

تحلیل فراوانی دبی سیلاب براساس شبیه‌سازی مدل بارش- رواناب و توزیع‌های آماری

بهرام ثقفیان^۱، علیرضا قاسمی^{۲*}، سعید گلیان^۳

۱. استاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

۲. کارشناس ارشد فنی، شرکت آب منطقه‌ای تهران

۳. استادیار دانشگاه صنعتی شاهرود

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۴/۴ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۲/۱/۲۶)

چکیده

تحلیل فراوانی سیلاب روشی برای به‌دست‌آوردن سیلاب طراحی سازه‌های هیدرولیکی در یک رودخانه است. در این روش بزرگی سیل به فراوانی وقوع آن با استفاده از توابع توزیع آماری مرتبط می‌شود. دقت برآورد سیلاب به عواملی چون انتخاب توزیع‌های احتمالاتی مناسب و تخمین پارامترهای آن، دوره‌های آماری در دسترس، خطای معمول در اندازه‌گیری‌ها، و وجود مقادیر پرت بستگی دارد. بزرگی سیل را با روش مدل‌سازی هیدرولوژیک نیز می‌توان شبیه‌سازی کرد. عدم قطعیت ناشی از ساختار مدل‌های هیدرولوژیک و فرضیات به‌کاررفته در آن‌ها و عدم قطعیت در مقادیر ورودی و پارامترهای مدل‌ها از عواملی است که بر خروجی مدل‌ها تأثیر می‌گذارد. در این تحقیق، تحلیل فراوانی سیل در حوضه تنگ‌راه با استفاده از روش هیدرولوژیک انجام شد و نتایج با روش آماری، با استفاده از داده‌های مشاهداتی، مقایسه گردید. بدین منظور، مقدار میانگین حوضه‌ای بارش طراحی در تداوم و دوره‌های بازگشت مختلف محاسبه شد. سپس، با استفاده از روش مونت کارلو، عدم قطعیت عامل توزیع مکانی و شرایط رطوبتی پیشین خاک در مدل بارش _ رواناب (HEC- HMS) شبیه‌سازی شد. ترکیب‌های مختلفی از عمق و توزیع مکانی بارش و همچنین شرایط رطوبتی خاک، به‌منزله ورودی مدل، استفاده شد و دبی اوج سیلاب با دوره‌های بازگشت مختلف محاسبه گردید. در روش تحلیل فراوانی آماری سیلاب نیز با استفاده از توزیع‌های احتمالاتی منتخب، براساس آزمون نکویی برازش اندرسون - دارلینگ، مقدار دبی اوج سیلاب محاسبه شد. نتایج نشان داد بارش‌های پرت تأثیر فراوانی بر نتایج شبیه‌سازی بارش _ رواناب دارد و میزان این تأثیر با افزایش دوره بازگشت افزایش می‌یابد؛ مثلاً در نتایج شبیه‌سازی با احتمال ۵۰ درصد و بارش با تداوم ۶ ساعت و دوره بازگشت ۲۰۰ سال، پس از حذف مقدار پرت، مقدار سیلاب از ۱۲۹۷ به ۳۳۸ متر مکعب بر ثانیه کاهش یافت. توزیع مکانی بارش و شرایط رطوبتی پیشین خاک در مقدار سیلاب، به‌ویژه در دوره‌های بازگشت کم، بسیار مؤثر است. نتایج تحلیل فراوانی در اکثر موارد از نتایج مدل‌سازی هیدرولوژیک بیشتر است؛ به‌طوری‌که برای دوره بازگشت ۲۰۰ سال نتایج مدل‌سازی هیدرولوژیک ۳۰/۴ درصد از نتایج تحلیل فراوانی کمتر است. انتخاب نامناسب توزیع‌های آماری در افزایش مقدار اختلاف نقش مهمی دارد.

کلیدواژگان

توزیع مکانی، عدم قطعیت، مدل‌سازی هیدرولوژیک، مونت کارلو.

مقدمه

سیلاب یکی از بزرگ‌ترین بلایای طبیعی است که خسارت وارده از آن به انسان از سایر بلایا، نظیر خشک‌سالی و قحطی، بیشتر است (Pielke et al, 2002). با توجه به اینکه حفاظت کامل در برابر خطر سیلاب امکان‌پذیر نیست (Moore and Palmer, 2005). زیستن در کنار آن و اعمال سیاست‌های جدید، به‌منظور کاهش آثار تخریبی آن، ضروری است. تخمین دبی سیلاب و برآورد دوره بازگشت پیشامدهای نادر، از جمله سیلاب‌ها و باران‌های حدی در محل پروژه‌های آبی، یکی از عوامل بسیار مهم طراحی است (Hosking and Wallis, 1993).

تعیین دوره بازگشت سیلاب طراحی به طبیعت پروژه و پیامدهای سیلاب بستگی دارد و براساس معیارهای اقتصادی تلفات انسانی و عوامل هیدرولوژیک انجام می‌گیرد. برآورد دست پایین ممکن است خسارات جانی و مالی وسیع به‌بار آورد و برآورد دست بالا باعث اتلاف سرمایه می‌شود. هیدرولوژیست‌ها مطالعات گسترده‌ای جهت ابداع روش‌های مناسب برآورد سیلاب‌ها و تجزیه و تحلیل آن‌ها انجام می‌دهند.

در تحلیل فراوانی سیلاب به روش آماری، از توابع توزیع آماری، جهت تعیین مقدار متغیر به‌ازای احتمالات مختلف، استفاده می‌شود. پارامترهای توزیع‌های آماری از نمونه‌ها برآورد می‌شوند. بنابراین، وجود خطا در نمونه‌ها بر نتایج برآورد پارامترها تأثیر می‌گذارد. طول سری آماری کوتاه یا داده مفقود نیز موجب بروز عدم قطعیت برون‌یابی برآورد سیلاب با روش‌های آماری مرسوم می‌گردد. برآوردهای حاصل از نمونه‌های کوچک سیلاب می‌تواند عامل‌های نامعقول یا غیر واقعی داشته باشد. چنانچه در اثر تخریب ایستگاه آب‌سنجی در جریان یک سیلاب بزرگ داده‌ها مفقود گردد، عدم برآورد داده مفقود می‌تواند لطمه‌ای مهم به دقت تحلیل فراوانی وارد آورد (Hemady et al, 2007).

Singh (1993) Hosking and Wallis

(1998) Rao and Hamed (2000) و Griffis and Stedinger (2007) با بررسی جامع تحلیل فراوانی سیلاب تأکید کردند که احتمال وقوع سیلاب حدی یک برون‌یابی براساس داده‌های محدود است و هر چه اندازه نمونه بیشتر باشد صحت برآوردها مناسب‌تر خواهد بود.

Onoz and Bobee et al. (1993) و

Bayazit (1995)، ضمن استفاده از تحلیل فراوانی سیلاب، دریافته‌اند مواقعی که داده‌های سیلاب کم باشد برای انتخاب و تمیز توابع توزیع احتمالاتی از یک‌دیگر مشکل جدی پیش می‌آید.

نکته بسیار مهم در تحلیل فراوانی سیلاب‌ها عدم قطعیت و عدم اطمینان نسبت به دوره‌های سیلاب متوسط و بزرگ است؛ که عموماً با برون‌یابی منحنی‌های دبی - اشل به‌دست می‌آیند. بنابراین، تحلیل فراوانی سیلاب‌ها به شدت متأثر از نحوه اندازه‌گیری تراز و تبدیل آن‌ها به مقادیر دبی متناظر است. این در حالی است که اندازه‌گیری بارش‌های حدی، که مستقیم انجام می‌شود، با عدم قطعیت کمتری روبه‌روست. بنابراین، تبدیل بارش‌های حدی به سیلاب‌های حدی به کمک مدل‌های بارش-رواناب می‌تواند عدم قطعیت آن‌ها را در دوره‌های سیلاب‌های بزرگ ثبت‌شده کاهش دهد. مدل‌های بارش-رواناب نیز یکی دیگر از روش‌های برآورد رواناب و ابزاری مناسب برای مطالعه فرایندهای هیدرولوژیک و ارزیابی منابع آبی است (Lang et al, 1999). تأثیرپذیری از عوامل غیر قطعی دخیل در رفتار پدیده‌های طبیعی، عدم قطعیت ناشی از ساختار مدل و فرضیات به‌کاررفته در آن، عدم قطعیت مقادیر حدی، و پارامترهای مدل از عواملی است که بر خروجی مدل تأثیر می‌گذارد (Maskey, 2004). بارش، به‌مثابه مهم‌ترین و مؤثرترین ورودی مدل‌های بارش - رواناب، توزیع مکانی و زمانی متغیری دارد. عمده روش‌های بررسی عدم قطعیت در مدل‌های بارش - رواناب بر

دوره‌های بازگشت معین با استفاده از مدل بارش-رواناب انجام شد و نتایج به‌دست‌آمده با تحلیل فراوانی آماری مقایسه گشت.

مواد و روش‌ها

منطقه تحقیق

حوضه آبخیز تنگ‌راه با مساحتی در حدود ۱۷۹۶ کیلومتر مربع در جنوب شرقی دریای خزر قرار دارد. این منطقه در دامنه شمالی سلسله جبال البرز شرقی و بین طول‌های جغرافیایی $55^{\circ}36'$ تا $56^{\circ}26'$ شرقی و عرض‌های جغرافیایی $36^{\circ}47'$ تا $37^{\circ}27'$ شمالی واقع است. حوضه تنگ‌راه براساس توپوگرافی و شبکه آبراه‌ها به شش زیرحوضه کوچک‌تر - به نام‌های چشمه‌خان، دشت شیخ، قیزقلعه، نردین، دشت، تنگ‌راه- تقسیم می‌شود. شکل ۱ موقعیت زیرحوضه‌ها و شبکه آبراه‌های این حوضه را نشان می‌دهد. برخی خصوصیات زیرحوضه‌ها در جدول ۱ آمده است. برای محاسبه زمان تمرکز از رابطه کریپچ (رابطه ۱) استفاده شد که در آن T_c زمان تمرکز بر حسب ساعت، L طول مسیر حرکت آب در داخل حوضه بر حسب کیلومتر، و H معادل اختلاف ارتفاع بلندترین و پست‌ترین نقطه زیرحوضه است (Alizadeh, 2006).

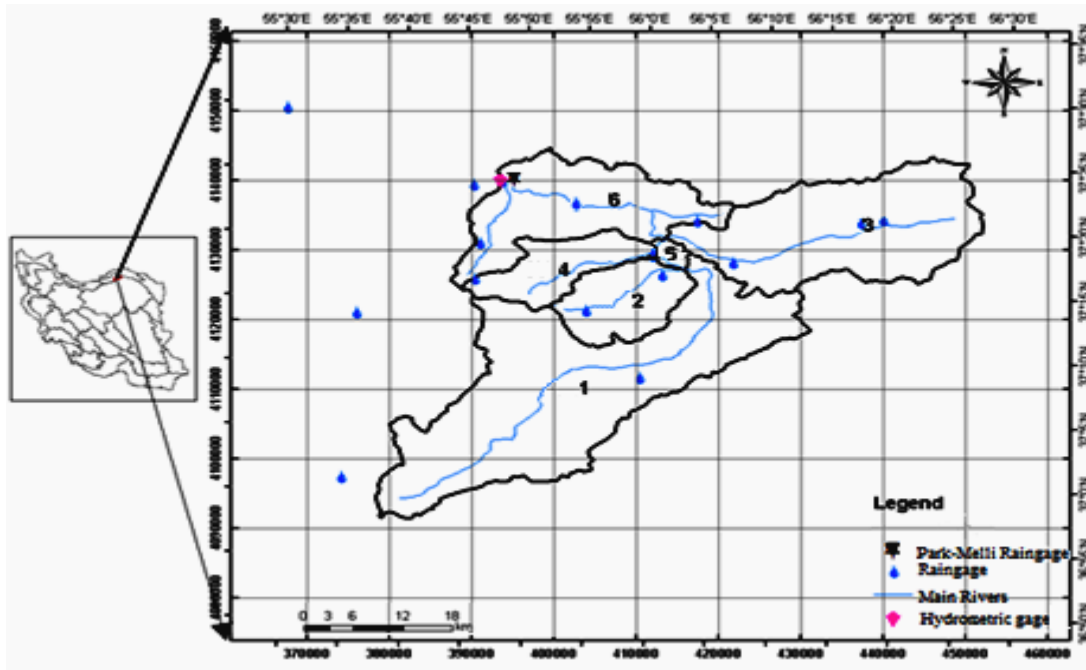
$$T_c = 0.949 * \left(\frac{L^3}{H}\right)^{0.385} \quad (\text{رابطه ۱})$$

پایه شبیه‌سازی مونت کارلو استوار است. روش مونت کارلو الگوریتمی محاسباتی است که از نمونه‌گیری تصادفی برای محاسبه نتایج استفاده می‌کند. به عبارت دیگر، این روش یک طبقه از الگوریتم‌های محاسبه‌گر است که برای محاسبه نتایج خود بر نمونه‌گیری‌های تکرارشونده تصادفی اتکا می‌کنند.

Rahman et al. (2002) در تحقیقات خود در استرالیا به این نتیجه رسیدند که روش مونت کارلو یک روش تئوریک در برآورد دامنه سیلاب طراحی است و برای حوضه‌های دارای داده‌های باران‌نگاری مناسب قابلیت کاربردی خوبی دارد. Beran (1973)، Muzik (1993)، Durrans (1995) و Bloschl and Sivapalan (1997) روش شبیه‌سازی مونت کارلو را برای تعیین توزیع سیلاب به کار بردند. نتایج متفاوت توزیع‌های احتمالاتی در برآورد سیلاب با دوره‌های بازگشت مختلف و قابل اعتماد نبودن نتایج این توزیع‌ها در برآورد سیلاب‌های با دوره‌های بازگشت بالا با استفاده از تحلیل داده‌های آماری کوتاه‌مدت یا حصول نتایج نادرست در صورت وجود داده مفقود در سری آماری صحت سیلاب پیش‌بینی‌شده از روی آمار کوتاه‌مدت را با تردید مواجه می‌سازد. در نتیجه، استفاده از مدل‌های بارش-رواناب جهت برآورد سیلاب با دوره‌های بازگشت مختلف می‌تواند روشی جایگزین یا مکمل باشد. در این تحقیق ضمن بررسی عدم قطعیت توزیع مکانی بارش و همچنین شرایط رطوبتی پیشین خاک حوضه، پیش‌بینی سیلاب با

جدول ۱. برخی خصوصیات زیرحوضه‌ها در حوضه مورد تحقیق

زیر حوضه	مساحت (km ²)	ارتفاع متوسط (m)	شیب متوسط (%)	طول رودخانه اصلی (km)	زمان تمرکز (ساعت)
نردین (1)	۷۵۴/۳	۱۴۹۸	۱۴/۱۵	۴/۷۲	۶/۵
دشت شیخ (2)	۱۴۴/۳	۱۲۸۳	۱۳/۱۴	۳/۲۳	۲/۲
چشمه‌خان (3)	۴۵۱/۸	۱۴۷۳	۱۴/۸۶	۴/۴۸	۴/۲
قیزقلعه (4)	۱۲۵/۷۳	۱۴۴۶	۱۸/۳۶	۹/۲۷	۲/۳۲
دشت (5)	۱۳/۰۹	۱۰۵۶	۱۱/۷۸	۱/۸	۰/۸
تنگ‌راه (6)	۳۰۶/۸۸	۱۲۸۲	۳۶/۱۳	۷/۳۶	۲/۲۸



شکل ۱. موقعیت زیرحوضه‌ها و شبکه آبراه‌های حوضه تنگ‌راه

روش تحقیق

از دو روش مقایسه شد.

مدل بارش-رواناب

در این تحقیق، به منظور شبیه‌سازی وقایع بارش - رواناب در حوضه مورد مطالعه از مدل HEC-HMS واسنجی شده توسط گلیان و همکاران استفاده شد (Golian et al, 2010). در این مدل، تلفات با روش گرین و آمپت، یعنی تبدیل بارش به رواناب با هیدروگراف واحد کلارک، و روندیابی جریان در رودخانه با روش ماسکینگام شبیه‌سازی شد. واسنجی و اعتبارسنجی مدل با استفاده از وقایع بارش و رواناب ایستگاه‌های منطقه و انتخاب رویدادهای بارش و سیلاب متناظر انجام پذیرفت. در جدول ۲ پارامترهای واسنجی شده مدل آمده است.

تحلیل عدم قطعیت توزیع مکانی بارش

در حوضه مورد تحقیق، با توجه به عدم قطعیت در توزیع مکانی بارش‌ها در ورودی مدل و به منظور تعیین سهم بارش هر یک از زیرحوضه‌ها در تولید رواناب، با استفاده از تعداد معین وقایع بارش (۱۰۷ واقعه)، میزان

برآورد دبی سیلاب به دو روش شبیه‌سازی بارش-رواناب و استفاده از تحلیل فراوانی آماری انجام می‌شود. در روش شبیه‌سازی بارش-رواناب ابتدا حداکثر بارش روزانه برای منطقه برای سال‌های دوره آماری انتخاب شد. سپس، بارش‌های پرت تعیین و تأثیر آن‌ها بر منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی یگانه ایستگاه ثبات منطقه (ایستگاه پارک ملی) بررسی شد. تحلیل عدم قطعیت توزیع مکانی بارش و استخراج منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی حوضه‌ای در گام بعدی انجام گرفت. بارش‌های طراحی و شرایط رطوبتی پیشین خاک تعیین و در نهایت شبیه‌سازی با ترکیب‌هایی متفاوت از عمق بارش و توزیع مکانی آن و همچنین شرایط رطوبتی خاک به وسیله مدل بارش-رواناب واسنجی شده انجام گرفت. در روش تحلیل فراوانی آماری سیلاب، با استفاده از توزیع‌های احتمالاتی منتخب، براساس آزمون‌های نکویی برازش، مقدار دبی اوج سیلاب محاسبه و ضمن بررسی نتایج تحقیقات پیشین در این زمینه در نهایت نتایج حاصل

جدول ۲. پارامترهای واسنجی شده مدل HEC- HMS (Golian et al, ۲۰۱۰)

میانگین ارتفاع موئینگی Hf (mm)	هدایت هیدرولیکی K (mm/hr)	زمان تمرکز (ساعت)	جذب اولیه Ia (mm)	زیر حوضه
۱۱۵	۳/۲۵	۶/۵	۲۰/۶	نردین
۱۰۸	۳/۵	۲/۱	۲۲/۹	دشت شیخ
۹۷	۴/۷۵	۴/۲	۲۷/۴	چشمه خان
۱۰۴	۳/۷۵	۲/۳	۲۳/۲	قیزقلعه
۸۴	۶/۵	۰/۷	۳۰/۸	دشت
۹۰	۷/۰	۲/۹	۳۲/۹	تنگراه

دوره آماری مشاهده نشد، این حالت رطوبتی از تحلیل‌ها حذف گردید.

بارش‌های طراحی

در حوضه تحقیق فقط یک ایستگاه باران‌نگاری ثابت وجود دارد. بنابراین، امکان استخراج توزیع مکانی بارش‌های کوتاه‌مدت در سطح حوضه وجود ندارد. به همین دلیل، به منظور استخراج منحنی‌های شدت-مدت- فراوانی میانگین حوضه‌ای، ابتدا تحلیل‌های مکانی روی بارش‌های روزانه انجام گرفت. با استفاده از حداکثر بارش روزانه ایستگاه‌های باران‌سنجی واقع در داخل و اطراف حوضه و با استفاده از روش IDW، پراکنش مکانی بارش در سطح حوضه تعیین و مقدار متوسط بارش در حوضه محاسبه شد. سپس، بهترین توزیع آماری برای بارش‌های میانگین حوضه‌ای تعیین و مقدار حداکثر بارش روزانه با دوره‌های بازگشت مختلف محاسبه شد. با توجه به نتایج آزمون‌های آماری و تعیین یک عدد داده پرت مربوط به بارش ۲۱ مردادماه ۱۳۸۰ (۱۰۸ میلی‌متر)، یک بار این داده از بین سری آماری بارش حذف و نسبت به برآزش توزیع آماری اقدام شد و یک بار نیز مقدار این بارش در محاسبات در نظر گرفته شد.

برای حذف داده‌های پرت از آزمون اوت لایر^۳، ارائه شده از سوی انجمن منابع آب امریکا، استفاده شد. نتایج در جدول ۳ آمده است.

بارش میانگین در هر زیرحوضه و در کل زیرحوضه‌ها، با استفاده از روش IDW^۱، محاسبه و با تقسیم بارش میانگین هر زیرحوضه بر بارش میانگین کل عدد بارش بدون بعد برای هر واقعه محاسبه شد. بنابراین، به تعداد وقایع بارش عدد بدون بعد بارندگی برای هر زیرحوضه به دست آمد. سپس، بهترین توزیع احتمالاتی روی بارش‌های بدون بعد به دست آمده برای هر زیرحوضه برآزش داده شد. در گام بعد و جهت تعیین سهم بارش هر زیرحوضه از بارش میانگین تعداد ۱۰۰۰ سری اعداد تصادفی (به تعداد زیرحوضه‌ها) تولید شد. اعداد تصادفی تولیدشده در هر زیرحوضه، با توجه به تابع توزیع احتمال تجمع^۲ (CDF) آن زیرحوضه و پارامترهای برآوردشده توزیع مذکور، به بارش بدون بعد تبدیل شد. در مرحله بعد اعداد بارش بدون بعد دوباره وزن دهی گردید؛ به طوری که $\frac{\sum W_i A_i}{\sum A_i} = 1$ شود. در این رابطه W_i بارش بدون بعد زیرحوضه i -ام پس از وزن دهی و A_i مساحت زیرحوضه i -ام است. با توجه به فراوانی نسبی شرایط رطوبت پیشین خاک قبل از وقوع حداکثر بارش‌های روزانه هر سال در طول دوره آماری (۱۳۴۸ تا ۱۳۸۶)، تعداد ۱۰۰۰ سری اعداد تصادفی بدون بعد بارش برای اجرای مدل تحت شرایط رطوبتی خشک و ۹۹ سری جهت اجرا تحت شرایط متوسط تولید شد. با توجه به اینکه شرایط رطوبتی مرطوب در

3. Outlier

1. Inverse Distance Weighted
2. Cumulative Distributions Function

اکنون، با انتقال این مقادیر روی منحنی‌های شدت - مدت - فراوانی نقطه‌ای ایستگاه پارک ملی (یگانه ایستگاه ثبات دارای آمار کوتاه‌مدت حوضه) و مقایسه آن‌ها با یک‌دیگر، نسبت شدت بارش روزانه حوضه‌ای به شدت بارش روزانه نقطه‌ای برای دوره‌های بازگشت مختلف مطابق رابطه ۲ محاسبه می‌شود.

$$\alpha_d = \frac{(I_d)_w}{(I_d)_p} \quad (\text{رابطه ۲})$$

جدول ۳ نشان می‌دهد، پس از حذف بارش پرت، مقدار بارش برای دوره‌های بازگشت ۲۰۰ سال به میزان ۳۴/۳ میلی‌متر، معادل ۳۶/۶ درصد، و برای دوره بازگشت ۱۰۰ سال به مقدار ۲۴/۴ میلی‌متر، معادل ۳۱/۸ درصد، نسبت به تحلیل فراوانی قبل از حذف بارش پرت کاهش نشان می‌دهد. با افزایش دوره بازگشت، درصد کاهش مقدار بارش روند افزایشی دارد.

جدول ۳. محاسبه بارش روزانه در دوره‌های بازگشت معین

ردیف	دوره بازگشت (سال)	مقدار بارش ۲۴ ساعته (میلی‌متر)		درصد تفاوت
		داده‌ها بدون بارش پرت	داده‌ها با بارش پرت	
۱	۲	۱۷/۵	۲۰/۶	۱۴/۶
۲	۳	۲۱/۲	۲۵/۱	۱۵/۵
۳	۵	۲۵/۶	۳۰/۶	۱۶/۳
۴	۱۰	۳۱/۴	۳۸/۶	۱۸/۷
۵	۲۵	۳۹/۴	۵۱/۲	۲۳
۶	۵۰	۴۵/۷	۶۲/۷	۲۷/۱
۷	۱۰۰	۵۲/۴	۷۶/۸	۳۱/۸
۸	۲۰۰	۵۹/۵	۹۳/۸	۳۶/۶

تنگ‌راه زیر منحنی‌های ایستگاه پارک ملی قرار گرفته‌اند؛ که علت آن کم‌تر بودن میانگین بارش در سطح حوضه نسبت به بارش در محل پارک ملی گلستان است. بدین ترتیب مقادیر شدت بارش حوضه‌ای با دوره‌های بازگشت مختلف برای تداوم‌های مختلف در دو حالت با و بدون حذف داده پرت محاسبه شد (جدول ۴).

رطوبت پیشین خاک

به منظور بررسی شرایط قبلی رطوبت خاک، مجموع بارش ۵ روز قبل از تاریخ وقوع حداکثر بارش روزانه ایستگاه‌های باران‌سنجی، واقع در داخل و اطراف حوضه در طول دوره آماری (۱۳۴۸ تا ۱۳۸۶) محاسبه شد و میانگین مکانی آن‌ها با روش IDW به‌دست آمد.

در رابطه فوق $(I_d)_w$ حداکثر شدت بارش روزانه حوضه‌ای (حوضه تنگ‌راه)، $(I_d)_p$ حداکثر شدت بارش روزانه نقطه‌ای (ایستگاه پارک ملی)، و α_d ضریبی است که جهت محاسبه شدت بارش حوضه‌ای در تداوم‌های مختلف به کار می‌رود. با استفاده از ضریب به‌دست‌آمده از رابطه ۲، شدت بارش حوضه در تداوم‌های مختلف از رابطه ۳ محاسبه و نتایج به‌دست‌آمده جهت استخراج منحنی شدت - مدت - فراوانی حوضه‌ای استفاده شد.

$$(I_t)_w = \alpha_d \times (I_t)_p \quad (\text{رابطه ۳})$$

که در آن حداکثر شدت بارش با تداوم t ساعت حوضه تنگ‌راه، $(I_t)_p$ حداکثر شدت بارش با تداوم t ساعت ایستگاه پارک ملی، α_d نسبت بارش روزانه حوضه تنگ‌راه به بارش روزانه ایستگاه پارک ملی از رابطه ۲ است. مقایسه منحنی‌های ایستگاه پارک ملی گلستان و حوضه تنگ‌راه نشان می‌دهد منحنی‌های حوضه

جدول ۴. نتایج محاسبه بارش حوضه‌ای در دو حالت با و بدون حذف داده پرت

دوره بازگشت (سال)							شدت بارش (میلی‌متر)	تداوم (ساعت)
۲۰۰	۱۰۰	۵۰	۲۵	۱۰	۵	۲		
۴۴/۵	۳۹/۲	۳۳/۹	۲۸/۵	۲۱/۲	۱۵/۴	۶/۸	نقطه‌ای	۴
۲۶/۱	۲۱/۳	۱۷/۶	۱۴/۹	۱۲/۲	۱۰/۲	۵/۴	حوضه‌ای با پرت	
۱۶/۵	۱۴/۵	۱۲/۸	۱۱/۴	۹/۹	۸/۸	۵	حوضه‌ای بدون پرت	
۳۶/۶	۳۲/۳	۲۷/۹	۲۲/۵	۱۷/۶	۱۲/۹	۵/۸	نقطه‌ای	۵
۱۶/۴	۱۳/۸	۱۱/۶	۹/۹	۸/۳	۷/۹	۵/۸	حوضه‌ای با پرت	
۱۰/۶	۹/۵	۸/۶	۷/۷	۷/۲	۷	۵/۳	حوضه‌ای بدون پرت	
۲۳	۲۰/۳	۱۷/۷	۱۵	۱۱/۴	۸/۵	۴/۲	نقطه‌ای	۶
۱۳/۹	۱۱/۷	۹/۸	۸/۳	۷	۶/۸	۴/۵	حوضه‌ای با پرت	
۸/۹	۸/۰	۷/۳	۶/۴	۵/۹	۵/۷	۴/۲	حوضه‌ای بدون پرت	
۲۲/۴	۱۹/۸	۱۷/۲	۱۴/۶	۱۱	۸/۲	۴	نقطه‌ای	۷
۱۲/۱	۱۰/۱	۸/۵	۷/۲	۶	۵/۵	۳/۷	حوضه‌ای با پرت	
۷/۸	۷	۶/۳	۵/۶	۵/۱	۴/۸	۳/۳	حوضه‌ای بدون پرت	
۲۰/۹	۱۸/۵	۱۶	۱۳/۶	۱۰/۲	۷/۵	۳/۶	نقطه‌ای	۸
۱۰/۷	۸/۹	۷/۵	۶/۴	۵/۲	۴/۸	۳/۱	حوضه‌ای با پرت	
۶/۶	۶/۱	۵/۶	۴/۹	۴/۴	۴/۲	۲/۸	حوضه‌ای بدون پرت	

سیلاب حوضه تنگ‌راه توزیع لوگ پیرسون تیپ سه، از بین توزیع‌های متداول آماری، توزیع غالب منطقه معرفی شده است (Water Research Institute of Iran, 2009). در آن تحقیق، با بررسی دبی اوج لحظه‌ای ثبت‌شده در ایستگاه هیدرومتری تنگ‌راه در طول سال‌های آماری، دبی اوج سیل سال آبی ۱۳۷۹-۱۳۸۰، با مقدار ۱۶۵۰ متر مکعب بر ثانیه، داده پرت تشخیص داده شد. بنابراین، تحلیل فراوانی آماری در دو حالت با و بدون این داده پرت انجام گرفت. با استفاده از آزمون نکویی برازش اندرسون - دارلینگ (Laio et al, 2009)، توزیع آماری مناسب برای داده‌های سیلاب برای حالت‌های بدون سیلاب پرت و با سیلاب پرت، به ترتیب، توزیع‌های Generalized Pareto و Burr تعیین گردید. به منظور برآورد پارامترهای توزیع‌های آماری از نرم‌افزار Easyfit استفاده شد که در آن از روش تخمین حداکثر درست‌نمایی (MLE) بدین منظور استفاده می‌شود. نتایج تحلیل فراوانی سیلاب با توزیع‌های فوق در جدول ۶ آمده است.

سپس با روش SCS-CN (NEH, ۱۹۶۴) و با توجه به مقدار بارش ۵ روز قبل و فصل وقوع بارندگی، شرایط رطوبت پیشین خاک براساس جدول ۵ به یکی از گروه‌های خشک (AMC I)، متوسط (AMC II)، و مرطوب (AMC III) تقسیم شد.

نتایج نشان داد در فصل خواب گیاه در منطقه (آبان تا اسفند) ۸۰ درصد از مجموع بارش‌ها در شرایط رطوبتی خشک (AMC I) و ۲۰ درصد در شرایط رطوبتی متوسط (AMC II) قرار دارند. درحالی‌که ۱۰۰ درصد مجموع بارش‌ها در فصل رشد (فروردین تا پایان مهرماه) در شرایط رطوبتی خشک قرار گرفتند. بنابراین، با توجه به اینکه هیچ واقعه‌ای در شرایط مرطوب قرار نگرفت، این شرایط از تحلیل‌ها حذف شد و شرایط رطوبتی خشک و متوسط نیز با توجه به تناسب به‌دست‌آمده در مشاهدات تاریخی، در اجرای مدل و تحلیل‌ها استفاده شد.

یافته‌ها و بحث

تحلیل فراوانی سیلاب با روش آماری

در تحقیقات پیشین در زمینه تحلیل فراوانی داده‌های

جدول ۵. مقدار بارندگی در ۵ روز قبل از وقوع باران طرح

کلاس AMC	فصل خواب (میلی‌متر)	فصل رشد (میلی‌متر)
I	۱۲/۷ <	۳۵/۵۶ <
II	۲۷/۹۴ <... < ۱۲/۷	۵۳/۳۴ /... < ۳۵/۵۶
III	۲۷/۹۴ >	۵۳/۳۴ >

با توجه به جدول ۶، در نتایج تحلیل فراوانی با توزیع لوگ پیرسون نوع سه برای دوره بازگشت‌های ۲۰۰ و ۱۰۰ سال، دبی سیلاب محاسبه‌شده، پس از حذف داده پرت، به ترتیب، به میزان ۵۲۷۶/۴ و ۲۰۱۷/۵ متر مکعب بر ثانیه کاهش داشت.

جدول ۶. نتایج تحلیل فراوانی سیلاب و نتایج دبی اوج لحظه‌ای حوضه تنگراه

مقدار سیلاب (متر مکعب بر ثانیه)				دوره بازگشت (سال)	ردیف
بدون سیلاب پرت		با سیلاب پرت			
<i>Generalized Pareto</i>	<i>Log Pearson III</i>	<i>Burr</i>	<i>Log Pearson III</i>		
۲۱/۰	۲۰/۲	۲۱/۴	۲۰/۸	۲	۱
۵۹/۴	۶۱/۹	۶۹/۳	۷۵/۶	۵	۲
۱۰۹/۵	۱۳۰/۴	۱۶۶/۰	۱۸۵/۹	۱۰	۳
۲۲۴/۹	۳۲۹/۷	۵۲۸/۰	۵۸۹/۴	۲۵	۴
۳۷۴/۴	۶۴۹/۱	۱۲۶۵/۰	۱۳۹۳/۴	۵۰	۵
۶۱۴/۶	۱۲۶۱/۸	۳۰۵۰/۰	۳۲۷۹/۲	۱۰۰	۶
۹۹۹/۹	۲۴۳۲/۳	۷۲۰۰/۰	۷۷۰۸/۷	۲۰۰	۷

تداوم‌های مختلف) و شرایط رطوبتی مختلف و براساس سهم توزیع مکانی تعیین‌شده برای هر یک از زیرحوضه‌ها، که به‌منزله ورودی به مدل معرفی گردیدند، اجرا شد و با استفاده از توزیع تجربی Weibull توزیع تجمعی درصد فراوانی سیلاب‌های خروجی با دوره‌های بازگشت مختلف حاصل از اجرای مدل محاسبه شد. شکل ۲ دامنه عدم قطعیت (احتمال) حداکثر دبی شبیه‌سازی‌شده را درباره یکی از ترکیب‌های ورودی فوق نشان می‌دهد. با توجه به دامنه عدم قطعیت نتایج، حد میانه این دامنه (احتمال ۰.۵٪) به‌منزله نتایج مدل‌سازی استفاده شد. براساس نتایج شبیه‌سازی بارش-رواناب برای تداوم‌های مختلف بارندگی (با احتمال ۰.۵٪)، مقادیر دبی اوج شبیه‌سازی‌شده برای تداوم ۴ ساعت نسبت به سایر تداوم‌های بارش بیشتر به‌دست آمد.

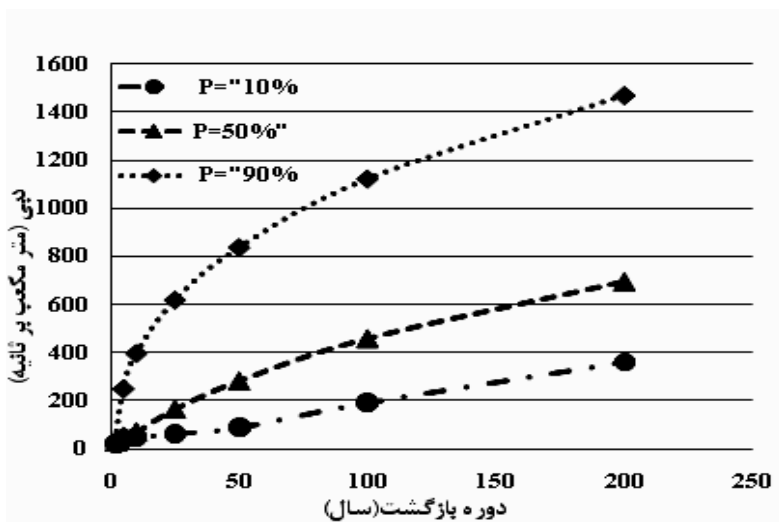
درباره نتایج تحلیل فراوانی با سایر توزیع‌های احتمالاتی نیز، پس از حذف داده پرت، سیلاب محاسبه‌شده برای دوره‌های بازگشت ۲۰۰ و ۱۰۰ سال، به ترتیب، معادل ۶۲۰۰ و ۲۴۳۵ متر مکعب بر ثانیه کاهش داشت. نتایج تحلیل فراوانی بدون حذف داده پرت در دوره‌های بازگشت بالا حتی از مقدار PMF منطقه (Heidarpour, 2007) نیز بیشتر است. لذا این نتایج پذیرفتنی نیست و در تحلیل‌های بعدی داده‌های پرت هم از سیلاب‌ها و هم از بارش‌ها حذف می‌شود.

تحلیل فراوانی سیلاب با مدل‌سازی بارش-رواناب مدل HEC-HMS واسنجی‌شده برای ترکیب‌های متفاوتی از عمق بارش (با دوره‌های بازگشت و

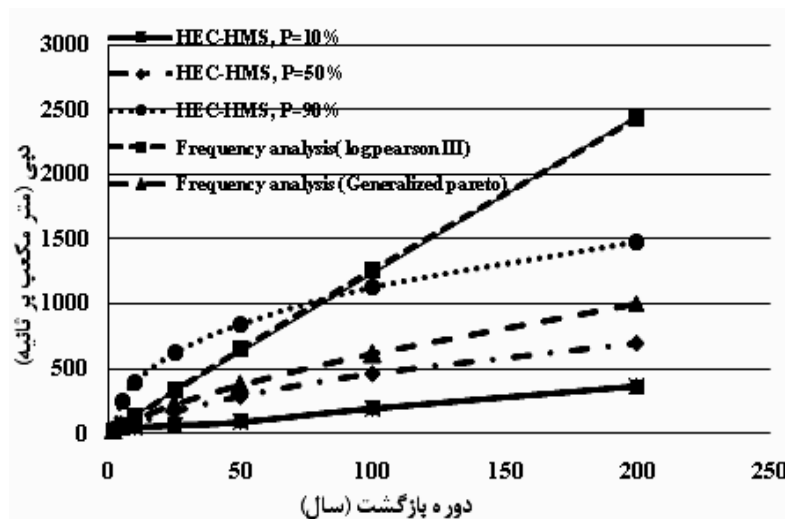
است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود نتایج تحلیل فراوانی آماری با توزیع جنرال پارتو بیشتری با روش بارش-رواناب نسبت به توزیع لوگ پیرسون نوع سوم دارد؛ به‌طوری‌که نتایج توزیع جنرال پارتو در بیشتر موارد در دامنه احتمال عدم قطعیت شبیه‌سازی بارش-رواناب قرار می‌گیرد. در حالی‌که در اکثر موارد نتایج توزیع لوگ پیرسون، به‌ویژه در دوره‌های بازگشت بالا، خارج از این دامنه است.

مقایسه نتایج تحلیل فراوانی شبیه‌سازی مدل بارش-رواناب با روش آماری

در شکل ۳ نتایج تحلیل فراوانی سیل با روش مدل بارش-رواناب، با احتمالات ۱۰ و ۵۰ و ۹۰ درصد، و روش آماری، با توزیع‌های لوگ پیرسون نوع سوم و جنرال پارتو، برای دوره بازگشت‌های مختلف آمده



شکل ۲. دامنه عدم قطعیت (احتمال) حداکثر دبی شبیه‌سازی شده با دوره‌های بازگشت مختلف برای تداوم ۴ ساعت



شکل ۳. مقایسه نتایج شبیه‌سازی بارش-رواناب در تداوم‌های بارش ۴ ساعته با نتایج توزیع‌های احتمالاتی

نتایج شبیه‌سازی بارش-رواناب در تداوم ۴ ساعت (احتمال ۰.۵۰) در مقایسه با نتایج تحلیل فراوانی (توزیع جنرال پارتو) در دوره بازگشت دو سال معادل ۲۴/۲ درصد افزایش و در دوره‌های بازگشت ۵، ۱۰، ۲۵، ۱۰۰ و ۲۰۰ سال، به ترتیب، ۱۲/۲، ۳۶/۱، ۲۶/۹، ۲۴/۸ و ۲۵/۴ درصد از نتایج روش تحلیل فراوانی آماری کمتر است. این میزان تفاوت در قیاس با نتایج توزیع لوگ پیرسون تیپ سه در دوره بازگشت دو سال معادل ۲۹ درصد افزایش و در مورد سایر دوره‌های بازگشت فوق، به ترتیب، ۱۵/۷، ۴۶/۳، ۵۰/۲، ۵۶/۵، ۶۳/۶ و ۷۱/۴ درصد کمتر است. به نظر می‌رسد توزیع لوگ پیرسون نوع سوم توزیع مناسبی برای حوضه مورد تحقیق نباشد.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق، تحلیل فراوانی سیل با روش شبیه‌سازی بارش-رواناب و محاسبه سیلاب طراحی، با در نظر گرفتن عدم قطعیت توزیع مکانی و شرایط رطوبتی خاک حوضه، با استفاده از روش مونت کارلو، مورد توجه قرار گرفت. نتایج سیلاب‌های طراحی با دوره‌های بازگشت مختلف حاصل از شبیه‌سازی با ترکیب‌های مختلفی از عمق بارش، توزیع مکانی بارش در سطح حوضه، و شرایط رطوبتی خاک حوضه، به‌منزله ورودی مدل، با نتایج حاصل از تحلیل فراوانی آماری دبی اوج لحظه‌ای ایستگاه هیدرومتری تنگراه مقایسه شد و نتایج زیر به‌دست آمد:

تأثیر داده پرت در نتایج تحلیل فراوانی سیلاب و همچنین تحلیل فراوانی بارش قابل توجه است. نتایج تحلیل فراوانی سیلاب در حالت بدون حذف داده پرت میزان سیلاب را بیش از مقدار PMF منطقه نشان داد؛ که پذیرفتنی نیست. در تحلیل فراوانی بارش نیز، پس از حذف بارش پرت، مقدار بارش برای دوره‌های بازگشت ۲۰۰ سال معادل ۳۶/۶ درصد و برای دوره بازگشت ۱۰۰ سال معادل ۳۱/۸ درصد نسبت به تحلیل فراوانی قبل از حذف بارش پرت کاهش دارد.

داده‌های پرت بارش تأثیر زیادی بر نتایج شبیه‌سازی بارش-رواناب دارد و میزان این تأثیر با افزایش دوره بازگشت افزایش می‌یابد؛ مثلاً در نتایج شبیه‌سازی با احتمال ۵۰ درصد و برای بارش با تداوم ۶ ساعت و دوره‌های بازگشت ۵۰ و ۱۰۰ و ۲۰۰ سال، پس از حذف مقدار پرت، مقدار سیلاب از ۴۸۱ و ۸۲۸ و ۱۲۹۷ متر مکعب بر ثانیه به ۱۲۹ و ۲۰۹ و ۳۳۸ متر مکعب بر ثانیه کاهش یافت.

تأثیر توزیع مکانی بارش و شرایط رطوبتی پیشین خاک در محاسبه مقدار سیلاب با دوره‌های بازگشت مختلف بسیار چشمگیر است؛ مثلاً در شرایط رطوبتی خشک و برای تداوم بارش ۶ ساعت و دوره بازگشت ۱۰۰ سال، با توجه به سهم بارش هر زیرحوضه در الگوهای تصادفی، مقدار سیلاب از ۵۳ تا ۱۳۷۶ متر مکعب بر ثانیه و برای شرایط رطوبتی متوسط از ۳۳۰ تا ۲۳۹۵ متر مکعب بر ثانیه در تغییر است. لذا توجه به عدم قطعیت‌ها در مدل‌سازی هیدرولوژیک حائز اهمیت است.

نتایج شبیه‌سازی بارش - رواناب در تداوم ۴ ساعت (احتمال ۰.۵۰)، که بیشترین دبی اوج را نسبت به سایر تداوم‌های بارش تولید کرد، در مقایسه با نتایج تحلیل فراوانی (توزیع جنرال پارتو) در دوره‌های بازگشت ۵ سال و بالاتر از آن کمتر از نتایج تحلیل فراوانی بود؛ به طوری که برای دوره‌های بازگشت ۵، ۱۰، ۲۵، ۱۰۰ و ۲۰۰ سال، به ترتیب، ۱۲/۲، ۳۶/۱، ۲۶/۹، ۲۴/۸ و ۲۵/۴ درصد از نتایج تحلیل فراوانی کمتر است.

نتایج شبیه‌سازی بارش - رواناب در مقایسه با نتایج تحلیل فراوانی (پس از حذف بارش و سیلاب پرت) مطابقت مناسب‌تری با توزیع جنرال پارتو نسبت به توزیع لوگ پیرسون نوع سه دارد. اختلاف نتایج توزیع‌های احتمالاتی مذکور با یکدیگر در دوره‌های بازگشت بالا نقش و اهمیت انتخاب مناسب توزیع آماری را بارزتر می‌کند. عدم انتخاب توزیع آماری مناسب اتخاذ تصمیم مطلوب جهت سیلاب طراحی را با دشواری روبه‌رو می‌سازد.

REFERENCES

- Alizadeh, A. (2006), *Principles of Applied Hydrology*, (19th ed.), Ferdowsi University Of Mashhad, (In Farsi).
- Beran, M. A. (1973), Estimation of design floods and the problem of equating the probability of rainfall and runoff, *Symposium on the Design of Water Resources Projects with Inadequate Data*, Madrid, Spain, 33-50.
- Bloschl, G. and Sivapalan. M. (1997), Process controls on flood frequency, 2, Runoff generation, Storm properties and the return period, Centre for Water Research Environmental Dynamics Report, ED 1159 MS. *Department of Civil Engineering*, The University of Western Australia.
- Bobee, B. Cavadias, G. Ashkar, F. Bernier, J. and Rasmussen, P. (1993), Towards a systematic approach to comparing distributions used in flood frequency analysis, *Journal of Hydrology*, 142 (1-4), 121-136.
- Durrans, S. R. (1995), Total probability methods for problems in flood frequency estimation, in statistical and Bayesian Methods in Hydrological Sciences, *Proceedings of the International Conference in Honour of jacques Bernier*, September 11-13 Chapter III. Unesco, Paris.
- Golian, S. Saghafian, B. and Maknoon, R. (2010), Derivation of Probabilistic Thresholds of Spatially Distributed Rainfall for Flood Forecasting, *Water Resources Management*, 24 (13), 3547-3559.
- Griffis, V. W. and Stedinger, J. R. (2007), Evolution of flood frequency analysis with Bulletin 17, *Journal of Hydrologic Engineering*, 12 (3), 283-297.
- Heidarpour, B. (2007), *Control of instant peak discharge obtained from probability rules by using HEC-HMS rainfall-runoff model*, M. S. thesis, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (In Farsi).
- Hemady, K. Akhund, A. Behnia, A. and Arab, D. (2007), The role of synchronization of records series on evaluation of flood design (case study: jaareh Dam), *Iran-watershed management science & engineering*, 1 (2), 11-20 (In Farsi).
- Hosking, J. R. M. and Wallis, J. R. M. (1993), Some statistics useful in regional frequency analysis, *Water Resources Research*, 29 (2), 271-281.
- Hosking, J. R. M. and Wallis, J. R. M. (1997), *Regional Flood Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments*, Cambridge University Press, New York, 224 p.
- Laio, F. Di Baldassarre, G. and Montanari, A. (2009), Model selection techniques for the frequency analysis of hydrological extremes, *Water Resources Research*, 45, doi: 10.1029/2007 WR006666
- Lang, J. Leibundgut, C. Greenbaum, N. and Schick, A. P. (1999), A noncalibrated rainfall-runoff model for large, arid catchments, *Water Resources Research*, 35 (7), 2161-2172.
- Maskey, S. (2004), *Modeling uncertainty in flood forecasting systems*, Publisher Taylor & Francis, London.
- Moore, A. A. and Palmer, M. A. (2005), Invertebrate biodiversity in agricultural and urban headwater streams: implications for conservation and management, *Ecological Applications*, 15 (4), 1169-1177.
- Muzik, I. (1993), Derived physically based distribution of flood probabilities, Extreme hydrological events (precipitation, flood and droughts), *Proceedings of the Yokohama Symposium*, July 1993, IAHS publ. No. 213, 183-188.
- Onoz, B. and Bayazit, M. (1995), Best-fit distributions of largest available flood samples, *Journal of Hydrology*, 167 (1-4), 195-208.

- Pielke, R. A. Jr. Downton, W. and Barnard Miller, J. Z. (2002), *Flood damage in the United States, 1926–2003 a reanalysis of National Weather Service estimates*, UCAR Boulder.
- Rahman, A. Weinmann, P. E. Hoang, T. M. T. and Laurenson, E. M. (2002), Monte Carlo Simulation of frequency curves from rainfall, *Journal of Hydrology*, 256 (3-4), 196-210.
- Rao, A. R. and Hamed, K. H. (2000), *Flood Frequency Analysis*, CRC Press. Boca Raton, 350.
- Singh, V. P. (1998), *Entropy-Based Parameter Estimation in Hydrology*, Kluwer Academic Publishers, Boston, 365.
- Water Research Institute of the Ministry of Energy of Iran, (2009), *Gorganroud River Basin Flood Warning System*.