

کاربرد تئوری کوپلا جهت ارزیابی عملکرد مدل هیدرولوژیکی IHACRES (مطالعه موردی: حوضه آبریز طالقان)

اسماعیل دودانگه^۱، کاکا شاهدی^{۲*} و کریم سلیمانی^۳

۱. دانشجوی دکتری، گروه علوم و مهندسی آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ساری، ایران

۲. دانشیار، گروه علوم و مهندسی آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ساری، ایران

۳. استاد، گروه علوم و مهندسی آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ساری، ایران

(دریافت: ۹۵/۲/۲۹، پذیرش نهایی: ۹۶/۸/۲)

چکیده

شرط اصلی استفاده از یک مدل هیدرولوژیکی در یک حوضه آبخیز، ارزیابی عملکرد آن مدل است. در تمام معیارهای معمول در هیدرولوژی از جمله ضریب ناش-ساتکلیف (E)، ضریب همبستگی (R)، مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) و شاخص تطابق (d) به مقایسه خروجی مدل با داده‌های مشاهده‌ای پرداخته می‌شود و از توزیع احتمالاتی خروجی مدل و رابطه آن با توزیع مقادیر ورودی غفلت می‌شود. این مسئله به‌ویژه زمانی که هدف، استفاده از خروجی مدل در تحلیل فراوانی هیدرولوژیکی باشد، حائز اهمیت است. در این مطالعه کاربرد جدیدی از تئوری کوپلا جهت ارزیابی عملکرد مدل در شبیه‌سازی صحیح رابطه احتمالاتی بارش-رواناب معرفی می‌شود. بدین منظور مدل هیدرولوژیکی IHACRES انتخاب گردید و جهت شبیه‌سازی دبی روزانه حوضه آبخیز طالقان به کار رفت. مدل مذکور در دوره پنج‌ساله ۱۹۹۵-۲۰۰۰ واسنجی شد و سپس جهت شبیه‌سازی دبی روزانه دوره پنج‌ساله ۲۰۰۰-۲۰۰۵ به کار رفت. نتایج ارزیابی عملکرد مدل با استفاده از معیارهای ارزیابی عملکرد معمولی از جمله ضریب ناش-ساتکلیف (۰/۷۵)، ضریب همبستگی (۰/۸۷)، RMSE (۷/۲) و شاخص تطابق (۰/۹۳) بر عملکرد مطلوب مدل دلالت دارد؛ با این حال برآزش توابع کوپلا به داده‌های شبیه‌سازی شده و مشاهده‌ای بارش-رواناب نشان داد توابعی با خصوصیات متفاوت به داده‌های شبیه‌سازی شده و مشاهده‌ای برآزش یافتند. تابع کوپلا کلاپتون و گوس با دارابودن حداقل مقادیر AIC، BIC و LL به ترتیب به داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده برآزش داده شدند که دلیل این امر ناتوانی مدل در شبیه‌سازی دبی‌های حداکثر است که در انتخاب نوع تابع کوپلا نمود پیدا کرده است.

واژه‌های کلیدی: کوپلا، کلاپتون، گوس، مدل IHACRES.

۱. مقدمه

عملکرد، پتانسیل‌ها و محدودیت‌های مدل‌های هیدرولوژیکی عمدتاً به مقایسه خروجی این مدل‌ها با داده‌های مشاهده‌ای ثبت شده در خروجی حوضه‌های آبخیز پرداخته می‌شود و برای این کار از معیارهای مختلف ارزیابی عملکرد از جمله مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) بین داده‌های شبیه‌سازی شده و داده‌های مشاهده‌ای، ضریب کارایی ناش-ساتکلیف (Nash-)، ضریب کارایی ساتکلِف (Sutcliffe coefficient of efficiency) (E) (ناش و ساتکلیف، ۱۹۷۰) و درصد انحراف داده‌های شبیه‌سازی شده و مشاهده‌ای (d) استفاده می‌شود.

در تمامی این معیارها صرفاً به مقایسه نتایج شبیه‌سازی مدل با مقادیر مشاهده‌ای پرداخته می‌شود (کراس و همکاران،

طی سال‌های گذشته، از مدل‌سازی هیدرولوژیکی عموماً به‌عنوان ابزاری جهت برآورد پاسخ هیدرولوژیکی حوضه آبخیز به متغیرهای ورودی از جمله بارش استفاده شده است. در این میان مدل‌های بارش-رواناب به دلیل اهمیت آن‌ها در تعیین رفتار هیدرولوژیکی حوضه آبخیز به ازای مقادیر بارش مشخص و مشخص کردن ابعاد مختلف سیل (حجم، تداوم و دبی پیک سیل) به ازای بارش‌های ورودی، به‌طور گسترده‌ای در علوم هیدرولوژی به کار گرفته شده‌اند. تاکنون مدل‌های متنوعی در خصوص مدل‌سازی فرآیند بارش-رواناب استفاده شده است.

انتخاب مدل، به تشخیص قابلیت و محدودیت‌های مدل‌های هیدرولوژیکی حوضه آبخیز نیاز دارد. برای مقایسه

زمینه‌های مختلف به‌طور فزاینده‌ای افزایش پیدا کرده است. کاربرد مدل‌سازی کوپلا در هیدرولوژی و مدل‌سازی محیطی ابتدا به وسیله دی میشل و سالواری (۲۰۰۳) آغاز شد و به وسیله فاور و همکاران (۲۰۰۴) ادامه پیدا کرد؛ آن‌ها امتیازات مدل‌سازی کوپلا را در توصیف متغیرهای هیدرولوژیک پیچیده، مورد بحث قرار دادند. تاکنون کاربردهای مختلفی از مدل‌سازی کوپلا در زمینه هیدرولوژی وجود داشته است که عمدتاً در زمینه مدل‌سازی وقایع حدی از جمله تحلیل فراوانی چندمتغیره سیل (ژانگ و سینگ، ۲۰۰۶؛ بینارد و لانگ، ۲۰۰۷؛ جنست و فاور، ۲۰۰۷؛ کارمکار و سیمونیک، ۲۰۰۹؛ وانگ و همکاران، ۲۰۰۹)، طراحی سیستم‌های کنترل سیل (کلین و همکاران، ۲۰۰۸؛ موهاسن و همکاران، ۲۰۰۹؛ اسوری و همکاران، ۲۰۰۹)، محاسبه خسارت سیل (گارتمن و همکاران، ۲۰۰۹) و تحلیل خشک‌سالی یا جریان‌های حداقل (دوپویس، ۲۰۰۷؛ شیائو، ۲۰۰۶؛ شیائو و همکاران، ۲۰۰۷؛ سرینالدی و همکاران، ۲۰۰۹؛ میراکبری و گنجی، ۱۳۹۱؛ عبدالحسینی، ۱۳۹۱؛ میرعباسی و همکاران، ۲۰۱۲؛ عبدی و همکاران، ۲۰۱۶) بوده است.

شیائو (۲۰۰۶) تابع توزیع پیوسته شدت و مدت خشک‌سالی را با استفاده از توابع کوپلای دومتغیره ایجاد کرد و نشان داد مقادیر احتمالات و دوره‌های بازگشت پیوسته شدت و مدت خشک‌سالی محاسبه‌شده از طریق توابع کوپلا، به‌طور رضایت‌بخشی با مقادیر تجربی آن مطابقت دارد. ژانگ و سینگ (۲۰۰۶) با استفاده از تئوری کوپلا توابع توزیع دومتغیره دی-حجم و حجم-زمان را استخراج کردند و سپس با استفاده از این روش به محاسبه دوره‌های بازگشت شرطی که نیاز ضروری بسیاری از طراحی‌های هیدرولوژیک است، پرداخته شد. توابع توزیع استخراج‌شده با استفاده از داده‌های سیلاب مربوط به رودخانه‌های La, Amite و Ashuapmushuan مورد آزمون قرار گرفت. توابع توزیع استخراج‌شده با استفاده از این روش همچنین با

با این حال توانایی نشان‌دادن تمام ویژگی‌های ایجادشده به‌وسیله مدل‌های هیدرولوژیک از جمله محتوای اطلاعات داده‌ها را در خود ندارند (گوپتا و همکاران، ۱۹۹۸؛ روزر و همکاران، ۲۰۰۹؛ پاچسکی و همکاران، ۲۰۰۶؛ ویج و همکاران، ۲۰۱۰) و این در حالی است که خطای کمتر یک مدل در معیارهای ذکرشده، لزوماً به معنای توانایی بیشتر آن مدل در شبیه‌سازی فرایند رواناب نیست و بالعکس؛ چراکه یک مدل ممکن است در مجموع میانگین خطای کمتری از بقیه مدل‌ها داشته باشد، ولی در شبیه‌سازی ارتباط بین تابع توزیع جریان و تابع توزیع بارش ضعیف عمل کند. با توجه به اینکه فرایند بارش و تبدیل آن به رواناب در حوضه‌های آبخیز از خاصیتی تصادفی تبعیت می‌کند (کروکیمور، ۲۰۱۰)، تبیین و شناخت رفتار تابع توزیع جریان و ارتباط آن با تابع توزیع بارش می‌تواند کمک شایانی در تحلیل واقعیت‌های فیزیکی حوضه آبخیز و فرایندهای مؤثر بر تولید رواناب از بارش داشته باشد. شبیه‌سازی صحیح چنین ارتباطی لازمه اجرای طرح‌های مختلف مدیریت و حفاظت منابع آب و خاک از جمله طرح‌های کنترل سیلاب و احداث سازه‌های آبخیزداری، سیستم‌های هشدار سیل و نیز بهره‌وری صحیح از رواناب‌های سطحی است که در تمامی مطالعات مربوط به مدل‌سازی هیدرولوژیک در حوضه‌های آبخیز و در مرحله ارزیابی مدل‌ها مورد غفلت قرار گرفته است؛ بنابراین باید عملکرد مدل‌های بارندگی-رواناب به‌لحاظ نکویی شبیه‌سازی ارتباط بین تابع چگالی جریان و بارش نیز علاوه بر دقت مدل در معیارهای ذکرشده، ارزیابی شود؛ بدین صورت که اگر مدلی بتواند رابطه احتمالاتی موجود بین بارندگی-رواناب را در یک حوضه آبخیز به‌درستی شبیه‌سازی کند و الگوی موجود بین داده‌های واقعی در داده‌های شبیه‌سازی‌شده نیز مشهود باشد، می‌تواند نمایش صحیحی از فرآیند بارندگی-رواناب حوضه آبخیز باشد.

در دهه‌های گذشته، مدل‌سازی کوپلا و کاربرد آن در

هکتار یکی از زیرحوضه‌های حوضه آبریز سفیدرود است که از شمال به حوضه الموت، از جنوب به منطقه زیاران، از شرق به بخشی از حوضه آبخیز کرج و از غرب به حوضه آبخیز شاهرود محدود گردیده است (خسروی، ۲۰۰۸). میانگین بارندگی سالانه در ایستگاه گلینک ۴۴۶ میلی‌متر و میانگین درجه حرارت سالیانه در حدود $9/5 +$ درجه سانتی‌گراد است. متوسط حداکثر دما، $27/5 +$ و متوسط حداقل دما، $11/3 -$ درجه سانتی‌گراد ثبت شده است.

کاربری فعلی در منطقه شامل مراتع، اراضی زراعی دیم، اراضی زراعی آبی (باغ) و اراضی صخره‌ای فاقد پوشش گیاهی است. بخش اعظم منطقه شامل مراتع فقیر تا خوب است. اراضی زراعی باغی به‌ویژه باغات در مناطق کم‌شیب در حاشیه رودخانه‌های فرعی و رودخانه اصلی متمرکز است و اراضی دیم نیز در مناطقی با شیب ۲۰-۸۰ درصد گسترش دارند (رضوی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۰).

در این مطالعه داده‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی مربوط به منطقه شامل میانگین بارش روزانه، متوسط دمای روزانه و میانگین دبی روزانه برای مدل‌سازی و شبیه‌سازی دبی روزانه حوضه طالقان استفاده شد. بدین منظور داده‌های بارندگی روزانه مربوط به ایستگاه‌های باران‌سنجی گنده، دیزان، سکرانچال، جویستان، زیدشت، آرموت و گلپار و داده‌های دبی روزانه مربوط به ایستگاه هیدرومتری گلینک و میانگین دمای روزانه مربوط به ایستگاه سینوپتیک قزوین در یک دوره آماری ده‌ساله (۱۹۹۵-۲۰۰۰) به کار رفت (شکل ۱). دوره پنج‌ساله ۱۹۹۵/۹/۲۳ تا ۲۰۰۰/۹/۲۲ جهت واسنجی مدل و دوره پنج‌ساله ۲۰۰۰/۹/۲۳ تا ۲۰۰۵/۹/۲۲ جهت صحت‌سنجی مدل استفاده شدند. روش تیسن جهت برآورد متوسط بارش منطقه‌ای در حوضه آبخیز مورد مطالعه به کار گرفته شد (شکل ۱).

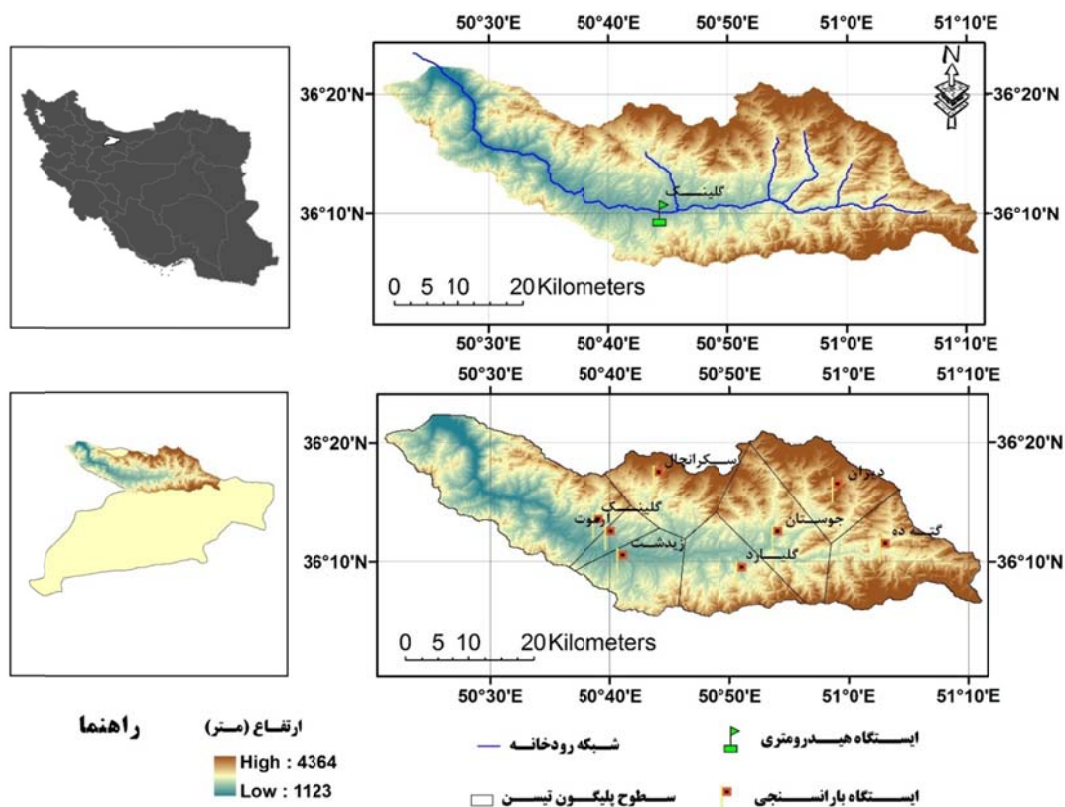
روش‌های معمولی از جمله توابع نرمال تبدیل‌شده دو متغیره باکس-کاکس مقایسه شد. نتایج نشان داد توابع توزیع ایجادشده با روش کوپلا با فراوانی‌های استخراج‌شده از طریق برآوردهای ترسیم موقعیت، توافق بهتری دارد.

شیانو و مدرس (۲۰۰۹) مدل‌های کوپلا را جهت استخراج منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی خشک‌سالی هواشناسی در ایران به کار گرفتند. آن‌ها توابع کوپلا را جهت استخراج تابع توزیع پیوسته شدت و مدت خشک‌سالی با استفاده از داده‌های بارندگی ایستگاه آبادان در مناطق خشک و نیمه‌خشک جنوب غربی کشور و نیز ایستگاه انزلی در منطقه مرطوب شمال کشور به کار گرفتند. نتایج آن‌ها نشان داد با طول دوره یکسان و دوره بازگشت مشابه، خشک‌سالی در ایستگاه انزلی شدت بیشتری از ایستگاه آبادان نشان می‌دهد.

در این تحقیق سعی خواهد شد تا با به‌کارگیری تئوری کوپلا و توانایی آن در مدل‌سازی تابع توزیع پیوسته متغیرهای هیدرولوژیکی (بارندگی-رواناب در این مطالعه) کاربرد جدیدی از این تئوری در علوم هیدرولوژی معرفی گردد. جهت دستیابی به این هدف، مدل هیدرولوژیکی IHACRES به منظور شبیه‌سازی جریان روزانه در حوضه آبخیز طالقان به کار می‌رود. سپس تئوری کوپلا به‌عنوان روشی جدید جهت بررسی توانایی مدل در شبیه‌سازی صحیح تابع توزیع رواناب و ارتباط آن با تابع توزیع بارش به کار گرفته خواهد شد.

۲. منطقه مطالعه و داده‌های استفاده‌شده در تحقیق

حوضه آبریز طالقان از نظر مختصات جغرافیایی بین ۳۶ درجه و ۵ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۲۳ دقیقه شمالی و ۵۰ درجه و ۲۰ دقیقه تا ۵۱ درجه و ۱۰ دقیقه طول شرقی قرار گرفته است. حوضه آبخیز طالقان با مساحتی برابر با ۱۳۲۰۰۰



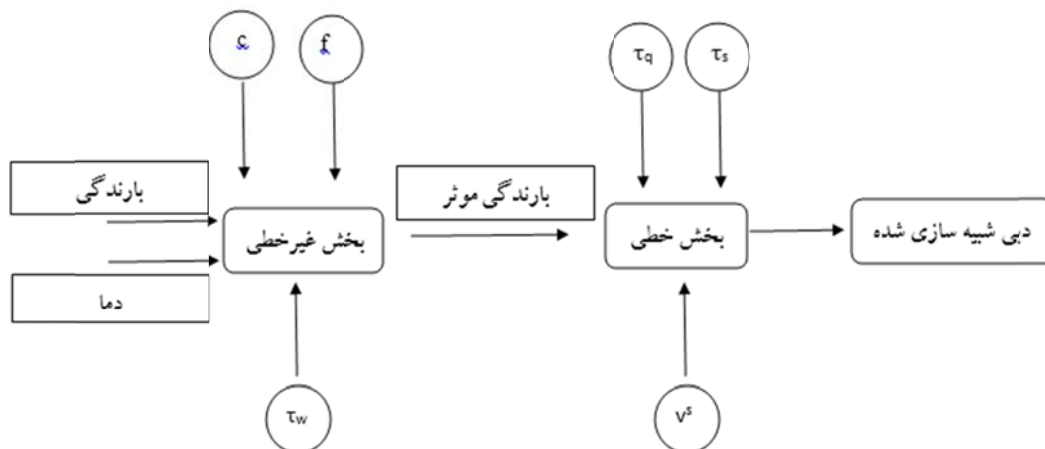
شکل ۱. موقعیت حوضه آبخیز طالقان، ایستگاه‌های مورد استفاده و سطوح پلیگون تیسین ایجاد شده.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مدل IHACRES

در این مطالعه مدل IHACRES به دلیل سادگی کاربرد آن، داده‌های مورد نیاز اندک و فرضیات ساده‌تر در مقایسه با دیگر مدل‌ها، انتخاب شد تا نتایج شبیه‌سازی حاصل از آن با استفاده از تئوری کوپلا ارزیابی شود. بدین منظور بسته نرم‌افزاری IHACRES که به وسیله کروک و همکاران (۲۰۰۵ a و ۲۰۰۵ b) توسعه یافته بود، استفاده شد. مدل IHACRES مانند مدل‌های دیگر دارای دو بخش است؛ بخش اول بارش را در پایه زمانی k (r_k) به بارش مؤثر (u_k)؛ بخشی از بارش که سرانجام وارد رودخانه می‌شود) و بارش مازاد که سرانجام به وسیله تبخیر- تعرق از دسترس خارج می‌شود، تبدیل می‌کند؛ بخش دوم یک تابع تبدیل خطی (یا هیدروگراف واحد، UH) است که بارش مؤثر را به جریان شبیه‌سازی شده (x_k) تبدیل می‌کند. بخش اول بخش

تلفات و بخش دوم بخش تابع تبدیل نامیده می‌شود. بخش تلفات برای تمام فرایندهای غیرخطی بارش-جریان در مقیاس حوضه آبخیز در نظر گرفته می‌شود؛ در حالی که بخش تابع تبدیل مبتنی بر سیستم‌های خطی است (باکس و جنکینز، ۱۹۷۰). مدل IHACRES دارای شش پارامتر است؛ سه پارامتر آن مربوط به بخش تلفات غیرخطی c ، τ_w و f است که به ترتیب ظرفیت ذخیره رطوبت حوضه آبخیز، مدت زمانی که طول می‌کشد حوضه آبخیز خشک شود و فاکتور تعدیل حرارت حوضه آبخیز را نشان می‌دهند. سه پارامتر دیگر مربوط به بخش تابع تبدیل خطی τ_s و τ_q است که به ترتیب مدت زمانی که طول می‌کشد جریان سریع و آهسته کاهش یابد و v^s حجمی از جریان آهسته که در ایجاد جریان رودخانه مشارکت دارد، هستند. در شکل ۲ ساختار کلی مدل هیدرولوژیکی IHACRES نشان داده شده است.



شکل ۲. ساختار مدل هیدرولوژیکی IHACRES.

۲-۳. تئوری کوپلا

اساس اختلاف بین توزیع پیوسته محاسبه شده از طریق کوپلای برازش داده شده و توزیع تجربی پیوسته محاسبه شده از طریق کوپلای تجربی، محاسبه می شود. تابع کوپلا با کمترین مقدار AIC به عنوان مناسب ترین تابع جهت برازش به داده های چندمتغیره انتخاب می شود. جهت مقایسه الگوی موجود بین متغیرها در داده های شبیه سازی شده و مشاهده ای، توابع کوپلای مختلف (با ساختار همبستگی متفاوت در دنباله پایینی و دنباله بالایی) به داده های شبیه سازی شده و مشاهده ای بارش- رواناب برازش داده می شود. در صورتی که مدل هیدرولوژیکی مورد استفاده، در شبیه سازی الگوی موجود بین بارش و رواناب در حوضه آبخیز و رابطه احتمالاتی بین بارش و دبی موفق عمل کند، ساختار همبستگی بین متغیر ورودی (بارش) و متغیر خروجی (رواناب) در دنباله بالایی و پایینی برای داده های شبیه سازی شده با داده های مشاهده ای مشابه خواهد بود و نوع تابع کوپلای برازش داده شده به داده های شبیه سازی شده و مشاهده ای یکسان خواهد بود.

تئوری کوپلا ابتدا توسط اسکالر (۱۹۵۹) جهت مدل سازی احتمالاتی فرآیندهای هیدرولوژیک چندمتغیره مطرح شد که در آن یک توزیع دو یا چندمتغیره بر اساس چند تابع توزیع تک متغیره تشکیل می شود. در این روش فرض می شود که اگر $F_{XY}(x,y)$ تابع توزیع

پس از مدل سازی و شبیه سازی دبی روزانه توسط مدل IHACRES، از تئوری کوپلا جهت ارزیابی رابطه همبستگی بین متغیرهای بارش- دبی در داده های شبیه سازی شده و مقایسه آن با داده های واقعی استفاده می شود. انواع مختلفی از توابع کوپلا با ساختار همبستگی متفاوت در دنباله بالایی و دنباله پایینی وجود دارند. همبستگی دنباله ها مهم ترین ویژگی هر تابع کوپلا است که به منظور انتخاب تابع کوپلا جهت برازش داده های دو متغیره با ساختار همبستگی مختلف، استفاده می شود. هر تابع کوپلا می تواند همبستگی در دنباله بالایی، پایینی یا هر دو را داشته باشد. بعضی از توابع کوپلا نیز فاقد همبستگی در دنباله های بالایی و پایینی هستند. به عنوان نمونه تابع گمبل دارای همبستگی در دنباله بالایی و تابع کوپلای کلاتون دارای همبستگی در دنباله پایینی است (دونگ و همکاران، ۲۰۱۵). جهت برازش توابع کوپلا به داده های چندمتغیره ابتدا با استفاده از اندازه همبستگی دنباله ها در داده های مشاهده ای برآورد پارامتر تابع کوپلا صورت می گیرد و سپس با استفاده از تابع کوپلا با پارامترهای تعیین شده، توزیع تجمعی پیوسته متغیرها محاسبه می شود. توزیع تجربی پیوسته متغیرها نیز با استفاده از کوپلای تجربی محاسبه می گردد و سپس میانگین مربعات خطا (MSE) و معیار آکائیک (AIC) بر

جهت مدل‌سازی چندمتغیره متغیرهای هیدرولوژیک پیشنهاد گردیده است. در این مطالعه دو گروه کوپلای ارشمیدس و بیضوی جهت برازش به داده‌های بارش و رواناب به کار رفته است. توابع گروه ارشمیدس از رایج‌ترین توابع در مطالعات هیدرولوژیک هستند. توابع گروه ارشمیدس استفاده شده در این تحقیق شامل کلایتون، گامبل، فرانک، گامبل چرخشی و کلایتون چرخشی هستند. از تابع گروه بیضوی t copula برای برازش به داده‌های بارش-رواناب استفاده شده است که مشخصات مربوط به توابع در جدول ۱ ارائه شده است.

۳-۲-۱. برآورد پارامتر توابع کوپلا

جهت برازش توابع مذکور به داده‌های مورد نظر ابتدا برآورد پارامتر صورت می‌گیرد. روش‌های مختلفی از جمله روش نیمه پارامتری و پارامتری برای برآورد پارامتر توابع کوپلا وجود دارد. در تخمین نیمه پارامتری از رابطه بین تابع مولد هر کوپلا و ضریب همبستگی کندال (جنست و ریوست، ۱۹۹۳) استفاده می‌شود. در این تحقیق روش پارامتری برای تخمین پارامتر توابع کوپلا به کار رفته است. در روش پارامتری با استفاده از تابع حداکثر درست‌نمایی لگاریتمی (رابطه ۵) پارامتر θ تخمین زده می‌شود (فاور و همکاران، ۲۰۰۴).

$$L(\theta) = \sum_{k=1}^n \log[E_{\theta}\{F_1(x_{1k}), \dots, F_p(x_{pk})\}] \quad (5)$$

در این معادله c_{θ} تابع چگالی کاپولا، F تابع توزیع حاشیه‌ای و $x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{pk} (k=1, \dots, n)$ متغیرهای تصادفی وابسته هستند.

تجمعی پیوسته (Joint Cumulative Distribution Function) متغیرهای X و Y با توابع توزیع حاشیه‌ای $F_X(x)$ و $F_Y(y)$ باشد، کوپلای C به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$F_{X,Y}(x,y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (1)$$

در معادله بالا، تابع $F_{XY}(x,y)$ تابع توزیع تجمعی پیوسته توابع حاشیه‌ای $F_X(x)$ و $F_Y(y)$ است که با تابع کوپلای C ایجاد شده است. با فرض پیوسته بودن توابع توزیع حاشیه‌ای با توابع چگالی احتمال $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ (Probability Density Function) چگالی احتمال پیوسته (Joint Probability Distribution Function) به شکل زیر بیان می‌شود:

$$f_{X,Y}(x,y) = c(F_X(x), F_Y(y)) \quad (2)$$

در رابطه بالا c نشان‌دهنده مشتق جزئی مضاعف C نسبت به u و v است و به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$c(u,v) = \frac{\partial^2 C(u,v)}{\partial u \partial v} \quad (3)$$

در ارتباط با تعیین تابع توزیع پیوسته بارش (S) و رواناب (D) برای داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده با استفاده از تنوری کوپلا معادلات دو متغیره کوپلا به شکل زیر بیان می‌شود (شیائو و مدرس، ۲۰۰۹):

$$F_{D,S}(d,s) = C(F_D(d), F_S(s)) \quad (4)$$

در معادلات بالا $F_{D,S}(d,s)$ تابع توزیع تجمعی پیوسته بارش-رواناب (JCDF) $F_D(d)$ و $F_S(s)$ توابع توزیع حاشیه‌ای بارندگی و رواناب است. توابع کوپلای متعددی

جدول ۱. مشخصات توابع کوپلا.

	محدوده پارامتر	تابع مولد	تابع توزیع تجمعی پیوسته / تابع چگالی پیوسته
کلایتون	$\theta \in [-1, \infty) \setminus \{0\}$	$\frac{v^{-\theta} - 1}{\theta}$	$C(u, v; \theta) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}, \theta > 0$ $c(u, v) = (\theta + 1)(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{\frac{1}{\theta}-2} (uv)^{-\theta-1}$
گامبل	$\theta \in [1, +\infty)$	$(-\ln v)^\theta$	$C(u, v; \theta) = \exp\left\{-\left[-(Lnu)^\theta + (-Lnv)^\theta\right]^{1/\theta}\right\}, \theta \geq 1$ $c(u, v) = C(u, v) \frac{[(-Lnu)(-Lnv)]^{\theta-1}}{uv} \left\{[-(Lnu)^\theta + (-Lnv)^\theta]^{2/\theta} - \left[(\theta-1)[(-Lnu)^\theta + (-Lnv)^\theta]^{1/\theta} + 1\right]\right\}$
فرانک	$\theta \in (-\infty, \infty) \setminus \{0\}$	$-\ln \frac{e^{-\theta v} - 1}{e^{-\theta} - 1}$	$C(u, v; \theta) = \frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right], \theta \neq 0$ $c(u, v) = \frac{\theta e^{-\theta(u+v)} (e^{-\theta} - 1)}{[e^{-\theta(u+v)} - e^{-\theta u} - e^{-\theta v} + e^{-\theta}]^2}$
گمبل پرخش یافته	$\theta \in [1, +\infty)$	$(-\ln v)^\theta$	$C(u, v; \theta) = u + v - 1 + C(1-u, 1-v)$ C: Clayton copula
گمبل پرخشی	$\theta \in (-\infty, \infty) \setminus \{0\}$	$\frac{v^{-\theta} - 1}{\theta}$	$C(u, v; \theta) = u + v - 1 + C(1-u, 1-v)$ C: Gumbel copula
ت	$v > 2, r \in (0, 1]$	-	$\int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{(1-r^2)}} \left\{ 1 + \frac{x^2 - 2rxy + y^2}{v(1-r^2)} \right\} d_x d_y$ $t_v(x) = \int_{-\infty}^x \frac{\Gamma((v+1)/2)}{\sqrt{\pi v} \Gamma(v/2)} (1+y^2)^{-(v+1)/2} d_y \quad v \neq 0$
کوپلا	$-1 \leq \theta \leq 1$	-	$C(u, v; \theta) = \phi_\theta(\phi^{-1}(u), \phi^{-1}(v)), -1 \leq \theta \leq 1$

t_v^{-1} : معکوس تابع توزیع تجمعی تک‌متغیره t با درجه آزادی v.

۳-۲-۲. انتخاب بهترین تابع کوپلا

داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده انتخاب شده‌اند و با یکدیگر مورد مقایسه قرار گرفتند. در این مطالعه از معیارهای مختلفی برای انتخاب بهترین تابع کوپلا استفاده شده است. بدین منظور مقادیر احتمال تجربی توأم بارش-رواناب توسط تابع کوپلای تجربی (رابطه ۶) محاسبه و با مقادیر حاصل از برازش هر یک از توابع کوپلای گروه

جهت ارزیابی عملکرد مدل استفاده‌شده در شبیه‌سازی صحیح الگوی موجود بین بارندگی و رواناب، توابع کوپلای متعدد با استفاده از کدنویسی در نرم‌افزار MATLAB به داده‌های دو متغیره بارش-رواناب برازش داده شد و مناسبترین توابع کوپلای برازش داده شده به

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})(S_i - \bar{S})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (S_i - \bar{S})^2}} \quad (10)$$

$$E = 1 - \left[\frac{1/n \sum_{i=1}^n (Q_i - S_i)^2}{1/n \sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2} \right] \quad (11)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - S_i)^2}{n}} \quad (12)$$

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - S_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|S_i - \bar{Q}| + |Q_i - \bar{Q}|)^2} \quad (13)$$

در معادلات بالا Q دبی مشاهداتی، S دبی شبیه‌سازی شده، n تعداد مشاهدات و \bar{Q} میانگین دبی مشاهداتی و \bar{S} میانگین دبی شبیه‌سازی شده است.

۴. نتایج و بحث

در گام اول جهت شبیه‌سازی دبی روزانه رودخانه طالقان از مدل IHACRES استفاده شد. آزمون گرویز-بک (گرویز و بک، ۱۹۷۲) جهت مشخص کردن داده‌های پرت به کار گرفته شد و نتایج نشان‌دهنده نبود داده‌های پرت در بین داده‌های مشاهده‌ای بارش و رواناب بود. برای شبیه‌سازی جریان در مقیاس روزانه برای حوضه مورد مطالعه ابتدا یک دوره ۲۰۰ روزه به‌عنوان Warm Up در نظر گرفته شد. در دوره Warm Up، مدل، شبیه‌سازی را بر پایه جریان‌های غیرصفر آغاز می‌کند و جهت رسیدن به شرایط پایدار قبل از شروع شبیه‌سازی واقعی شروع به گرم‌شدن می‌کند. کروک و لیتلود (۲۰۰۵) بیان کردند؛ جهت دستیابی به نتایج مطلوب در شبیه‌سازی دبی‌های حداکثر توسط مدل IHACRES باید دوره واسنجی را به‌گونه‌ای انتخاب کرد که به تعداد کافی از این وقایع را شامل شود. بر همین اساس دوره پنج‌ساله ۱۹۹۵-۲۰۰۰ به دلیل دارا بودن چندین دوره دبی پیک (دبی پیک ۷۹/۸

ارشمیدس و بیضوی مقایسه می‌شود. جهت مقایسه از دو معیار آکائیک (آکائیک، ۱۹۷۴؛ بز دوگان، ۲۰۰۰) (رابطه ۷) و میانگین مجذور مربعات خطا استفاده شده است. سومین معیار انتخاب، تابع درست‌نمایی لگاریتمی است؛ بر اساس این معیار تابع کوپلایی که دارای بیشترین مقدار تابع درست‌نمایی لگاریتمی باشد، به‌عنوان مناسب‌ترین برازش به داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی انتخاب می‌شود. همچنین معیار اطلاعاتی بیزین (BIC) (آکائیک، ۱۹۷۴) که بر اساس مقادیر تابع درست‌نمایی لگاریتمی محاسبه می‌شود، جهت انتخاب مناسب‌ترین تابع کوپلا استفاده شد (رابطه ۹).

$$C_n(u, v) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(U_i < u, V_i < v) \quad (6)$$

$$AIC(m) = n \log(MSE) + 2m \quad (7)$$

n تعداد مشاهدات و m تعداد پارامترهای تابع کوپلایی برازش داده شده است. MSE میانگین مجذور خطای تابع کوپلایی برازش داده شده است که نسبت به کوپلایی تجربی و از طریق معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$MSE = \frac{1}{n-m} \sum_{i=1}^n (O_i - P_i)^2 \quad (8)$$

در معادله بالا O_i احتمال پیوسته متغیرهای بارش و رواناب محاسبه‌شده از طریق تابع کوپلا و P_i احتمال توأم تجربی متغیرهای بارش رواناب است.

$$BIC = 2 * n \log L + m * \log(n) \quad (9)$$

۳-۳. معیارهای ارزیابی عملکرد مدل

در این مطالعه معیارهای ارزیابی عملکرد معمول برای ارزیابی مدل مورد استفاده، به کار گرفته شد و نتایج آن‌ها با تئوری کوپلا مقایسه گردید. معیارهای ارزیابی به‌کاررفته عبارتند از: ضریب ناش-ساتکلیف (E)، مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) شاخص تطابق (d) و ضریب همبستگی پیرسون (R).

آمد؛ این امر نیز به پوشش کاربری اراضی حوضه آبخیز مورد مطالعه مربوط است که بخش اعظم آن پوشش مرتعی و جنگلی است و باعث می‌شود حوضه آبخیز واکنش آهسته‌ای در برابر بارش‌های ورودی داشته باشد. شکل ۳ نیز نشان‌دهنده بخشی از بارش است که در ایجاد رواناب در حوضه دخالت داشته است.

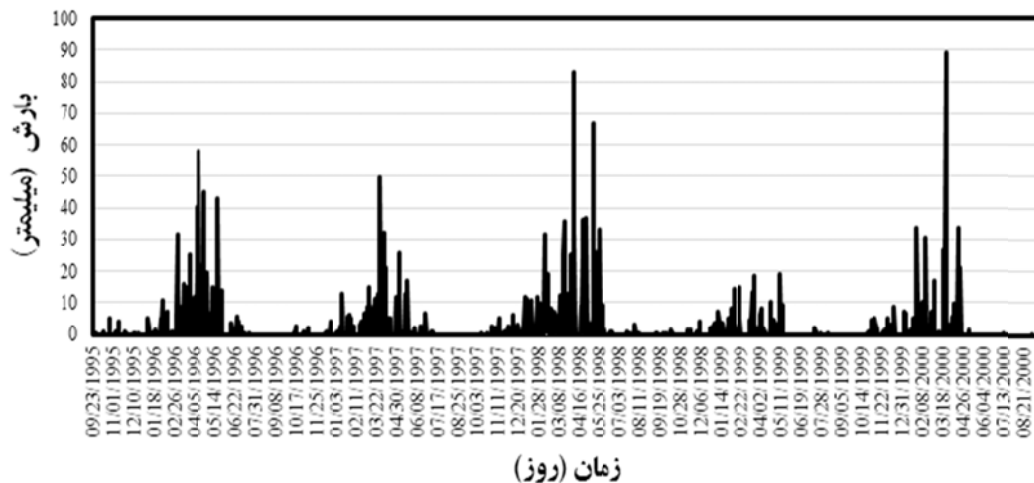
در شکل ۴ نتایج مرحله واسنجی مدل در طول دوره آماری ۱۹۹۵-۲۰۰۰ نشان داده شده است. با توجه به شکل مشخص است که مدل به کار گرفته شده با ضریب همبستگی $R = 0/88$ بین داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده، در شبیه‌سازی دبی روزانه رودخانه طالقان توانایی قابل‌قبولی داشته است. با این حال نمودار پراکندگی داده‌های مشاهده‌ای در مقابل مقادیر شبیه‌سازی شده نشان می‌دهد همبستگی مقادیر شبیه‌سازی شده و مشاهده‌ای در دنباله بالایی کاهش پیدا کرده است که نشان‌دهنده توانایی کم مدل در شبیه‌سازی جریان‌های حداکثر است.

مترمکعب بر ثانیه، مورخه ۱۹۹۶/۴/۲۵؛ دبی پیک برابر با ۵۴/۴۱ مترمکعب بر ثانیه، مورخه ۱۹۹۷/۴/۲۷؛ دبی پیک برابر با ۱۲/۴۰ مترمکعب بر ثانیه، مورخه ۱۹۹۸/۵/۱۳ و دبی پیک برابر با ۱۰۰/۷۹ مترمکعب بر ثانیه، مورخه ۲۰۰۰/۳/۲۴) جهت واسنجی مدل در نظر گرفته شد. واسنجی مدل با آزمون و خطا و تغییر محدوده پارامترها و تعیین مناسب‌ترین سناریو بر اساس معیارهای ارزیابی عملکرد مدل که کمترین خطا (BIAS) و بیشترین همبستگی بین داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده را داشته باشد، صورت گرفت. نتایج واسنجی پارامترهای مدل برای بخش خطی و غیرخطی مدل در جدول ۲ نشان داده شده است.

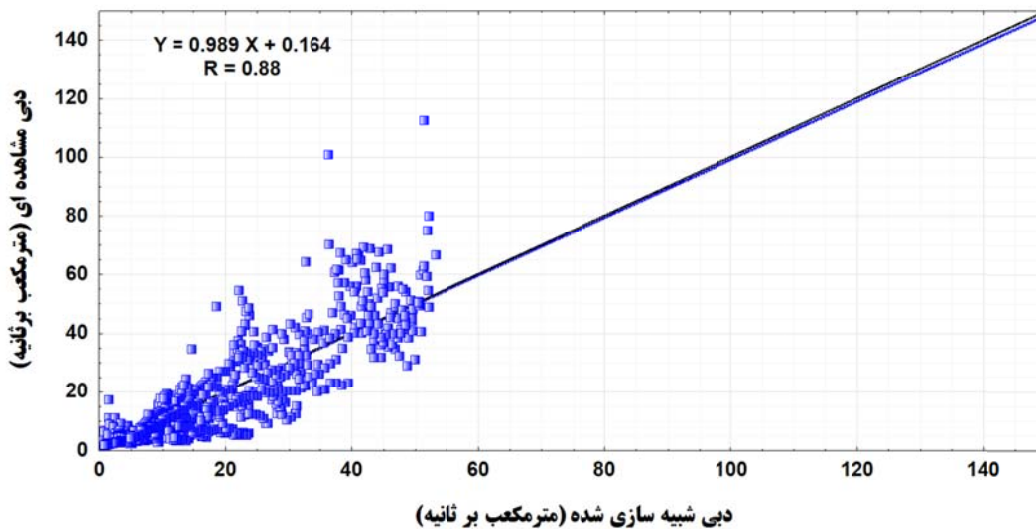
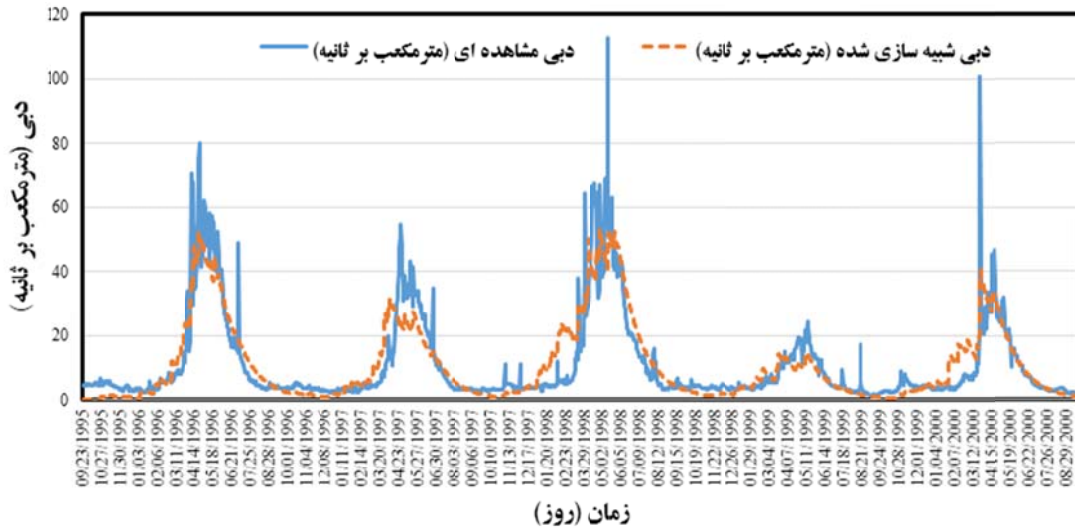
پارامتر V^s در این مطالعه برابر ۱ به دست آمد. این مقدار در مقایسه با نتیجه مطالعه زارعی و همکاران (۱۳۸۸) ($v^s=0.85$)، دوستی و همکاران (۱۳۹۳) ($v^s=0.94$) و جاوید و اپوروا (۲۰۱۵) ($v^s=0.6$) بیشتر است که مشارکت بیشتر جریان پایه در رودخانه را نشان می‌دهد. مقدار پارامتر C برابر ۰/۰۰۲ به دست

جدول ۲. مقادیر بهینه‌شده پارامترهای بخش خطی و غیرخطی مدل IHACRES در حوضه آبخیز طالقان.

پارامتر	C (میلی‌متر)	τ_w (روز)	F (درجه سانتی‌گراد)	τ_q (روز)	τ_s (روز)	V^s
بخش غیرخطی	۰/۰۰۲	۲۲	۴	-	-	-
بخش خطی	-	-	-	۰/۰۲	۴۱/۲۵	۱



شکل ۳. مقدار بارش روزانه مؤثر در تشکیل رواناب در حوضه طالقان.



شکل ۴. رواناب مشاهده‌ای در مقابل رواناب شبیه‌سازی‌شده توسط مدل IHACRES در طول دوره واسنجی (۱۹۹۵-۲۰۰۰).

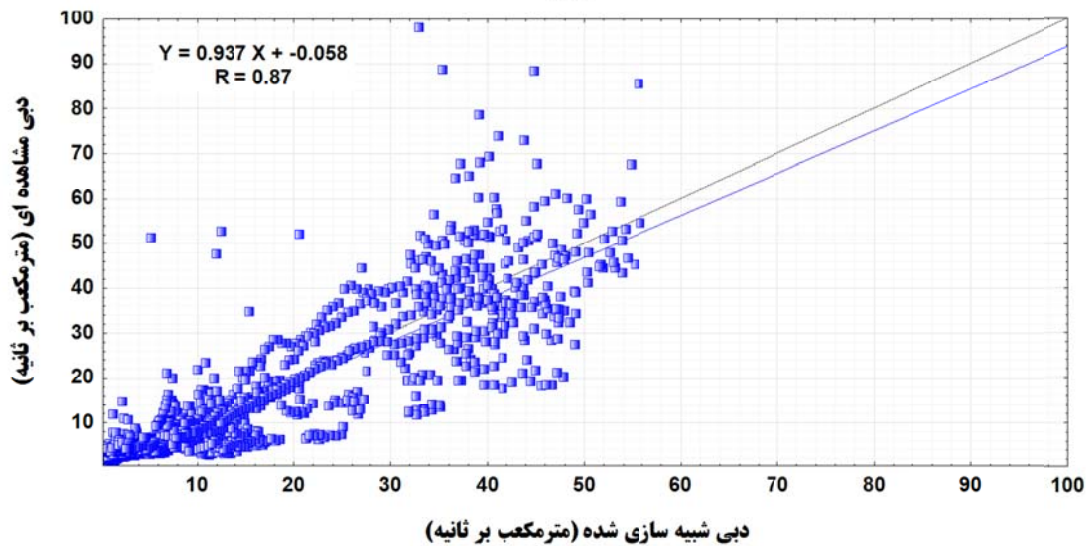
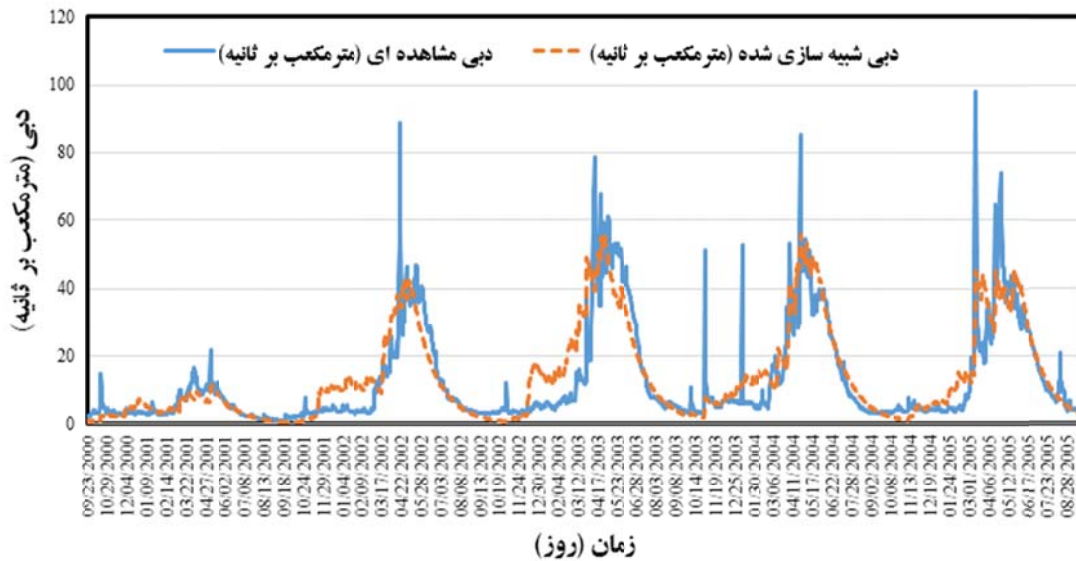
این حال مشابه با دوره واسنجی، شبیه‌سازی مقادیر دبی حداکثر در دوره ارزیابی مدل (۲۰۰۰-۲۰۰۵) رضایت‌بخش نبوده است (شکل ۵) به‌طوری‌که پراکنش داده‌های شبیه‌سازی‌شده و مشاهده‌ای در دنباله بالایی از خط ۴۵ درجه به سمت محور داده‌های مشاهده‌ای انحراف پیدا کرده است.

در ادامه، ارزیابی تفصیلی مدل با استفاده از معیارهای ارزیابی عملکرد معمول در هیدرولوژی و تئوری کوپلا انجام گرفت. نتایج عملکرد مدل IHACRES در مرحله واسنجی و صحت‌سنجی در جدول ۳ آورده شده است. ضریب همبستگی پیرسون در مرحله واسنجی و

در ادامه به ارزیابی مدل واسنجی‌شده در حوضه آبخیز طالقان پرداخته شد. بدین منظور دوره آماری پنج‌ساله ۲۰۰۰-۲۰۰۵ برای آزمون مدل انتخاب گردید. شکل ۵ عملکرد مدل را در شبیه‌سازی دبی روزانه حوضه آبخیز طالقان در طول دوره ارزیابی مدل نشان می‌دهد. با توجه به نمودار پراکنش داده‌های مشاهده‌ای در مقابل داده‌های شبیه‌سازی‌شده در شکل ۵ مشخص می‌شود مقادیر شبیه‌سازی‌شده و مشاهده‌ای با ضریب همبستگی $R = 0.87$ در اطراف خط ۴۵ درجه متمرکز شده‌اند که حاکی از رضایت‌بخش بودن نتایج مدل به‌کاررفته در شبیه‌سازی داده‌های دبی روزانه در حوضه آبخیز مورد مطالعه است. با

واسنجی و صحت‌سنجی در دقت قابل انتظار مدل، مدل‌سازی با تغییر طول دوره واسنجی و صحت‌سنجی دوباره تکرار گردید. در این مرحله طول دوره واسنجی مدل هفت سال (۱۹۹۵-۲۰۰۲) و طول دوره صحت‌سنجی سه سال (۲۰۰۲-۲۰۰۵) انتخاب گردید. نتایج اجرای مدل در جدول ۳ آورده شده است. با توجه به نتایج مشخص گردید تغییر طول دوره واسنجی و صحت‌سنجی مدل تأثیر شایان توجهی در دقت مدل نداشته است؛ به طوری که مقادیر معیارهای ارزیابی عملکرد مدل مشابه با حالت قبل است.

صحت‌سنجی به ترتیب برابر با ۰/۸۸ و ۰/۸۷ به دست آمد. مقادیر RMSE و ضریب ناش-ساتکلیف هم برای دوره واسنجی برابر با ۶/۳۷ مترمکعب بر ثانیه و ۰/۷۸ و در دوره صحت‌سنجی برابر با ۷/۲ مترمکعب بر ثانیه و ۰/۷۵ به دست آمد. مقدار شاخص تطابق بین داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده برای دو دوره واسنجی و صحت‌سنجی برابر و به مقدار ۰/۹۳ به دست آمد که نتایج تمامی شاخص‌ها بر عملکرد قابل قبول مدل استفاده شده در شبیه‌سازی دبی روزانه حوضه مورد مطالعه دلالت داشته است. جهت ارزیابی تأثیر طول دوره



شکل ۵. رواناب مشاهده‌ای در مقابل رواناب شبیه‌سازی شده توسط مدل IHACRES در طول دوره ارزیابی (۲۰۰۵-۲۰۰۰).

جدول ۳. نتایج واسنجی و صحت‌سنجی مدل IHACRES با استفاده از معیارهای ارزیابی عملکرد معمولی.

دوره صحت‌سنجی	دوره واسنجی	دوره صحت‌سنجی	دوره واسنجی	دوره صحت‌سنجی
(۲۰۰۵-۲۰۰۲)	(۲۰۰۵-۲۰۰۰)	(۲۰۰۲-۱۹۹۵)	(۲۰۰۲-۱۹۹۵)	(۲۰۰۵-۲۰۰۲)
مجدور میانگین مربعات خطا (RMSE)	۶/۳۷	۷/۲	۶/۰۲	۸/۱۷
ضریب تطابق (d)	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۲
ضریب ناش-ساتکلیف (E)	۰/۷۸	۰/۷۵	۰/۷۸	۰/۷۴
ضریب همبستگی پیرسون (R)	۰/۸۸**	۰/۸۷**	۰/۸۸**	۰/۸۶**

* سطح معناداری ضریب همبستگی در سطح ۱ درصد

بارش-رواناب است. تابع کوپلای گوس نیز با مقادیر $AIC = -217/08$ ، $BIC = -108/54$ و $LL = -108/54$ به‌عنوان بهترین تابع کوپلای برازش داده‌شده به داده‌های بارش-رواناب شبیه‌سازی‌شده انتخاب گردید. با مقایسه نتایج جدول ۳ تمامی معیارهای ارزیابی عملکرد مدل، بر عملکرد مطلوب مدل در دوره ارزیابی دلالت دارد؛ با این حال نتایج جدول ۴ حاکی از این است که رابطه احتمالاتی بین بارش و دبی به‌خوبی توسط مدل شبیه‌سازی نشده است؛ به طوری که توابع کوپلای با خصوصیات مختلف در دنباله بالایی و پایینی به داده‌های شبیه‌سازی‌شده (کوپلای گوس) و مشاهده‌ای (کوپلای کلاتون) برازش داده شده است که این موضوع به دلیل ناتوانی مدل در شبیه‌سازی روابط غیرخطی بارش و رواناب و شبیه‌سازی دبی‌های اوج بهاره است. زارعی و همکاران (۱۳۸۸) در حوضه آبخیز کسلیان، آشفته و مساح بوانی (۱۳۸۸) در حوضه آبخیز آیدوغموش و دی و کروک (۲۰۰۳) در آفریقای جنوبی در پژوهش‌های جداگانه بر ناتوانی مدل در شبیه‌سازی صحیح دبی‌های اوج تأکید داشته‌اند. دلیل این امر در نظر نگرفتن نقش برف و رواناب ناشی از ذوب آن توسط مدل است. چنانچه در شکل ۵ نیز نشان داده شده است، مقادیر دبی شبیه‌سازی‌شده در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس (دی، بهمن و اسفند شمسی) در تمامی سال‌ها بیشتر از مقادیر مشاهداتی است و از سوی دیگر

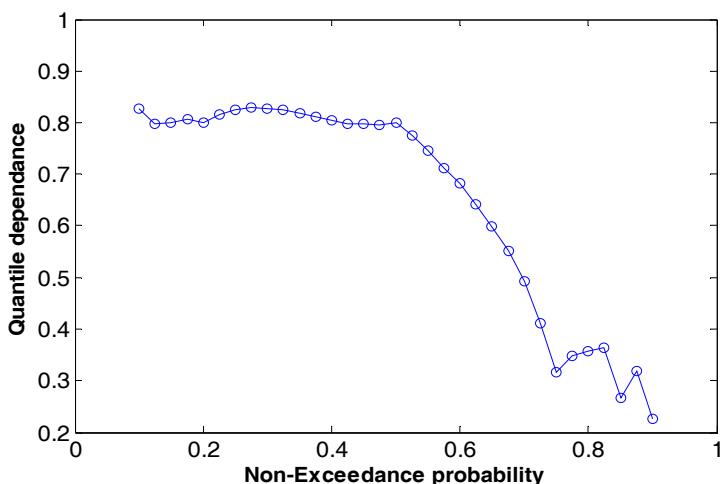
در ادامه تئوری کوپلا نیز جهت ارزیابی عملکرد مدل در شبیه‌سازی صحیح رفتار احتمالاتی بارش-رواناب به کار گرفته شد و نتایج ارزیابی حاصل از آن با نتایج معیارهای ارزیابی معمول (نتایج جدول ۳) مقایسه گردید. بدین منظور هفت تابع کوپلای گوس، کلاتون، کلاتون چرخشی، فرانک، گمبل، گمبل چرخشی و کوپلا t به داده‌های مشاهده‌ای بارش-رواناب و داده‌های شبیه‌سازی‌شده بارش-رواناب برازش داده شد. در شکل ۶ مقادیر همبستگی بین چندکها (Quantile) برای داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده نشان داده شده است. با توجه به شکل مشخص می‌شود مقادیر همبستگی بین چندکها در داده‌های شبیه‌سازی‌شده و مشاهده‌ای از الگوی یکسانی پیروی نمی‌کند. منحنی‌های موجود در شکل ۶ نشان‌دهنده این است که با افزایش مقادیر احتمال عدم تجاوز، مقادیر همبستگی بین چندکها کاهش پیدا می‌کند که از مشخصات اصلی تابع کوپلای کلاتون است. معیارهای نکویی برازش AIC ، BIC و LL جهت انتخاب بهترین تابع کوپلای برازش داده‌شده به داده‌های بارش-رواناب مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده به کار گرفته شد. نتایج برازش توابع کوپلا در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به نتایج جدول ۴ مشخص گردید کوپلای کلاتون با کمترین مقادیر AIC ، BIC و LL (به ترتیب برابر با $-236/28$ ، $-236/28$ و $-118/13$) بهترین تابع کوپلای برازش داده‌شده به داده‌های مشاهده‌ای

حوضه آبریز Murrumbidgee در جنوب شرق استرالیا به کار گرفت. مقایسه باقیمانده مدل، برآورد بارش مؤثر و هیدروگراف‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده جهت ارزیابی توانایی مدل در شبیه‌سازی رفتار جریان‌های مشاهده‌ای و زمان وقوع و بزرگی دبی‌های اوج انجام گرفت. نتایج نشان داد قابلیت پیش‌بینی مدل حساسیت زیادی به ویژگی‌های پاسخ حوضه آبریز دارد؛ به طوری که مدل مذکور توانایی قابل‌قبولی در شبیه‌سازی دبی در حوضه‌های مرطوب داشته است؛ در حالی که به کارگیری مدل در حوضه‌های خشک‌تر که پاسخ هیدرولوژیکی حوضه به صورت دبی‌های اوج سریع است، دقت کمتری داشته است؛ نتیجه مطالعه آن‌ها با نتایج این پژوهش هماهنگی دارد؛ به طوری که حوضه آبخیز طالقان با شرایط اقلیمی خشک و نیمه‌خشک دارای دبی‌های اوج سریع ناشی از ذوب برف در بهار است که با دقت کمتری توسط مدل شبیه‌سازی شده‌اند. دوستی و همکاران (۱۳۹۳) از مدل IHACRES جهت مطالعه فرایند بارش-رواناب در حوضه آبخیز تمر واقع در استان گلستان استفاده کردند. آن‌ها نیز به نتایج مشابهی درباره عملکرد مدل IHACRES در خصوص شبیه‌سازی رواناب دست یافتند. آن‌ها نشان دادند اگرچه مدل نتوانسته است دبی‌های حداکثر را به خوبی شبیه‌سازی کند، اما در مجموع با توجه به انحرافات کم مدل و شبیه‌سازی خوب مقادیر حداقل و بر اساس پارامتر ضریب تبیین $R^2 = 0.61$ عملکرد مدل در حوضه مطالعه رضایت‌بخش بوده است. با توجه به اقلیم مرطوب‌تر حوضه آبخیز تمر در مقایسه با حوضه طالقان اختلاف بین داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده جریان‌های حداکثر در حوضه تمر از حوضه طالقان کمتر بود که مؤید یافته‌های کیم (۲۰۱۵) است. ماسافو و همکاران (۲۰۱۶)، جهت مطالعه فرایند بارش-رواناب در حوضه آبخیز رودخانه Rokel-Seli در آفریقای غربی از مدل هیدرولوژیکی IHACRES سود جستند. آن‌ها نشان دادند

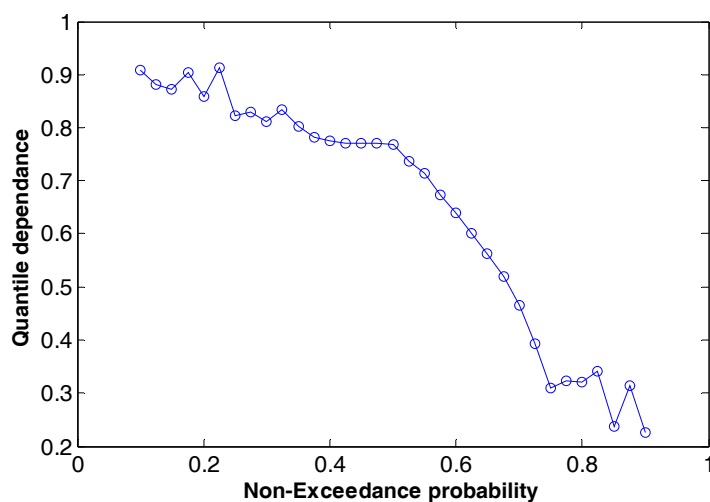
دبی‌های اوج فصل بهار بسیار کمتر از مقدار واقعی برآورد شده است. با توجه به وضعیت فیزیوگرافی حوضه آبخیز طالقان از جهت کوهستانی بودن (شکل ۱) و موقعیت جغرافیایی و شرایط اقلیمی مدیترانه‌ای حاکم بر فرایندهای هیدرولوژیکی در حوضه مورد مطالعه، بخش شایان توجهی از بارش‌ها در فصول سرد سال و به شکل برف نازل می‌شود که قابلیت تبدیل مستقیم به رواناب‌های سطحی را ندارد. از همین رو مقادیر دبی واقعی در طول این ماه‌ها (دی، بهمن و اسفند) کم است. برف انباشته شده در حوضه، به تدریج در فصول گرم سال ذوب می‌شود و از طریق نفوذ در لایه‌های زیرین خاک موجب تغذیه جریان پایه رودخانه می‌شود. از سوی دیگر با افزایش دما در فصول گرم، همزمانی ذوب برف با بارش‌های بهاره باعث ایجاد دبی‌های اوج می‌گردد. با توجه به این موضوع که قابلیت شبیه‌سازی تجمع و ذوب برف در مدل گنجانده نشده است، این مدل تمام بارش‌های ورودی را به شکل باران در نظر می‌گیرد که بلافاصله وارد شبکه زهکشی می‌شود و به شکل جریان نمود پیدا می‌کند؛ همین موضوع باعث برآورد بیشتر دبی در ماه‌های فصل زمستان و برآورد کمتر دبی‌های اوج در ماه‌های فصل بهار می‌شود. جاوید و اپورا (۲۰۱۵) مدل هیدرولوژیکی IHACRES را جهت شبیه‌سازی رواناب روزانه شش حوضه Malathi, Hemavathi, Lakshmanthirtha, Yetthinahole, Kumaradhara و Kadumanehalla در بخش غربی کارناتاکا به کار گرفتند. آن‌ها نشان دادند مقدار ضریب ناش ساتکلیف برای تمامی حوضه‌ها قابل قبول است؛ با این حال برای حوضه Kadumanehalla مقدار ضریب ناش در مقایسه با حوضه‌های دیگر کمتر است که علت آن را وجود دبی‌های اوج در این حوضه دانستند و بر عدم توانایی مدل IHACRES در شبیه‌سازی رابطه غیرخطی بارش و دبی‌های اوج تأکید کردند که با یافته‌های این مطالعه تطابق دارد. کیم (۲۰۱۵) مدل IHACRES را جهت مدل‌سازی هیدرولوژیکی

عملکرد ضعیف‌تری داشته است. تمامی مطالعات مذکور بر ناتوانی مدل IHACRES در شبیه‌سازی دبی‌های حداکثر در مناطق خشک و نیمه‌خشک تأکید داشته‌اند. علت این امر نقش برف در چرخه هیدرولوژیکی موجود در این مناطق است که باعث غیرخطی شدن رابطه بین بارش و رواناب می‌گردد. اینکه قابلیت شبیه‌سازی رواناب ناشی از ذوب برف در مدل مذکور گنجانده نشده است، موجب می‌شود تا شبیه‌سازی‌های مدل در فصول زمستان و بهار با واقعیت‌های فیزیکی موجود در حوضه منطبق نباشد؛ در نتیجه رابطه بین توزیع فراوانی بارش و رواناب در داده‌های مشاهده‌ای توسط مدل حفظ نشده است؛ برازش توابع کوپلای مختلف به داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده گواه این ادعاست. با این حال نتایج ارزیابی مدل با استفاده از معیارهای ارزیابی عملکرد معمول (جدول ۳) بر قابلیت خوب مدل در شبیه‌سازی رواناب حوضه مورد مطالعه دلالت دارد. با توجه به اینکه انتخاب مدل به هدف استفاده از مدل و قابلیت‌ها و محدودیت‌های مدل بستگی دارد، ارزیابی مدل نیز باید متناسب با هدف استفاده از مدل باشد. چنانچه هدف استفاده از مدل هیدرولوژیکی، تحلیل فراوانی فرایندهای هیدرولوژیکی و روابط احتمالاتی بین وقایع باشد، نتایج حاصل از مدل یادشده قابل اعتماد نخواهد بود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد تابع کوپلای کلاسیون قابلیت خوبی در برازش به داده‌های بارش رواناب در حوضه مورد مطالعه داشته است و برای مطالعه و تحلیل فراوانی چندمتغیره بارندگی رواناب در مناطق خشک و نیمه‌خشک توصیه می‌شود. با این حال بررسی‌های بیشتر در مناطق اقلیمی مشابه، جهت دستیابی به نتیجه قطعی ضروری است. پیشنهاد می‌شود در مناطق اقلیمی مختلف با الگوهای متفاوت از فرایندهای هیدرولوژیکی، توابع کوپلا بررسی و آزمون شود.

مدل هیدرولوژیکی مذکور به‌طور قابل‌قبولی توانایی شبیه‌سازی جریان‌های حداقل و حداکثر را دارد که با یافته‌های این پژوهش همسو نیست. دلیل این امر شرایط اقلیمی حاکم بر منطقه مطالعه آنها بود که از جهت موقعیت خاص جغرافیایی، در مجاورت با اقیانوس اطلس شمالی دارای اقلیم مرطوب و پوشش گیاهی انبوه است؛ این امر موجب گردیده است تا فرایندهای هیدرولوژیکی متفاوت عمل کنند. صادقی و همکاران (۱۳۹۴) برای ارزیابی کارایی مدل IHACRES در مناطق مرطوب، آن را جهت شبیه‌سازی رواناب روزانه حوضه آبخیز ناورود گیلان به کار گرفتند و نشان دادند در شبیه‌سازی رواناب روزانه مناطق مرطوب توانایی خوبی دارد. یعقوبی و مساح بوانی (۱۳۹۳) نیز توانایی این مدل را جهت شبیه‌سازی فرایند بارش-رواناب در حوضه‌های نیمه‌خشک (حوضه اعظم هرات-یزد) مورد آزمون قرار دادند. آنها نشان دادند مدل توانایی لازم را برای شبیه‌سازی دبی حوضه مورد نظر دارد؛ با این حال توانایی کمتری در شبیه‌سازی دبی‌های حداکثر دارد، به‌طوری‌که دبی‌های کمتری را در مقایسه با دبی‌های حداکثر مشاهداتی شبیه‌سازی می‌کند؛ این یافته با یافته‌های این مطالعه در هماهنگی است. نظری پویا و همکاران (۱۳۹۴) به مقایسه عملکرد دو مدل IHACRES و SWAT در شبیه‌سازی رواناب روزانه حوضه‌های یلفان و سولان در استان همدان پرداختند و نشان دادند هر دو مدل توانایی قابل‌قبولی در شبیه‌سازی رواناب روزانه حوضه‌های مورد مطالعه داشته است. نتایج مطالعه آنها نشان داد مدل SWAT در مقایسه با مدل IHACRES در شبیه‌سازی دبی روزانه و ماهانه در هر دو حوضه دقت بیشتری داشته است. آنها همچنین نشان دادند مدل SWAT در برآورد جریان‌های حداکثر، قوی‌تر بوده و مدل IHACRES



(الف)



(ب)

شکل ۶. مقادیر همبستگی بین چندگانه (quantile) در داده‌های شبیه‌سازی شده (الف) و مشاهده‌ای (ب).

جدول ۴. آماره‌های نکویی برازش توابع کوپلا برای داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی شده بارش-رواناب (۲۰۰۰-۲۰۰۵).

تابع کوپلا	داده‌های مشاهده‌ای			داده‌های شبیه‌سازی شده		
	AIC	BIC	LL	AIC	BIC	LL
گوس	-۲۲۸/۳۹	-۲۲۸/۳۸	-۱۱۴/۱۹	-۲۱۷/۰۸	-۲۱۷/۰۸	-۱۰۸/۵۴
کلاتون	-۲۳۶/۲۸	-۲۳۶/۲۸	-۱۱۸/۱۳	-۱۸۵/۳۰	-۱۸۵/۳۰	-۹۲/۶۵
کلاتون چرخشی	-۱۰۷/۱۰	-۱۰۷/۱۰	-۵۳/۵۵	-۱۱۹/۸۴	-۱۱۹/۸۴	-۵۹/۹۲
فرانک	-	-	-	-	-	-
گمبل	-۱۵۵/۰۱	-۱۵۵/۰۱	-۷۷/۵۰	-۱۴۹/۵۳	-۱۴۹/۵۲	-۷۴/۷۶
گمبل چرخشی	-۲۱۰/۶۲	-۲۱۰/۶۱	-۱۰۵/۳۰	-۱۵۷/۹۵	-۱۵۷/۹۵	-۷۸/۹۸
کوپلا نوع t	-۲۲۶/۹۷	-۲۲۶/۹۵	-۱۱۳/۴۸	-۲۱۵/۱۶	-۲۱۵/۱۶	-۱۰۷/۵۸

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه شاخص جدیدی جهت ارزیابی عملکرد مدل‌های هیدرولوژیک (مدل IHACRES در این مطالعه) در تبدیل بارش به رواناب ارائه گردیده است. تئوری کوپلا بدین منظور به کار رفت. ابتدا با استفاده از مدل IHACRES به مدل‌سازی جریان‌های دبی روزانه حوضه آبخیز طالقان پرداخته شد. نتایج نشان داد مدل مذکور در شبیه‌سازی جریان‌های حداکثر توانایی ضعیفی دارد که دلیل این امر نادیده گرفتن رواناب ناشی از ذوب برف در مدل است. با این حال نتایج ارزیابی مدل با استفاده از معیارهای ارزیابی معمول از جمله ضریب همبستگی پیرسون، ضریب ناش-ساتکلیف، مجذور میانگین مربعات خطا و شاخص تطابق همگی بر عملکرد مطلوب مدل دلالت داشته‌اند. در ادامه تئوری کوپلا جهت ارزیابی عملکرد مدل در شبیه‌سازی رابطه احتمالاتی دبی-بارش به کار گرفته شد. برازش توابع کوپلای متعدد با خصوصیات همبستگی متفاوت در دنباله بالایی و پایینی به داده‌های مشاهداتی و شبیه‌سازی شده بارش-رواناب، نشان‌دهنده عملکرد ضعیف مدل در شبیه‌سازی رابطه احتمالاتی بین بارش و رواناب است. دلیل این امر عملکرد ضعیف مدل در شبیه‌سازی جریان‌های حداکثر بوده است؛ این موضوع خود ناشی از نادیده گرفته شدن رواناب ناشی از ذوب برف در فصل بهار است که در نتایج معیارهای ارزیابی عملکرد مدل مشخص نیست ولی در انتخاب نوع تابع کوپلای برازش داده شده به داده‌های شبیه‌سازی شده و مشاهده‌ای بارش-رواناب انعکاس پیدا کرده است و باعث برازش توابع کوپلای مختلف به داده‌های مذکور گردیده است. نتایج این مطالعه بیانگر این است که با وجود این که معیارهای ارزیابی عملکرد معمولی می‌توانند در تشخیص کارایی مدل‌های هیدرولوژیک بسیار مفید باشند، در صورتی که هدف استفاده از مدل‌های هیدرولوژیک، تحلیل فراوانی توأم وقایع بارش رواناب و تعیین مقادیر دبی-بارش در دوره‌های بازگشت مختلف باشد، به‌کارگیری تئوری کوپلا جهت آزمون مدل علاوه بر

معیارهای ارزیابی عملکرد معمولی ضروری به نظر می‌رسد. نتایج این مطالعه نشان داد به دلیل همبستگی ضعیف بین وقایع حدی بارش و رواناب در دنباله بالایی (به دلیل نقش برف و رواناب ناشی از آن)، تابع کوپلای کلاتون برازش خوبی به داده‌های بارش رواناب در منطقه داشته است. با این حال بررسی‌های بیشتر در خصوص برازش توابع کوپلا به داده‌های بارش رواناب در مناطق اقلیمی مشابه جهت دستیابی به نتیجه متقن در این خصوص توصیه می‌شود.

مراجع

آشفته، پ. و مساح بوانی، ع.، ۱۳۸۸، تاثیر تغییر اقلیم بر روی دبی‌های پیک (مطالعه موردی حوضه آیدوغموش، آذربایجان شرقی)، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۵۳، ۲۵-۳۹.

دوستی، م.، شاهی، ک.، حبیب نژاد روشن، م. و میریعقوب‌زاده، م.، ۱۳۹۳، استفاده از مدل نیمه مفهومی IHACRES در شبیه‌سازی جریان روزانه، پژوهش‌های حفاظت آب و خاک، ۲۱ (۲)، ۲۷۷-۲۹۲.

رضوی‌زاده، س.، سلاجقه، ع.، خلیقی سیگارودی، ش. و جعفری، م.، ۱۳۹۰، بررسی تاثیر تغییر کاربری اراضی بر خصوصیات سیلاب با استفاده از مدل HEC-HMS. مرتع و آبخیزداری، ۶۶ (۳)، ۳۷۳-۳۸۶.

عبدالحسینی، م.، ۱۳۹۱، کاربرد کوپلا در تحلیل فراوانی چند متغیره جریانهای کم و ارزیابی رگرسیون کوپلایی به منظور استفاده در تحلیل متغیرهای غیر مستقل، پایان نامه دکتری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.

زارعی، م.، قنبرپور، م. ر.، حبیب نژاد روشن، م. و شاهی، ک.، ۱۳۸۸، شبیه‌سازی جریان رودخانه با استفاده از مدل بارش-رواناب IHACRES (مطالعه موردی: حوضه آبخیز کسلیان)، علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۳ (۸)، ۱۱-۲۰.

صادقی، ه.، قاسمیه، ه. و ساداتی نژاد، ج.، ۱۳۹۴، ارزیابی

- واسنجی و ارزیابی عملکرد مدل‌های هیدرولوژی IHACRES و SWAT در شبیه‌سازی رواناب، نشریه تحلیل فضایی مخاطرات محیطی، ۲(۲)، ۹۹-۱۱۲.
- یعقوبی، م. و مساح بوانی، ع.، ۱۳۹۳، تحلیل حساسیت و مقایسه عملکرد سه مدل مفهومی IHACRES، HBV و HEC-HMS در شبیه‌سازی بارش رواناب پیوسته در حوضه‌های نیمه خشک (بررسی موردی: حوضه اعظم هرات-یزد)، مجله فیزیک زمین و فضا، ۴۰(۲)، ۱۵۳-۱۷۲.
- کارایی مدل هیدرولوژیکی IHACRES در مناطق مرطوب (مطالعه موردی، حوضه ناورود، گیلان)، نشریه علوم آب و خاک (علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی)، ۱۹(۷۳)، ۷۳-۸۲.
- میراکبری، م. و گنجی، آ.، ۱۳۹۱، تحلیل دو متغیره مشخصه‌های شدت و مدت خشک‌سالی هواشناسی (مطالعه موردی: استان کرمانشاه)، مجله پژوهش آب ایران، ۱۱، ۱۷-۲۵.
- نظری پویا، ه.، کردوانی، پ. و فرجی راد، ع.، ۱۳۹۴، 18, 705-712.
- De Michele, C. and Salvadori, G., 2003, A generalized Pareto intensity duration model of storm rainfall exploiting 2-copulas, *Journal of Geophysical Research*, 108(15), 1-11.
- Dung, N. V., Merz, B., Bardossy, A. and Apel, A., 2015, Handling uncertainty in bivariate quantile estimation-An application to flood hazard analysis in the Mekong Delta. *Journal of Hydrology*, 527, 704-717.
- Dupuis, D. J., 2007, Using copulas in hydrology: benefits, cautions, and issues, *Journal of Hydrological Engineering*, 12(4), 381-393.
- Favre, A-C., El Adlouni, S., Perreault, L., Thiémonge, N. and Bobee, B., 2004, Multivariate hydrological frequency analysis using copulas. *Water Resources Research*, 40(1), 1-12.
- Gartsman, B., van Nooyen, R. and Kolechkina, A., 2009, Implementation issues for total risk calculation for groups of sites, *Physics and Chemistry of the Earth*, 34, 619-625.
- Genest, C. and Rivest, L. P., 1993, Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas, *Journal of the American Statistical Association*, 88(423), 1034-1043.
- Genest, C. and Favre, A-C., 2007, Everything you always wanted to know about copula modelling but were afraid to ask, *Journal of Hydrological Engineering*, 12(4), 347-368.
- Grubbs, F. E. and Beck, G., 1972, Extension of sample sizes and percentage points for significant tests of outlying observations, *Technometrics*, 14, 847-854.
- Gupta, H. V., Sorooshian, S. and Yapo, P. O., 1998, Toward improved calibration of hydrologic models: Multiple and no commensurable measures of information, *Water Resources Research*, 34(4), 751-763.
- Javid, Y. and Apoorva, K. V., 2015, Flow regionalization under limited data availability-Application of IHACRES in the western Ghats, *Aquatic Procedia*, 4, 933-941.
- Karmakar, S. and Simonovic, S. P., 2009, Bivariate
- Abdi, A., Hasanzadeh, Y., Talatahari, S., Fakheri-Fard, A. and Mirabbasi, R., 2016, Regional bivariate modeling of droughts using L-comoments and copulas, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 10.1007/s00477-016-1222-x.
- Akaike, H., 1974, A new look at the statistical model identification. *Journal of IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Be'nard, B. and Lang, M., 2007, Use of a Gaussian copula for multivariate extreme value analysis: some case studies in hydrology, *Advances in Water Resources* 30,897-912.
- Bozdogan, H., 2000, Akaike's Information Criterion and recent developments in information complexity, *Journal of Mathematical Psychology*, 44(1), 62-91.
- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., 1970, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden- Day, San Francisco. 230p.
- Crochemore, L., 2010, Evaluation of hydrological models: Expert judgments vs numerical criteria, *Poly technique Paris-UPMC Science de la terre*.
- Croke, B. F. W. and Littlewood, I. G., 2005, Comparison of Alternative Loss Modules In The IHACRES Model: An Application To 7 Catchments In Wales. *International Congress on Modelling and Simulation (MODSIM 2005)*, 7p.
- Croke, B. F. W., Andrews, F., Jakeman, A. J., Cuddy, S. M. and Luddy, A., 2005a, Redesign of the IHACRES rainfall runoff model. In: *Proceedings of the 29th Hydrology and Water Resources Symposium*. Engineers Australia.
- Croke, B. F. W., Andrews, F., Spate, J. and Cuddy, S. M., 2005b, *IHACRES User Guide*. Technical Report 2005/19, second ed. ICAM, School of Resources, Environment and Society, The Australian National University, Canberra. <http://www.toolkit.net.au/ihacres>. 39 pp.
- Day, P. J. and Croke, B. F. W., 2003, Evaluation of streamflow predictions by the IHACRES rainfall-runoff model in two South African catchments. *Journal of Environmental Modeling and Software*,

- flood frequency analysis. Part 2: a copula-based approach with mixed marginal distributions, *Journal of Flood Risk Management*, 2, 32–44.
- Khosravi, M., 2008, Flood Forecasting Using Artificial Neural Network and Empirical Equations, Watershed management MSc thesis, Faculty of Natural Resources, Tehran University.
- Kim, H. S., 2015, Application of a baseflow filter for evaluating model structure suitability of the IHACRES CMD, *Journal of Hydrology*, 521, 543-555.
- Klein, B., Pahlow, M., Hundecha, Y. and Schumann, A., 2008, Probability analysis of hydrological loads for the design of flood control systems using copulas, *Journal of Hydrological Engineering*, 10, 360-369.
- Krause, P., Boyle, D. P. and Base, F., 2005, Comparison of different efficiency criteria for hydrological model assessment, *Advances in Geoscience*, 5, 89-97.
- Masufa, C. K., Trigg, M. A., Carter, A. and Howden, N. J. K., 2016, Water availability and agricultural demand: An assessment framework using global datasets in a data scarce catchment, Rokel-Seli River, Sierra Leone, *Journal of Hydrology: regional studies*, 8, 222-234.
- Mirabbasi, R., Fakheri-Fard, A. and Dinpashoh, Y., 2012, Bivariate drought frequency analysis using the copula method, *Theoretical and applied climatology*, 108(1), 191-206.
- Muhaisen, O. S., Osorio, F. and Garc'a, P. A., 2009, Two-copula based simulation for detention basin design, *Civil Engineering Environmental Systems*, 26(4), 355–366.
- Nash, J. E. and Sutcliffe, J. V., 1970, River flow forecasting through conceptual model. *Journal of Hydrology*, 10 (3), 282-290.
- Osorio, F., Muhaisen, O. and Garc'a, P. A., 2009, Copula-based simulation for the estimation of optimal volume for a detention basin, *Journal of Hydrological Engineering*, 10, 1378-1382.
- Pachepsky, Y., Guber, A., Jacques, D., Simunek, J., Van Genuchten, M. T., Nicholson, T. and Cady, R., 2006, Information content and complexity of simulated soil water fluxes, *Geoderma*, 134, 253–266.
- Reusser, D. E., Blume, T., Schaeffli, B. and Zehe, E., 2009, Analyzing the temporal dynamics of model performance for 10 hydrological models. *Hydrological Earth System Science*, 13, 999-1018.
- Serinaldi, F., Bonaccorso, B., Cancelliere, A. and Grimaldi, S., 2009, Probabilistic characterization of drought properties through copulas, *Physics and Chemistry of the Earth*, 34, 596–605.
- Shiau, J-T., 2006, Fitting drought duration and severity with two dimensional copulas. *Water Resources Management* 20, 795–815.
- Shiau, J-T., Feng, S. and Nadarajah, S., 2007, Assessment of hydrological droughts for the Yellow River, China, using copulas, *Hydrological Process*, 21, 2157–2163.
- Shiau, J. T. and Modarres, R., 2009, Copula-based drought severity-duration frequency analysis in Iran, *Journal of Applied Meteorology*, 16(4), 481–489.
- Sklar, M., 1959, Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Paris, Publications institute statistique university.
- Wang, C., Ni-Bin Chang, N-B. and Yeh, G-T., 2009, Copula-based flood frequency (COFF) analysis at the confluences of river systems, *Hydrological Process* 23, 1471–1486.
- Weijs, S. V., Schoups, G. and van de Giesen, N., 2010, Why hydrological predictions should be evaluated using information theory. *Hydrological Earth System Science*, 14, 2545-2558.
- Zhang, L. and Singh, V. P., 2006, Bivariate flood frequency analysis using the copula method. *Journal of Hydrological Engineering*, 11(2), 150–164.