیگر شبیه نیست اما به‌عنوان یک نتیجه کلی می‌توان گفت که بازه میانی و نیز کران بالایی کوانتایل‌های مورد بررسی از دقت بیش‌تر برازش خطوط رگرسیون نسبت به کران پایینی برخوردار است. در شکل ۳۱ مشخص شده است که خطوط روند برآورد شده در چه کوانتایل‌های از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. بررسی نتایج نشان می‌دهد خطوط رگرسیون برازش داده شده در کوانتایل‌های ۰/۲۰، ۰/۲۱، ۰/۳۰ و بازه (۰/۳۳-۰/۹۵) از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که برای کوانتایل‌های میانی و نیز کران بالایی روند برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار است که این الگو مشابه الگوی مشاهده شده در بررسی دقت برازش خطوط رگرسیونی می‌باشد. در شکل ۳۲ خطوط روند برازش داده شده در کوانتایل‌های مختلف ارایه شده است. به‌طور مشخص شکل نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های کران بالا یک روند افزایشی محسوس قابل تشخیص است در حالی که در کوانتایل‌های کران پایین شیب افزایشی بسیار محدود می‌باشد.

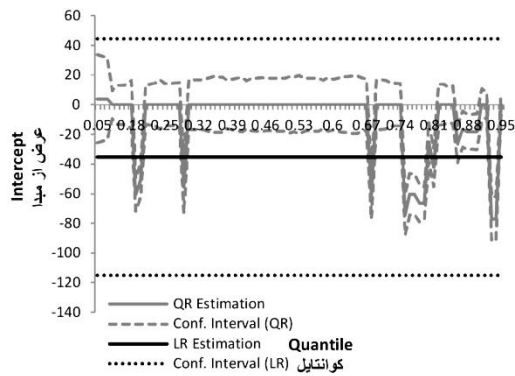
نتایج کاربرد مدل رگرسیون کوانتایل بر داده‌های سری تداوم سیلاب در شکل‌های ۲۵ تا ۳۲ ارایه شده است. شکل‌های ۲۵ و ۲۶ مقادیر شیب و عرض از مبدأ خطوط روند برآورد شده با رگرسیون کوانتایل را به‌زای کوانتایل‌های مختلف نشان می‌دهد. بررسی این نتایج نشان می‌دهد که مقدار شیب روند در کوانتایل‌های ۰/۱۲ و ۰/۱۳ برابر با ۵ روز بر سال می‌باشد در حالی که در سایر کوانتایل‌ها همواره مثبت و در بازه (۰-۰/۰۶۷) روز بر سال قرار دارد. در بین کوانتایل‌های مورد بررسی برای ۱۴ کوانتایل مقدار شیب خط روند برآورد شده بیش‌تر از مقدار شیب برآورد شده توسط رگرسیون خطی یعنی ۰/۰۳۲ روز در سال است که از این تعداد ۵ کوانتایل در کران پایینی و ۹ کوانتایل در کران بالایی قرار دارد. مقادیر برآورد شده عرض از مبدأ برای ۱۲ کوانتایل کم‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی یعنی ۳۵/۳۵۹- است، برای ۶۹ کوانتایل مقدار عرض از مبدأ برابر با ۰ و برای ۴ کوانتایل دارای علامت مثبت است. تغییرات عرض از مبدأ نیز بیانگر تغییرات شدید آن در کران بالا و پایین کوانتایل‌های مورد بررسی است در حالی که در کوانتایل‌های میانی تغییرات بسیار محدود می‌باشد. با توجه به این‌که به‌طور مشخص مقادیر بالای شیب برآورد شده در کوانتایل‌های ۰/۱۲ و ۰/۱۳ قابل مقایسه با سایر مقادیر برآورد شده نمی‌باشد و موجب شده بزرگی سایر مقادیر به شکل نسبی مشخص نباشد در شکل‌های ۲۷ و ۲۸ نمودار شیب و عرض از مبدأ بدون در نظر گرفتن



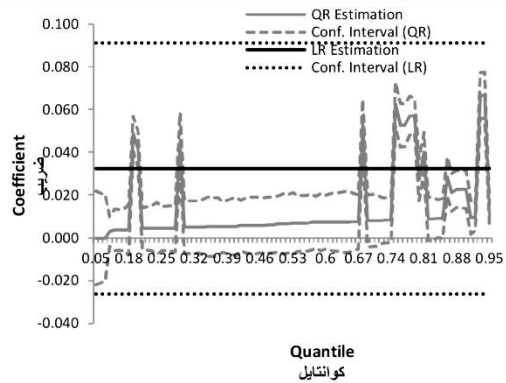
شکل ۲۶- نمودار عرض از مبدا-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 26. Plot of intercept-quantile of QR (Duration).



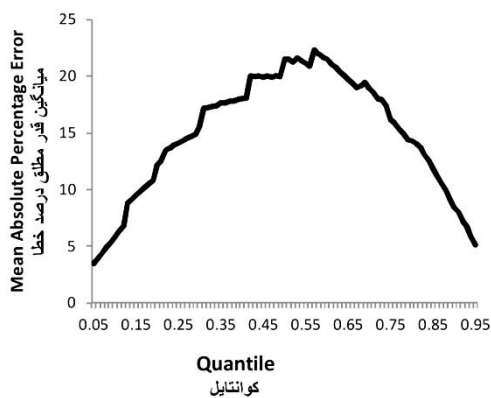
شکل ۲۵- نمودار شیب-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 25. Plot of slope-quantile of QR (Duration).



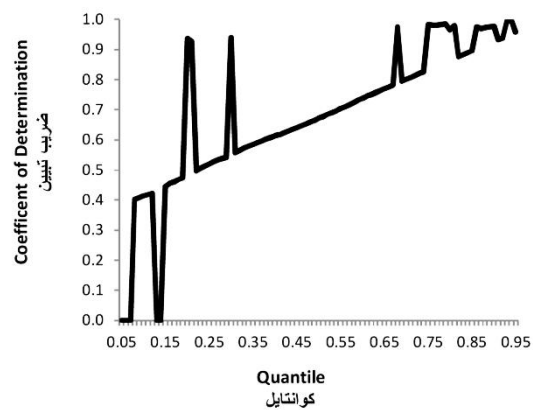
شکل ۲۸- نمودار عرض از مبدا-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 28. Plot of intercept-quantile of QR (Duration).



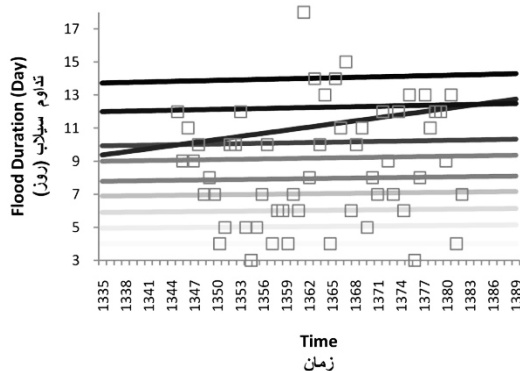
شکل ۲۷- نمودار شیب-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 27. Plot of slope-quantile of QR (Duration).



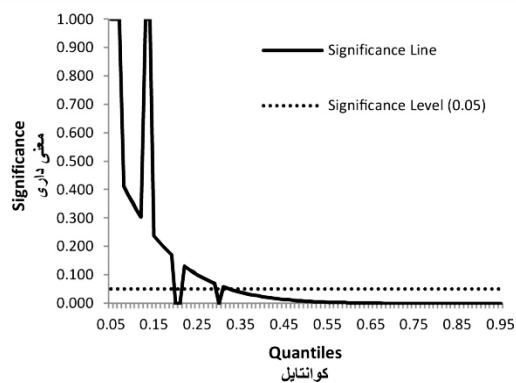
شکل ۳۰- نمودار MAPE-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 30. Plot of MAPE-quantile of QR (Duration).



شکل ۲۹- نمودار R2-کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 29. Plot of R2-quantile of QR (Duration).



شکل ۳۲- نمودار خطوط رگرسیون کوانتایل های منتخب (تداوم).
Figure 32. Plot of selected quantile lines (Duration).



شکل ۳۱- نمودار سطح معنی داری- کوانتایل رگرسیون کوانتایل (تداوم).
Figure 31. Plot of significance level-quantile of QR (Duration).

مترمکعب بر ثانیه بر سال، ۸۰۴۳۷۳۰ مترمکعب بر سال و $۰/۰۳۲$ روز بر سال است. بررسی معنی داری خطوط رگرسیون خطی برآورد شده بیانگر آنست که خطوط روند برآورد شده برای دبی اوج و حجم سیلاب در سطح $۰/۰۵$ آماری معنی دار است اما خط روند برآورد شده برای تداوم سیلاب از نظر آماری در سطح مذکور معنی دار نیست.

- بررسی فرضیات مرتبط با تحلیل باقی مانده های مدل رگرسیون خطی معمولی به کار گرفته شده برای تحلیل روند متغیرهای سیلاب بیانگر آنست که مدل های خطی برازش داده شده بر اساس حداقل سازی مربعات خطا نمی تواند به شکل مناسبی فرضیات واریانس ثابت و نیز توزیع نرمال باقی مانده ها را برآورده کند و به عبارتی مدل های خطی برازش داده شده از قابلیت اعتماد مناسبی برخوردار نیستند.

- نتایج نشان می دهد بزرگی شیب روند دبی اوج سیلاب برای خطوط مختلف رگرسیون کوانتایل در بازه $(۹۴/۷۸۴-۰/۵۱۴)$ مترمکعب بر ثانیه بر سال بوده است. شیب خط روند برای ۲% خطوط رگرسیون منفی بوده و در هیچ کدام از موارد شیب های منفی از نظر آماری در سطح $۰/۰۵$ معنی دار نبوده است و البته شیب روند برای ۹۸% خطوط مثبت و برای ۵۹% خطوط مثبت و از نظر آماری معنی دار بوده است.

نتیجه گیری

مطالعات بررسی تحلیل روند به طور معمول تنها بر بررسی تنها متغیر دبی اوج متمرکز است و از روش های پارامتری و ناپارامتری که تنها به برآورد میانگین یا میانه شرطی می پردازد بهره می گیرند که موجب کاهش اعتمادپذیری به دقت نتایج می شود. برای رفع محدودیت های بیان شده، در این مطالعه کاربرد رگرسیون کوانتایل (در بازه کوانتایل های $۰/۰۵-۰/۹۵$) برای تحلیل روند متغیرهای دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب در مقایسه با رگرسیون خطی معمولی مورد بررسی قرار گرفته است که کاربرد آن در مقایسه با رگرسیون خطی معمولی منجر به استخراج دسته ای از معادلات خطی (۹۱ معادله خط در این مطالعه) می گردد. برای این تحلیل از سری داده های ثبت شده سیلاب در ایستگاه هیدرومتری تله زنگ در بازه زمانی سال های $۱۳۳۵-۱۳۸۹$ یعنی ۵۵ سال استفاده شده و نتایج مقایسه شده است. نتایج کاربرد روش های مذکور را می توان به صورت موارد ذیل در نظر گرفت:

- کاربرد رگرسیون خطی برای تحلیل روند در سری دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب نشان می دهد برای هر سه متغیر علامت روند مثبت (افزایشی) است و مقدار بزرگی شیب روند به ترتیب برابر با $۲۷/۱۸۲$

شیب و عرض از مبدأ متغیر تداوم سیلاب مشخص شد الگویی نسبتاً مشابه با دبی اوج و حجم سیلاب برای متغیر تداوم سیلاب نیز برقرار است.

- با در نظر گرفتن نمودارهای میانگین قدرمطلق درصد خطا و ضریب تبیین به‌عنوان معیارهای نکویی برازش مشخص شد در مجموع دقت برازش خطوط رگرسیون در کران بالایی و نیز بازه میانی کوانتایل‌های مورد بررسی به مراتب بیش‌تر از دقت برازش در کران پایینی می‌باشد.

- تحلیل نمودارهای سطح معنی‌داری خطوط رگرسیون کوانتایل در برابر مقدار کوانتایل بیانگر این مورد است که برای همه متغیرها در کران بالایی کوانتایل‌ها خطوط رگرسیون برآورد شده از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشند. در کران پایینی کوانتایل‌ها تنها موارد معدودی از معنی‌داری خطوط رگرسیون وجود دارد و برای بازه میانی کوانتایل‌ها نیز برای متغیرهای دبی اوج و تداوم سیلاب خطوط رگرسیون کوانتایل معنی‌دار می‌باشند در حالی‌که برای حجم سیلاب این‌گونه نمی‌باشد.

- نمودارهای خطوط رگرسیون کوانتایل برای کوانتایل‌های منتخب (ترسیم شده برای دبی اوج، حجم و تداوم سیلاب) بیانگر این مورد است که به‌طورکلی برای کران پایینی و بازه میانی کوانتایل‌ها مقادیر شیب کوچک و با علامت مثبت هستند در حالی‌که با افزایش کوانتایل بزرگی مقدار شیب به شکل محسوس افزایش می‌یابد. این نمودارها در واقع نشان می‌دهند که اگرچه علامت مثبت روند نتیجه‌گیری شده با رگرسیون خطی معمولی در کاربرد رگرسیون کوانتایل نیز تأیید می‌شود اما به‌طور مشخص تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای بین بزرگی مقادیر روند برآورد شده در کوانتایل‌های بالایی رگرسیون کوانتایل و مقادیر برآورد شده با رگرسیون خطی معمولی وجود دارد. به‌عبارت دیگر این نتیجه به شکل واضح نشان می‌دهد

بزرگی مقدار شیب برای خطوط رگرسیون کوانتایل متغیر دبی اوج در ۱۵٪ موارد بزرگ‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی و در سایر موارد کوچک‌تر از آن بوده است.

- مقدار شیب روند برای خطوط رگرسیون کوانتایل متغیر حجم سیلاب در بازه (۳۰۷۳۲۴۸۰-۴۲۰۵۱) مترمکعب بر سال است که در مقایسه با مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی معمولی در ۱۵٪ موارد شیب خطوط بیش‌تر از شیب خط رگرسیون معمولی و در ۸۵٪ موارد کم‌تر از آن بوده است. شیب خط روند در همه موارد به‌طور مشخص مثبت و در ۳۱٪ موارد مثبت و از نظر آماری معنی‌دار بوده است.

- بزرگی شیب روند برای تداوم سیلاب در خطوط رگرسیون کوانتایل در بازه (۰-۵) روز بر سال بوده است که البته تنها برای دو کوانتایل مقدار شیب بزرگی شیب بزرگ‌تر از ۰/۰۶۷ و برای سایر موارد کم‌تر از آن بوده است. بزرگی مقدار شیب در خطوط رگرسیون کوانتایل در ۱۵٪ موارد بزرگ‌تر از مقدار برآورد شده توسط رگرسیون خطی و در سایر موارد کوچک‌تر از آن بوده است. با در نظر گرفتن این‌که در همه موارد علامت شیب مثبت است اما در ۷۳٪ موارد شیب مثبت از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

- بررسی تغییرات بزرگی شیب نشان می‌دهد که برای دبی اوج و حجم سیلاب مقادیر شیب خط در کوانتایل‌های کران بالا بیش‌تر از کوانتایل‌های کران پایین است و در بازه میانی کم‌ترین مقدار شیب خط مشاهده می‌شود که همراه با پایداری نسبی در مقادیر آن نیز می‌باشد. اگرچه برای تداوم سیلاب در نگاه اول چنین الگویی دیده نمی‌شود اما به‌نظر می‌رسد دلیل آن شیب بسیار بالای برآوردشده در کوانتایل‌های ۱۲٪ و ۱۳٪ باشد که می‌تواند به‌دلیل مشکلات همراه با برآوردهای رگرسیون کوانتایل باشد. با حذف مقادیر مرتبط با کوانتایل‌های مذکور در نمودارهای تغییرات

پژوهش‌های باربوسا و همکاران (۲۰۱۱) و شیائو و هوانگ (۲۰۱۵) نیز مورد اشاره قرار گرفته است (۱۰، ۷۹).

- نتایج این بررسی نشان داد که در کوانتایل‌های بالا علاوه بر دبی اوج سیلاب، متغیرهای حجم و تداوم سیلاب نیز در شرایط حدی روند افزایشی را نشان می‌دهند بنابراین مشخص است که بر اساس این تحلیل، پتانسیل تخریب سیلاب‌های حدی این حوضه بیش از آنچه که از تحلیل تنها یک متغیر دبی اوج تخمین زده می‌شود در حال افزایش است که این نتیجه با توصیه‌های نتیجه‌گیری شده در زمینه تحلیل چندمتغیره سیلاب (کاندرلیک و اوردا، ۲۰۰۶؛ کارماکار و سیمونویچ، ۲۰۰۸) مطابقت دارد (۲۰، ۳۹).

که تفاوت کاملاً محسوس و مشخصی بین الگوی روند میانگین شرطی متغیرهای سیلاب الگوی روند کوانتایل‌های شرطی کران بالای این متغیرها وجود دارد.

- کوانتایل‌های شرطی کران بالا در واقع نشان‌دهنده شرایط حدی متغیرهای سیلاب هستند بنابراین کاربرد رگرسیون کوانتایل به خوبی می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای بررسی تغییرات شرایط حدی متغیرهای مورد به‌کار رود که این نتایج با تحلیل‌های متداول مانند کاربرد رگرسیون خطی معمولی یا کاربرد آزمون‌های ناپارامتری رایج قابل دستیابی نیست و برای دستیابی به این دسته از تحلیل‌ها کاربرد رگرسیون کوانتایل یک ابزار ضروری و کارآمد می‌باشد که این نتیجه در

منابع

- Adib, A., Ahmadeanfar, I., Salarijazi, M., Labibzadeh, M., and Vaghefi, M. 2012. Optimization of released water from the Dez dam for supply of water demands in the downstream of dam. *Applied Mechanics and Materials* (147: 187-190). Trans. Tech. Publications.
- Adib, A., Salarijazi, M., and Najafpour, K. 2010. Evaluation of synthetic outlet runoff assessment models. *J. Appl. Sci. Environ. Manage.* 14: 3. 13-18.
- Adib, A., Salarijazi, M., Shoostari, M. M., and Akhondali, A.M. 2011. Comparison between characteristics of geomorphoclimatic instantaneous unit hydrograph be produced by GcIUH based Clark Model and Clark IUH model. *J. Mar. Sci. Technol.* 19: 2. 201-209.
- Adib, A., Salarijazi, M., Vaghefi, M., Shoostari, M.M., and Akhondali, A.M. 2010. Comparison between GcIUH-Clark, GIUH-Nash, Clark-IUH and Nash-IUH models. *Turk. J. Engin. Environ. Sci.* 34: 2. 91-104.
- Ahmadianfar, I., Adib, A., and Salarijazi, M. 2015. Optimizing multireservoir operation: Hybrid of bat algorithm and differential evolution. *J. Water Resour. Plan. Manage.* 142: 2. 05015010.
- Anghileri, D., Pianosi, F., and Soncini-Sessa, R. 2014. Trend detection in seasonal data: from hydrology to water resources. *J. Hydrol.* 511: 171-179.
- Arnell, N.W., and Gosling, S.N. 2016. The impacts of climate change on river flood risk at the global scale. *Climatic Change*, 134: 3. 387-401.
- Báčová Mitková, V., and Halmová, D. 2014. Joint modeling of flood peak discharges, volume and duration: a case study of the Danube River in Bratislava. *J. Hydrol. Hydromech.* 62: 3. 186-196.
- Barbosa, S.M. 2008. Quantile trends in Baltic sea level. *Geophysical Research Letters*, 35: 22.
- Barbosa, S.M., Scotto, M.G., and Alonso, A.M. 2011. Summarizing changes in air temperature over Central Europe by quantile regression and clustering. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 11: 12. 3227-3233.
- Bouza-Deaño, R., Ternero-Rodriguez, M., and Fernández-Espinosa, A.J. 2008. Trend study and assessment of surface water quality in the Ebro River (Spain). *J. Hydrol.* 361: 3. 227-239.

12. Bremnes, J.B. 2006. A comparison of a few statistical models for making quantile wind power forecasts. *Wind Energy*, 9: 1-2. 3-11.
13. Brody, S.D., Highfield, W.E., and Blessing, R. 2015. An analysis of the effects of land use and land cover on flood losses along the gulf of Mexico coast from 1999 to 2009. *JAWRA J. Amer. Water Resour. Assoc.* 51: 6. 1556-1567.
14. Brunetti, M., Buffoni, L., Mangianti, F., Maugeri, M., and Nanni, T. 2004. Temperature, precipitation and extreme events during the last century in Italy. *Global and planetary change*, 40: 1. 141-149.
15. Buchinsky, M. 1998. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *J. Human Resour.* Pp: 88-126.
16. Burn, D.H., and Elnur, M.A.H. 2002. Detection of hydrologic trends and variability. *J. Hydrol.* 255: 1. 107-122.
17. Chamailé-Jammes, S., Fritz, H., and Murindagomo, F. 2007. Detecting climate changes of concern in highly variable environments: Quantile regressions reveal that droughts worsen in Hwange National Park, Zimbabwe. *J. Arid Environ.* 71: 3. 321-326.
18. Changnon, S.A., and Demissie, M. 1996. Detection of changes in streamflow and floods resulting from climate fluctuations and land use-drainage changes. *Climatic change*, 32: 4. 411-421.
19. Chen, H., Guo, S., Xu, C.Y., and Singh, V.P. 2007. Historical temporal trends of hydro-climatic variables and runoff response to climate variability and their relevance in water resource management in the Hanjiang basin. *J. Hydrol.* 344: 3. 171-184.
20. Cunderlik, J.M., and Ouarda, T.B. 2006. Regional flood-duration–frequency modeling in the changing environment. *J. Hydrol.* 318: 1. 276-291.
21. Delgado, J.M., Apel, H., and Merz, B. 2010. Flood trends and variability in the Mekong river. *Hydrology and Earth System Sciences*, 14: 3. 407-418.
22. Eidipour, A., Akhondali, A.M., Zarei, H., and Salarijazi, M. 2016. Flood hydrograph estimation using GIUH model in ungauged karst basins (Case study: Abolabbas Basin). *TUEXENIA*, 36: 36. 26-33.
23. Eilers, P.H., and De Menezes, R.X. 2005. Quantile smoothing of array CGH data. *Bioinformatics*, 21: 7. 1146-1153.
24. Elsner, J.B., Kossin, J.P., and Jagger, T.H. 2008. The increasing intensity of the strongest tropical cyclones. *Nature*, 455: 7209. 92-95.
25. Francke, T., López-Tarazón, J.A., and Schröder, B. 2008. Estimation of suspended sediment concentration and yield using linear models, random forests and quantile regression forests. *Hydrological Processes*, 22: 25. 4892-4904.
26. Friederichs, P., and Hense, A. 2007. Statistical downscaling of extreme precipitation events using censored quantile regression. *Monthly weather review*, 135: 6. 2365-2378.
27. Ganguli, P., and Reddy, M.J. 2013. Probabilistic assessment of flood risks using trivariate copulas. *Theoretical and applied climatology*, 111: 1-2. 341-360.
28. Gao, G., Chen, D., Xu, C.Y., and Simelton, E. 2007. Trend of estimated actual evapotranspiration over China during 1960-2002. *J. Geophysic. Res. Atm.* 112 (D11).
29. Ghorbani, Kh., Sohrabian, E., and Salarijazi, M. 2016. Evaluation of hydrological and data mining models in monthly river discharge simulation and prediction (Case study: Araz-Kouseh watershed). *J. Water Soil Cons.* 23: 1. 203-217.
30. Ghorbani, Kh., Sohrabian, E., Salarijazi, M., and Abdolhoseini, M. 2016. Prediction of climate change impact on monthly river discharge trend using IHACRES hydrological model (case study: Galikesh watershed). *J. Water Soil Resour. Cons.* 5: 4. 18-34.
31. Gocic, M., and Trajkovic, S. 2013. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia. *Global and Planetary Change*, 100: 172-182.
32. Greenville, A.C., Wardle, G.M., and Dickman, C.R. 2012. Extreme climatic events drive mammal irruptions: regression analysis of 100-year trends in desert rainfall and temperature. *Ecology and evolution*, 2: 11. 2645-2658.

33. Guo, Y., and Shen, Y. 2015. Quantifying water and energy budgets and the impacts of climatic and human factors in the Haihe River Basin, China: 2. Trends and implications to water resources. *J. Hydrol.* 527: 251-261.
34. Gustavsen, G.W., and Rickertsen, K. 2006. A censored quantile regression analysis of vegetable demand: the effects of changes in prices and total expenditure. *Can. J. Agric. Econ. /Rev. Canadienne d'agroeconomie*, 54: 4. 631-645.
35. Haddad, K., and Rahman, A. 2012. Regional flood frequency analysis in eastern Australia: Bayesian GLS regression-based methods within fixed region and ROI framework–Quantile Regression vs. Parameter Regression Technique. *J. Hydrol.* 430: 142-161.
36. Hardwick Jones, R., Westra, S., and Sharma, A. 2010. Observed relationships between extreme sub-daily precipitation, surface temperature and relative humidity. *Geophysical Research Letters*, 37: 22.
37. Hooshmand, A., Salarijazi, M., Bahrami, M., Zahiri, J., and Soleimani, S. 2013. Assessment of pan evaporation changes in South Western Iran. *Afric. J. Agric. Res.* 8: 16. 1449-1456.
38. Jiang, Y., Luo, Y., Zhao, Z., and Tao, S. 2010. Changes in wind speed over China during 1956–2004. *Theoretical and Applied Climatology*, 99: 3-4. 421-430.
39. Karmakar, S., and Simonovic, S.P. 2008. Bivariate flood frequency analysis: Part 1. Determination of marginals by parametric and nonparametric techniques. *J. Flood Risk Manage.* 1: 4. 190-200.
40. Karpouzou, D.K., Kavalieratou, S., and Babajimopoulos, C. 2010. Trend analysis of precipitation data in Pieria Region (Greece). *European Water*, 30: 31-40.
41. Khang, Y.H., and Yun, S.C. 2010. Trends in general and abdominal obesity among Korean adults: findings from 1998, 2001, 2005 and 2007 Korea National Health and Nutrition Examination Surveys. *J. Korean Med. Sci.* 25: 11. 1582-1588.
42. Kisi, O., and Ay, M. 2014. Comparison of Mann–Kendall and innovative trend method for water quality parameters of the Kizilirmak River, Turk. *J. Hydrol.* 513: 362-375.
43. Koenker, R. 2005. *Quantile regression* (No. 38). Cambridge university press.
44. Kumar, K.R., Kumar, K.K., and Pant, G.B. 1994. Diurnal asymmetry of surface temperature trends over India. *Geophysical Research Letters*, 21: 8. 677-680.
45. Lee, K., Baek, H.J., and Cho, C. 2013. Analysis of changes in extreme temperatures using quantile regression. *Asia-Pacific J. Atm. Sci.* 49: 3. 313-323.
46. Linares, J.C., Delgado-Huertas, A., and Carreira, J.A. 2011. Climatic trends and different drought adaptive capacity and vulnerability in a mixed *Abies pinsapo*–*Pinus halepensis* forest. *Climatic change*, 105: 1-2. 67-90.
47. López López, P., Verkade, J.S., Weerts, A.H., and Solomatine, D.P. 2014. Alternative configurations of quantile regression for estimating predictive uncertainty in water level forecasts for the upper Severn River: a comparison. *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, 11: 2014.
48. Luce, C.H., and Holden, Z.A. 2009. Declining annual streamflow distributions in the Pacific Northwest United States, 1948-2006. *Geophysical Research Letters*, 36: 16.
49. Luo, P., He, B., Takara, K., Razafindrabe, B.H., Nover, D., and Yamashiki, Y. 2011. Spatiotemporal trend analysis of recent river water quality conditions in Japan. *J. Environ. Monitor.* 13: 10. 2819-2829.
50. Luterbacher, J., Dietrich, D., Xoplaki, E., Grosjean, M., and Wanner, H. 2004. European seasonal and annual temperature variability, trends and extremes since 1500. *Science*, 303: 5663. 1499-1503.
51. Machado, J.A., and Mata, J. 2005. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *J. Appl. Econom.* 20: 4. 445-465.
52. Mallakpour, I., and Villarini, G. 2015. The changing nature of flooding across the central United States. *Nature Climate Change*, 5: 3. 250-254.
53. Marofi, S., Soleymani, S., Salarijazi, M., and Marofi, H. 2012. Watershed-wide trend analysis of temperature characteristics in Karun-Dez watershed, southwestern Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, 110: 1-2. 311-320.

54. Mazvimavi, D. 2010. Investigating changes over time of annual rainfall in Zimbabwe. *Hydrology and Earth System Sciences*, 14: 12. 2671-2679.
55. Melly, B. 2005. Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression. *Empirical Economics*, 30: 2. 505-520.
56. Moazed, H., Salarijazi, M., Moradzadeh, M., and Soleymani, S. 2012. Changes in rainfall characteristics in Southwestern Iran. *Afric. J. Agric. Res.* 7: 18. 2835-2843.
57. Mondal, A., Kundu, S., and Mukhopadhyay, A. 2012. Rainfall trend analysis by Mann-Kendall test: A case study of north-eastern part of Cuttack district, Orissa. *Int. J. Geol. Earth Environ. Sci.* 2: 1. 70-78.
58. Monteiro, A., Carvalho, A., Ribeiro, I., Scotto, M., Barbosa, S., Alonso, A., and Borrego, C. 2012. Trends in ozone concentrations in the Iberian Peninsula by quantile regression and clustering. *Atmospheric environment*, 56: 184-193.
59. Moslemzadeh, M., Salarizazi, M., and Soleymani, S. 2011. Application and assessment of kriging and cokriging methods on groundwater level estimation. *J. Amer. Sci.* 7: 7. 34-39.
60. Muzik, I. 2002. A first-order analysis of the climate change effect on flood frequencies in a subalpine watershed by means of a hydrological rainfall-runoff model. *J. Hydrol.* 267: 1. 65-73.
61. Nielsen, H.A., Madsen, H., and Nielsen, T.S. 2006. Using quantile regression to extend an existing wind power forecasting system with probabilistic forecasts. *Wind Energy*, 9: 1-2. 95-108.
62. Ohana-Levi, N., Karnieli, A., Egozi, R., Givati, A., and Peeters, A. 2015. Modeling the Effects of Land-Cover Change on Rainfall-Runoff Relationships in a Semiarid, Eastern Mediterranean Watershed. *Advances in Meteorology*, 2015.
63. Partal, T., and Kahya, E. 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological processes*, 20: 9. 2011-2026.
64. Petrow, T., and Merz, B. 2009. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002. *J. Hydrol.* 371: 1. 129-141.
65. Piticar, A., Mihăilă, D., Lazurca, L.G., Bistricean, P.I., Puțuntică, A., and Briciu, A.E. 2016. Spatiotemporal distribution of reference evapotranspiration in the Republic of Moldova. *Theoretical and Applied Climatology*, 124: 3-4. 1133-1144.
66. Poff, N.L., and Zimmerman, J.K. 2010. Ecological responses to altered flow regimes: a literature review to inform the science and management of environmental flows. *Freshwater Biology*, 55: 1. 194-205.
67. Quesada, B., Vautard, R., Yiou, P., Hirschi, M., and Seneviratne, S.I. 2012. Asymmetric European summer heat predictability from wet and dry southern winters and springs. *Nature Climate Change*, 2: 10. 736-741.
68. Reich, B.J. 2012. Spatiotemporal quantile regression for detecting distributional changes in environmental processes. *J. Royal Stat. Soc. Series C (Applied Statistics)*, 61: 4. 535-553.
69. Rodrigo, F.S., and Trigo, R.M. 2007. Trends in daily rainfall in the Iberian Peninsula from 1951 to 2002. *Inter. J. Climatol.* 27: 4. 513-529.
70. Roscoe, K.L., Weerts, A.H., and Schroevers, M. 2012. Estimation of the uncertainty in water level forecasts at ungauged river locations using quantile regression. *Inter. J. River Basin Manage.* 10: 4. 383-394.
71. Sadeghian, M.S., Salarijazi, M., Ahmadianfar, I., and Heydari, M. 2016. Stage-Discharge relationship in tidal rivers for tidal flood condition. *Fresenius Environmental Bulletin*, 25: 10. 4111-4117.
72. Salarijazi, M., Abdolhosseini, M., Ghorbani, K., and Eslamian, S. 2016. Evaluation of quasi-maximum likelihood and smearing estimator to improve sediment rating curve estimation. *Inter. J. Hydrol. Sci. Technol.* 6: 4. 359-370.
73. Salarijazi, M., Akhond-Ali, A.M., Adib, A., and Daneshkhah, A. 2012. Trend and change-point detection for the annual stream-flow series of the Karun River at the Ahvaz hydrometric station. *Afric. J. Agric. Res.* 7: 32. 4540-4552.

74. Salarijazi, M., Akhond-Ali, A.M., Adib, A., and Dneshkhah, A.R. 2015. Bivariate Flood Frequency Analysis Using the Copula Functions. *J. Irrig. Sci. Engin.* 37: 4. 29-38.
75. Sankarasubramanian, A., and Lall, U. 2003. Flood quantiles in a changing climate: Seasonal forecasts and causal relations. *Water Resources Research*, 39: 5.
76. Schmocker-Fackel, P., and Naef, F. 2010. More frequent flooding? Changes in flood frequency in Switzerland since 1850. *J. Hydrol.* 381: 1. 1-8.
77. Shamsudduha, M., Chandler, R.E., Taylor, R.G., and Ahmed, K.M. 2009. Recent trends in groundwater levels in a highly seasonal hydrological system: the Ganges-Brahmaputra-Meghna Delta. *Hydrology and Earth System Sciences*, 13: 12. 2373-2385.
78. Shiau, J.T., and Chen, T.J. 2015. Quantile regression-based probabilistic estimation scheme for daily and annual suspended sediment loads. *Water Resources Management*, 29: 8. 2805-2818.
79. Shiau, J.T., and Huang, W.H. 2015. Detecting distributional changes of annual rainfall indices in Taiwan using quantile regression. *J. Hydro-Environ. Res.* 9: 3. 368-380.
80. Shiau, J.T., and Lin, J.W. 2016. Clustering quantile regression-based drought trends in Taiwan. *Water Resources Management*, 30: 3. 1053-1069.
81. Stojković, M., Ilić, A., Prohaska, S., and Plavšić, J. 2014. Multi-temporal analysis of mean annual and seasonal stream flow trends, including periodicity and multiple non-linear regression. *Water Resources Management*, 28: 12. 4319-4335.
82. Tareghian, R., and Rasmussen, P.F. 2013. Statistical downscaling of precipitation using quantile regression. *J. Hydrol.* 487: 122-135.
83. Tharme, R.E. 2003. A global perspective on environmental flow assessment: emerging trends in the development and application of environmental flow methodologies for rivers. *River research and applications*, 19: 5-6. 397-441.
84. Timofeev, A.A., and Sterin, A.M. 2010. Using the quantile regression method to analyze changes in climate characteristics. *Russian Meteorology and Hydrology*, 35: 5. 310-319.
85. Tøttrup, A.P., Thorup, K., and Rahbek, C. 2006. Patterns of change in timing of spring migration in North European songbird populations. *J. Avian Biol.* 37: 1. 84-92.
86. Villarini, G., Smith, J.A., Serinaldi, F., and Ntelekos, A.A. 2011. Analyses of seasonal and annual maximum daily discharge records for central Europe. *J. Hydrol.* 399: 3. 299-312.
87. Wang, Y., Jiang, T., Bothe, O., and Fraedrich, K. 2007. Changes of pan evaporation and reference evapotranspiration in the Yangtze River basin. *Theoretical and Applied Climatology*, 90: 1-2. 13-23.
88. Wasko, C., and Sharma, A. 2014. Quantile regression for investigating scaling of extreme precipitation with temperature. *Water Resources Research*, 50: 4. 3608-3614.
89. Weerts, A.H., Winsemius, H.C., and Verkade, J.S. 2011. Estimation of predictive hydrological uncertainty using quantile regression: examples from the National Flood Forecasting System (England and Wales). *Hydrology and Earth System Sciences*, 15: 1.
90. Xiao, Z. 2009. Quantile cointegrating regression. *J. Econom.* 150: 2. 248-260.
91. Yenilmez, F., Keskin, F., and Aksoy, A. 2011. Water quality trend analysis in Eymir Lake, Ankara. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 36: 5. 135-140.
92. Yue, S., and Wang, C. 2004. The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series. *Water Resources Management*, 18: 3. 201-218.
93. Yue, S., Ouarda, T.B., Bobée, B., Legendre, P., and Bruneau, P. 2002. Approach for describing statistical properties of flood hydrograph. *J. Hydrol. Engin.* 7: 2. 147-153.
94. Yue, S., Pilon, P., and Cavadias, G. 2002. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *J. Hydrol.* 259: 1. 254-271.
95. Zhang, L., and Singh, V.P. 2006. Bivariate flood frequency analysis using the copula method. *J. Hydrol. Engin.* 11: 2. 150-164.

Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 24(1), 2017
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Quantiles trend estimation of variables of annual maximum floods

***M. Salarijazi**

Assistant Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of Agricultural
 Sciences and Natural Resources

Received: 09/01/2016; Accepted: 05/27/2017

Abstract

Background and Objectives: Investigation of the basin floods in most cases is only based on flood peak trend analysis using conventional parametric or non-parametric (ordinary linear regression (OLR), Mann-Kendall, Sen) tests. In addition to the primary restrictions, these methods usually are provided to estimate the conditional mean or median and do not consider different quantiles while assessing the appropriate domain of conditional quantiles leads to a very good understanding of trend pattern. The objective of this study is using quantile regression (QR) to estimate the time trend (conditional quantiles) of flood variables including peak, volume and duration that result in better understanding of variables of annual maximum floods (AMF).

Materials and Methods: In the first step, AMF time series of Taleh-Zang hydrometry station located in southwestern Iran was considered and the time series of AMF peak flow, volume and duration were extracted. In the next step, trend analysis of AMF variables time series performed using OLR and their efficiency were investigated using fitting precision criteria, statistical significant test and residuals analysis. Then, QR lines were estimated for AMF variables trend analysis considering (0.05-0.95 with 0.01 steps) and their fitting precision criteria and statistical significant test were determined. Considering selected quantiles 0.05, 0.15, 0.25, 0.35, 0.45, 0.55, 0.65, 0.75, 0.85 and 0.95 QR lines were plotted for AMF variables.

Results: The OLR results indicated positive trends for AMF variables but complementary analysis showed that this method cannot be a suitable analysis for AMF variables trend analysis in this research. The QR application resulted in wide range of line slopes in comparison with OLR method. For all three variables 15% of estimated line slopes using QR were more than their estimation by OLR. Investigation of QR lines indicated statistical significant regression lines of AMF volume were related to upper bound quantiles while for AMF peak and duration were related to quantiles mid bound plus upper bound and there were a few acceptable QR lines for lower bound for all three variables so that for AMF peak, volume and duration 59%, 31% and 73% of QR lines were statistical significant considering 0.05 significance level. The fitting precisions of QR lines of upper and mid bounds were more than lower bound.

Conclusion: The quantile regression can be used without affecting the limitations of conventional methods for AMF variables trend analysis to access a wider range of applied trend analysis. Also there are certain differences between AMF variables trend slopes (especially for upper bound quantiles) in comparison with those estimated with OLR therefore the OLR method could not be a useful tool for trend assessment of extreme events. The results show trend of extreme flood variables are significantly more than those estimated by OLR and in other words the OLR led to underestimation of AMF variables increasing trend slope. Moreover, multiple variables flood trend analysis using QR revealed that considering significant trends for three flood variables, the flood potential risk are significantly more than those estimated using single variable analysis.

Keywords: Quantile regression, Ordinary linear regression, Trend, Flood variables

* Corresponding Author; Email: meysam.salarijazi@gmail.com