

## دسته منحنی های IDF به روز شده مشهد

بیژن قهرمان<sup>۱</sup>

(تاریخ پذیرش نهایی مقاله : ۱۷/۲/۸۶)

تخمین شدت بارندگی برای یک مدت مشخص در یک دوره بازگشت مورد نظر از نیازهای اساسی عملیات مهندسی عمران در زمینه آب است. از این میان می توان به طرح های زهکشی، آبخیزداری، سدسازی، جمع آوری و دفع آبهای سطحی در شهرها اشاره کرد. قدیمی ترین ایستگاه های بارانسنج ثابت در مشهد در فرودگاه مستقر است و تحت نظارت هواشناسی استان خراسان رضوی می باشد. این ایستگاه از سال ۱۹۶۹ مجهز به باران نگار شده و از نظر طبقه بندی جزو ایستگاه های سینوپتیک محسوب می شود. دسته منحنی های شدت-مدت-فراوانی این ایستگاه براساس اطلاعات سال های ۱۹۶۹ لغایت ۱۹۹۳ و با تابع توزیع احتمال گامای دو پارامتری انجام شده است.

باران نموده های ایستگاه در سال های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۶ رقومی گردید و دسته منحنی های به روز شده شدت-مدت-فراوانی این ایستگاه بدست آمد. تابع توزیع احتمال گامیل تطابق بهتری با داده ها داشت. نتایج نشان داد که تفاوت اندکی بین شدت های باران در مقایسه با بررسی پیشین (طول دوره آماری ۱۹۶۹-۱۹۹۳) وجود دارد.

**کلمات کلیدی:** باران های کوتاه مدت، توزیع گامیل، IDF، مشهد.

### چکیده

\*

\*

\*

## مقدمه

تخمین شدت بارندگی برای یک مدت مشخص در یک دوره بازگشت مورد نظر از نیازهای اساسی عملیات مهندسی عمران در زمینه آب است. از این میان می توان به طرح های زهکشی، آبخیزداری، سد سازی، جمع آوری و دفع آبهای سطحی در شهرها اشاره کرد. معمولاً آمار سالانه، ماهانه و حتی روزانه بارندگی ممکن است به آسانی در اختیار باشد اما داده های کوتاه مدت، که در این بررسی به نام رگبار از آن ها یاد شده است، به دلیل نیاز به نمودارهای باران نگاری به سختی موجود است. به خصوص اینکه تعداد ایستگاه های هواشناسی مجهز به باران نگار در سطح کشور بسیار محدود است و محدود ایستگاه هایی هم که مجهز به این نوع دستگاه ها هستند از طول دوره آماری کوتاهی برخوردارند. البته این موضوع تنها مربوط به ایران نیست بلکه در تمام کشورهای دنیا عمومیت دارد. لذا در اکثر مناطق دنیا سعی می شود برای رفع این خلا اطلاعاتی، روابط تجربی فراهم آید تا از روی آنها بتوان حداکثر مقدار یا شدت رگبارهای کوتاه مدت را که اساس طراحی در سازه های وابسته به بارندگی است، تخمین زد.

هر رگبار کوتاه مدت با سه ویژگی مدت یا تداوم رگبار، شدت بارندگی و دوره بازگشت مشخص می شود. دوره بازگشت یا تناوب به تعداد سال هایی گفته می شود که به طور متوسط بین دو بارندگی مشابه وجود دارد. انتخاب دوره بازگشت مورد نظر در هر طرح بستگی به تحلیل های اقتصادی و ریسک مجاز برای خراب شدن آن سازه در مقابل بارندگی دارد. هرچه دوره بازگشت طولانی تر در نظر گرفته شود برای شدت بارندگی مقدار بیشتری به دست می آید که در نهایت سازه باید در مقابل آن مقاومت کند. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن دوره بازگشت بالاتر سلامت آن سازه بیشتر تامین می شود.

در سطح شهر مشهد سه ایستگاه هواشناسی مجهز به باران نگار در نقاط مختلف که فاصله آنها از یکدیگر بین ۵ تا ۱۰ کیلومتر است وجود دارد. قدیمی ترین این ایستگاه ها در فرودگاه مشهد مستقر است که متعلق به هواشناسی استان خراسان رضوی می باشد. این ایستگاه از سال ۱۹۶۹ مجهز به باران نگار شده و از نظر طبقه بندی جزو ایستگاه های سینوپتیک محسوب می شود. ایستگاه دیگر در محل دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی بوده که از سال ۱۳۵۴ فعالیت دارد. ایستگاه باران نگار سوم در محل ساختمان سازمان آب منطقه ای نصب شده و از سال ۱۳۴۵ دارای آمار است. رگبارهای ایستگاه سازمان هواشناسی برای اولین مرتبه توسط وزیری تحلیل شده است [۹].

نامبرده با تحلیل برکه های باران نگار ایستگاه مشهد طی سالهای ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۱، شدت حداکثر سالانه رگبارهای مشهد را با دوره های بازگشت ۲ تا ۱۰۰ سال برای تداوم های ۱۵ دقیقه تا ۵ ساعت براساس تابع توزیع احتمال گامبل گزارش و توابع ریاضی شدت، مدت بارندگی ها را محاسبه کرده است. قهرمان و همکاران تحلیل کامل تری براساس اطلاعات سال های ۱۹۶۹ لغایت ۱۹۹۳ و با تابع توزیع احتمال گامای دو پارامتری انجام دادند [۸].

از طرف دیگر وزیری در تحقیق دیگری آمار باران نگار ایستگاه سازمان آب منطقه را تجزیه و تحلیل نمود و مقادیر شدت بارندگی های مشهد را در مدت های دوام و تناوب های مختلف بدست آورده است [۱۰]. آمار این ایستگاه اخیراً توسط قهرمان و همکاران تحلیل مجدد شده است [۶]. علیزاده با تجزیه و تحلیل آمار رگبارهای ایستگاه هواشناسی دانشکده کشاورزی توابع شدت-مدت رگبارهای مشهد را برای دوره های بازگشت استاندارد ۲ تا ۱۰۰ سال محاسبه و نتایج حاصله را منتشر کرده است [۳].

اخیراً سازمان هواشناسی اطلاعات دیگری از رگبارهای ایستگاه فرودگاه در سال های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۶ را تهیه کرده است. هدف از این بررسی به روز کردن دسته منحنی های شدت-مدت-فراوانی این ایستگاه براساس آمار محدوده سال های ۱۹۶۹ الی ۲۰۰۶ می باشد.

### مروری بر پژوهش های انجام شده

شدت بارندگی با تداوم آن رابطه عکس دارد. این موضوع از زمانی که بشر در انجام امور مربوط به خود نیاز به اطلاع از وضع بارندگی داشت شناخته شد. از اوایل قرن حاضر هیدرومتئورولوژی ابعاد کمی و ریاضی به خود گرفت و توابع ریاضی گوناگونی برای توصیف شدت بارندگی نسبت به مدت پیشنهاد شد. در این مورد دو معادله کلی بیش از سایر روابط مورد استفاده قرار می گرفت که عبارت است از [۲]:

$$i = at^b \quad (1)$$

$$i = \frac{a}{b+t} \quad (2)$$

که در آنها  $i$  شدت بارندگی،  $t$  تداوم باران و  $a$  و  $b$  ضرایب تجربی هستند که بستگی به نوع بارندگی

دارد. معادله های ۱ و ۲ به شکل های کلی تر نیز پیشنهاد شده اند مانند فرمول های ۳ و ۴ و ۵ که در آنها ضریب C نیز می بایست به صورت تجربی و از روی همبستگی به دست آید [۱۹].

$$i = at^b + c \quad (۳)$$

$$i = \frac{a}{(b+t)^c} \quad (۴)$$

$$i = \frac{a}{t^b + c} \quad (۵)$$

در سالهای اخیر روابط زیادی که عمدتاً به صورت توابع فوق می باشند از روی تحلیل های نقطه ای داده های بارندگی ارایه شده است [۱۴ و ۲۰]. توابع تخمین شدت بارندگی با دوره های برگشت مختلف نیز مورد بررسی قرار گرفته است. هرشفیلد<sup>۱</sup> توابع توزیع احتمال گامبل و لوگ نرمال را بررسی و چنین نتیجه گیری کرد که تابع لوگ نرمال برای دوره های برگشت بیش از ۵۰ سال مناسب نمی باشد [۱۶]. برخی مطالعات دیگر نشان می دهد که تابع گامبل برای برآورد شدت بارندگی نتایج مطلوبی بدست می دهد [۱۸]. حال آنکه پاره ای از بررسی ها، تابع نمایی دو پارامتری [۱۲] و یا تابع گامای دو پارامتری [۸] را توصیه می کنند.

روابط شدت-مدت-تناوب (T) بارندگی های کوتاه مدت ایران به صورت کلاسیک توسط وزیری صورت گرفته است [۹]. نامبرده آمار باران سنجی ۳۴ ایستگاه متعلق به سازمان هواشناسی را مورد مطالعه قرار داد. وی توابعی به صورت  $I = atbTc$  را ارایه کرد. چنین شکل تابعی توسط قهرمان و براساس اطلاعات ایستگاه های متعلق به وزارت نیرو نیز در منابع گزارش شده است [۱۳]. قهرمان و سپاسخواه [۷] و قهرمان [۴] براساس داده های وزیری و با استفاده از باران یک ساعته با دوره بازگشت ۱۰ سال، روابطی را برای تخمین شدت بارندگی ارایه کردند. روابط به روز شده تری از روی آمار سازمان هواشناسی توسط قهرمان و آبخضر موجود است [۵].

وزیری در ادامه مطالعات خود آمار ۱۱۰ ایستگاه باران سنجی وزارت نیرو را مورد مطالعه قرار داد و براساس آمارهای سال ۱۳۶۶-۱۳۴۵، روابط شدت-مدت- فراوانی بارندگی های مشهود را گزارش کرده است [۱۰]. در این مطالعه استفاده از توزیع گامبل روی سری حداکثر سالانه توصیه شده است.

1. Hershfield

گرچه تابع توزیع احتمال گامبل (تابع حد نمایی تیپ ۱) در سطح گسترده ای توسط هیدرولوژیست ها مورد استفاده قرار می گیرد اما این تابع حالت خاصی از یک خانواده وسیع تر به نام خانواده گاما می باشد. به همین دلیل پیشنهاد شده است که در مقابل تابع گامبل از توزیع گاما استفاده شود. استفاده از این تابع توزیع قبلا نیز توسط برخی از پژوهشگران برای تفسیر داده های بارندگی معمول بوده است [۱۱].

### داده ها و روش پژوهش

بر اساس سوابق قبلی، جدول حداکثر شدت بارندگی در مدت تداوم های مختلف ۱۰ الی ۵۴ دقیقه و برای سالهای مختلف ۱۹۶۹ الی ۱۹۹۳ موجود است [۱]. سازمان هواشناسی برای ۵ سال ۱۹۹۴ لغایت ۱۹۹۸ رگبارها را استخراج و در گام های زمانی ۱۰ دقیقه ای گزارش کرده است. جدول ۱ نمونه ای از این استخراج برای تاریخ ۱۱-۱۰-۱۹۹۴ را نشان می دهد. در این سالها به ترتیب ۶۰، ۴۷، ۷۹، ۵۹ و ۵۳ رگبار استخراج شده موجود است. بین سالهای ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ هیچگونه آماری موجود نیست در حالی که آمار مربوط به سالهای ۲۰۰۴، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ به شکل رگبارهای پویش شده رایانه ای می باشد. نمونه ای از این آمار در شکل ۱ آورده شده است. در این سال ها به ترتیب ۲۵، ۱۹ و ۱۶ رگبار موجود است.

برای رقومی کردن رگبارهای پویش شده ابتدا در محیط PhotoShop محورهای کاغذ به صورت متعامد تبدیل شد. سپس ۴ نقطه ابعاد یک مستطیل که محدوده بارش در آن قرار می گیرد در محیط کامپیوتر ثبت می شود. یکی از چهار نقطه فوق در واقع باید مبدا مختصاتی باشد که یکی از محورهای آن زمان بارش و محور دیگر آن مقدار بارش است. در مرحله بعد بر روی نمودار بارش تعداد زیادی نقطه برداشت می شود به نحوی که از وصل کردن نقاط فوق، نمودار کلی بارش بدست می آید. سپس با توجه به مقیاس کاغذ، منحنی به فواصل یک دقیقه ای تقسیم شده و بدین ترتیب منحنی به یک سری بردار تقسیم می شود. سپس می توان با بردارهای بدست آمده یک جدول x و y با پسوند dbf را تشکیل داد. این فایل در نرم افزار Excel خوانده شده و سایر مختصات بارش به آن اضافه می شود. شکل ۲ نمونه ای از این فایل را برای رگبار ۱۷/۱۹۹۴ نشان می دهد.

نمی توان نشان داد که آیا کلیه رگبارهای باریده شده ثبت شده اند یا خیر. با این وجود قهرمان و همکاران نشان دادند که امکان بازسازی رگبارهای ثبت نشده با دقت قابل قبولی وجود ندارد [۶].

## جدول ۱- نمونه استخراج رگبار ۱۰-۱۱ مارس ۱۹۹۴

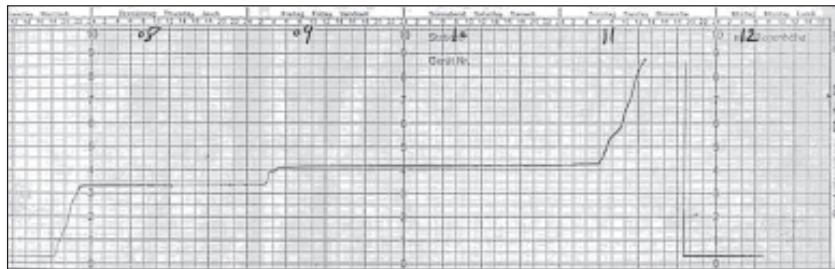
Date: 10-11 March 1994

۰,۱	.....	۰,۱	.....	۲۰:۳۰
۰,۲	.....	۰,۳	.....	۲۰:۴۰
۰,۳	.....	۰,۶	.....	۲۰:۵۰
۰,۳	.....	۰,۹	.....	۲۱:۰۰
۰,۳	.....	۱,۲	.....	۲۱:۱۰
۰,۲	.....	۱,۴	.....	۲۱:۲۰
۰,۳	.....	۱,۷	.....	۲۱:۳۰
۰,۳	.....	۲,۰	.....	۲۱:۴۰
۰,۳	.....	۲,۳	.....	۲۱:۵۰
۰,۴	.....	۲,۷	.....	۲۲:۰۰
۰,۳	.....	۳,۰	.....	۲۲:۱۰
۰,۴	.....	۳,۴	.....	۲۲:۲۰
۰,۵	.....	۳,۹	.....	۲۲:۳۰
۰,۷	.....	۴,۶	.....	۲۲:۴۰
۰,۵	.....	۵,۱	.....	۲۲:۵۰
۰,۵	.....	۵,۶	.....	۲۳:۰۰
***۰,۸	.....	۶,۴	.....	۲۳:۱۰
۰,۶	.....	۷,۰	.....	۲۳:۲۰

11

۰,۴	.....	۷,۴	.....	۰:۱۰
۰,۷	.....	۸,۱	.....	۰:۲۰
۰,۶	.....	۸,۷	.....	۰:۳۰
۰,۴	.....	۹,۱	.....	۰:۴۰
۰,۳	.....	۹,۴	.....	۰:۵۰
۰,۳	.....	۹,۷	.....	۱:۰۰
۰,۲	.....	۹,۹	.....	۱:۱۰
۰,۳	.....	۱۰,۲	.....	۱:۲۰
۰,۲	.....	۱۰,۴	.....	۱:۳۰
۰,۱	.....	۱۰,۵	.....	۱:۴۰
۰,۱	.....	۱۰,۶	.....	۱:۵۰
۰,۱	.....	۱۰,۷	.....	۲:۰۰
۰,۱	.....	۱۰,۸	.....	۲:۱۰

۰,۱	.....	۱۰,۹	.....	۲:۳۰
۰,۱	.....	۱۱,۰	.....	۲:۴۰
۰,۱	.....	۱۱,۱	.....	۲:۵۰
۰,۱	.....	۱۱,۲	.....	۳:۱۰
۰,۱	.....	۱۱,۳	.....	۳:۳۰
۰,۱	.....	۱۱,۴	.....	۴:۰۰
۰,۱	.....	۱۱,۵	.....	۴:۴۰
۰,۱	.....	۱۱,۶	.....	۵:۱۰



شکل ۱- رگبار پویش شده ۱۹۹۴/۱/۷

بنابراین بایستی فرض کرد که آمارها کامل هستند و هرگونه رگبار ثبت نشده، شدتی کوچکتر از آمار ثبت شده موجود دارد و لذا استخراج حداکثر شدت های سالانه از روی این آمار امکان پذیر است. برای حصول اطمینان از پایداری، همگنی و تجانس آنها، آزمون های زیر بر روی هر یک از سری های زمانی در تداوم مشخص انجام گرفت:

- Wald-Wolfowitz test of Independence
- Mann-Whitney test for homogeneity
- Grubbs and Beck test for stationary

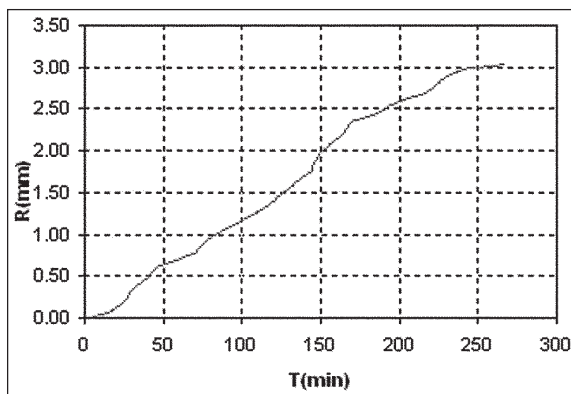
توضیح بیشتر در مورد این آزمون ها به ترتیب توسط گرابز و بک<sup>۱</sup>، من و وایتنی<sup>۲</sup> و والد و والفویتز<sup>۳</sup> ارائه شده است [۱۵، ۱۷ و ۲۱].

- Grubbs and Beck
- Mann and Whitney
- Wald and Wolfowitz

مقدار بارندگی یک دقیقه ای بارش بارانسنج ایستگاه سینوپتیک مشهد-خراسان رضوی

نام ایستگاه	سینوپتیک مشهد	تاریخ شروع بارش	2004/1/7
کد ایستگاه		زمان شروع	18:18
عرض جغرافیایی	36-16	زمان خاتمه	22:39
طول جغرافیایی	59-38	مدت بارش (min)	261
ارتفاع (m)	990	مقدار بارش (mm)	3.03

Time	Rain
1	0
2	0
3	0
4	0.01
5	0.01
6	0.02
7	0.02
8	0.03
9	0.03
10	0.04
11	0.04
12	0.05
13	0.06
14	0.06
15	0.07
16	0.08
17	0.09
18	0.10
19	0.11
20	0.12
21	0.13
22	0.14
23	0.15
24	0.18
25	0.20
26	0.23
27	0.25
28	0.28
29	0.30
30	0.32
31	0.35
32	0.36
33	0.38
34	0.40
35	0.41
36	0.43
37	0.44



شکل ۲- بخشی از رگبار رقمی شده ۱۹۹۴/۱/۷

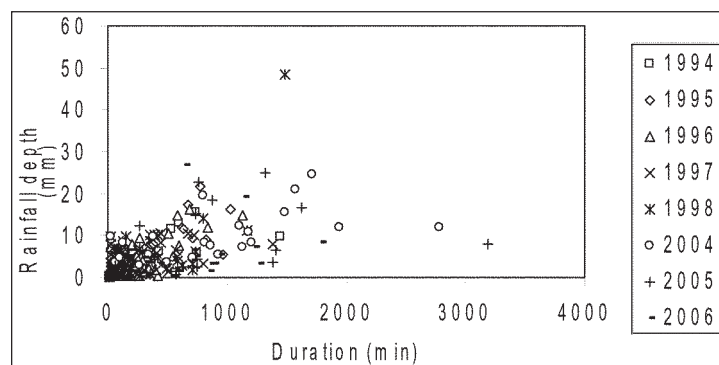


علیرغم وجود توابع توزیع احتمال نسبت زیاد، استفاده عملی از تنها تعداد معدودی از آنها صورت می پذیرد. ما در اینجا از پنج تابع متداول لوگ نرمال ۲ و ۳ پارامتری، پیرسون و لوگ پیرسون نوع ۳ و گامبل که کاربردهای بیشتری در این زمینه دارند، استفاده کردیم.

## نتایج و بحث

### تداوم واقعی رگبارها

بر اساس ۸ سال آمار از رگبارها، شکل ۳ رابطه بین مقدار و تداوم رگبارها نشان می دهد. میانگین تداوم رگبارهای موجود حدود ۴۲۰ دقیقه است. تفاوت زیاد ممکن است ناشی از معیارهای مختلف برای تلقی ختم یک رگبار باشد.



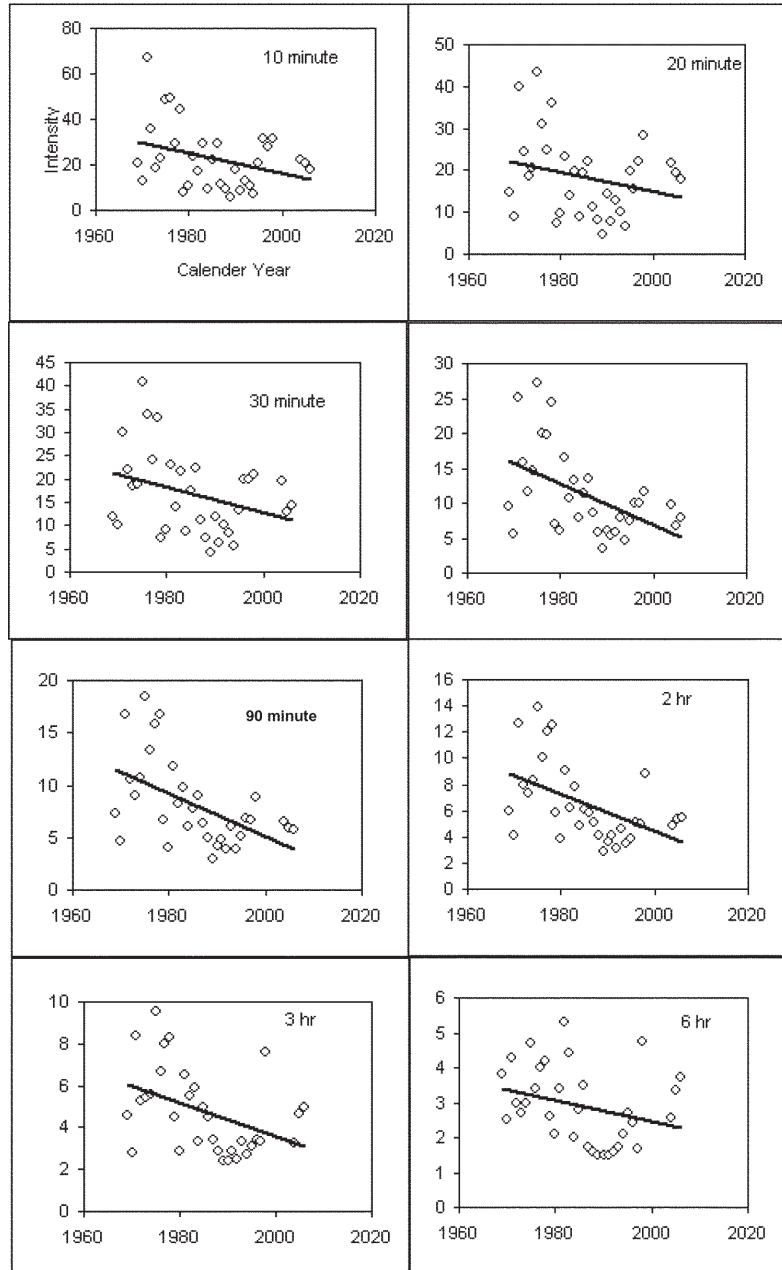
شکل ۳- رابطه بین مقدار و تداوم رگبارها

### حداکثر های شدت بارندگی

با مرتب کردن رگبارهای استخراج شده، حداکثر شدت های باران در تداوم های مشخص و برای هر سال آبی، مجموعه شدت های باران تنظیم گردید که پایه ای برای تهیه دسته منحنی های شدت-مدت-فراوانی به شمار می آید. جدول ۲ این اطلاعات را نشان می دهد. تحلیل ها نشان داد که شدت های بارندگی در کلیه تداوم ها از یک روند نزولی تبعیت می کنند (شکل ۴). علیرغم این نتیجه، آزمون های مختلف پایداری، تجانس و همگنی، سری های زمانی را ایستا و همگن گزارش کردند.

جدول ۲- حداکثرهای سالانه شدت بارندگی (م.م. در ساعت) در تداوم‌های مختلف (دقیقه)

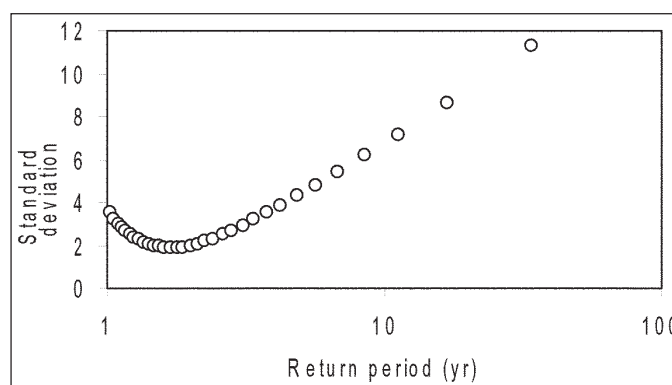
	10	20	30	40	50	60	90	120	150	180	360
1969	21	14.7	11.8	13.4	11	9.5	7.3	5.9	5	4.6	3.8
1970	13.2	9	10.2	8.1	6.6	5.5	4.6	4.1	3.4	2.8	2.5
1971	67.2	39.9	30	37.2	30	25.1	16.8	12.6	10.1	8.4	4.3
1972	35.4	24.3	22	19.8	18.8	15.7	10.5	7.9	6.3	5.3	3
1973	18.6	18.6	18.4	15.2	13.2	11.6	9	7.3	6.4	5.4	2.7
1974	22.8	20.4	19	17.6	16.2	14.7	10.7	8.3	6.7	5.6	3
1975	48.6	43.5	40.8	39	32.6	27.3	18.4	13.9	11.2	9.5	4.7
1976	49.2	30.9	33.8	28.5	24	20	13.3	10	8	6.7	3.4
1977	29.4	24.9	24	22.5	21	19.8	15.8	12	9.6	8	4
1978	44.4	36	33	31.1	28	24.5	16.7	12.5	10	8.3	4.2
1979	7.8	7.5	7.2	7.2	7.1	7	6.7	5.8	5.2	4.5	2.6
1980	10.8	9.6	9.2	3.6	7.1	6	4.1	3.9	3.3	2.9	2.1
1981	23.4	23.1	23	21	18.5	16.4	11.8	9.1	7.2	6.5	3.4
1982	17.4	14.1	13.8	11.9	11.4	10.8	8.2	6.2	5.8	5.5	5.3
1983	29.4	19.8	21.6	17.3	15.8	13.2	9.8	7.8	6.6	5.9	4.4
1984	9	9	8.6	8.4	8.2	7.8	6.1	4.8	3.8	3.3	2
1985	22.2	19.2	17.4	15.8	13.6	11.4	7.7	6.1	5.5	5	2.8
1986	29.4	21.9	22.2	19.5	16.1	13.4	9	5.8	5.4	4.5	3.5
1987	11.4	11.1	11	10.4	9.2	8.5	6.3	5.1	4	3.4	1.7
1988	9.6	8.1	7.2	5.6	6	5.8	4.9	4.1	3.4	2.9	1.6
1989	5.4	4.8	4.2	3.9	3.6	3.4	2.9	2.8	2.6	2.4	1.5
1990	18	14.4	11.8	9	7.3	6.1	4.2	3.6	2.8	2.4	1.5
1991	8.4	7.8	6.2	5.6	5.5	5.4	4.8	4.1	3.5	2.9	1.5
1992	13.2	12.9	10.2	3.7	7.1	5.9	3.9	3.1	2.9	2.5	1.6
1993	10.8	10.2	8.2	8.1	8	7.9	6	4.6	4	3.3	1.7
1994	7.2	6.6	5.6	5.25	4.92	4.6	3.87	3.45	3.16	2.73	2.1
1995	20.4	19.8	13.4	10.35	8.76	7.5	5.13	3.9	3.2	3.13	2.6833
1996	31.2	15.6	20	15.15	12.12	10.1	6.8	5.1	4.08	3.40	2.4333
1997	27.6	22.2	19.8	14.85	11.88	9.9	6.6	4.95	3.96	3.30	1.6667
1998	31.2	28.2	21	15.9	13.56	11.7	8.8	8.85	8.48	7.63	4.7333
1999											
2000											
2001											
2002											
2003											
2004	21.95	21.63	19.47	14.60	11.68	9.73	6.49	4.87	3.89	3.24	2.57
2005	20.97	19.22	13.05	9.79	7.84	6.71	5.82	5.39	4.96	4.64	3.36
2006	17.90	17.90	14.45	11.00	9.00	7.86	5.71	5.50	5.20	4.96	3.70



شکل ۴- روند زمانی شدت های بارندگی

### دسته منحنی های شدت - مدت - فراوانی

کلیه توابع توزیع انتخاب شده بر روی هر سری زمانی متناظر با مدت تداوم مشخص برآزش داده شد. هر برآوردی از شدت بارندگی متناظر با هر تابع توزیع احتمال، با مقداری از انحراف استاندارد توام است. به هر میزان که انحراف استاندارد کوچکتر باشد، مقدار برآورد نیز با اطمینان بیشتری توام خواهد بود. قطعا کوچک بودن انحراف استاندارد برای تمامی مجموعه نقاط با انتخاب یک تابع توزیع احتمال ایده آل توام خواهد بود. با این وجود رفتار انحراف استاندارد برای کل نقاط یکسان نخواهد بود. شکل رفتار انحراف استاندارد با دوره بازگشت را برای سری حداکثر شدت های بارندگی ۱۰ دقیقه ای مشهد نشان می دهد. به طور متداول حداقل انحراف استاندارد با میانگین متغیر وابسته توام است و در دو انتها به مقدار آن اضافه می شود. لکن شکل ۵ نشان می دهد که انحراف استاندارد در دنباله راست (دوره های بازگشت بیشتر) از مقدار انحراف استاندارد در دوره های بازگشت کوچک بیشتر است. این نکته برای مهندسیین طراح، یافته خوبی نیست زیرا این مهندسیین غالبا دوره های بازگشت بالا را برای طراحی در نظر می گیرند. بنابراین رسیدن به مقادیر کوچکتری از انحراف استاندارد در این دوره های بازگشت بسیار مناسب خواهد بود. از اینرو ما ملاک انتخاب تابع توزیع احتمال را بر پایه حداقل انحراف استاندارد در دوره های بازگشت بالا استوار کردیم. به منظور جلوگیری از نتایج احتمالی اریب برای تنها یک دوره بازگشت، تابع توزیع احتمالی که انحراف استاندارد کوچکتری را در بالاترین سه دوره بازگشت نتیجه دهد، مناسب ترین تابع توزیع احتمال انتخاب شد.

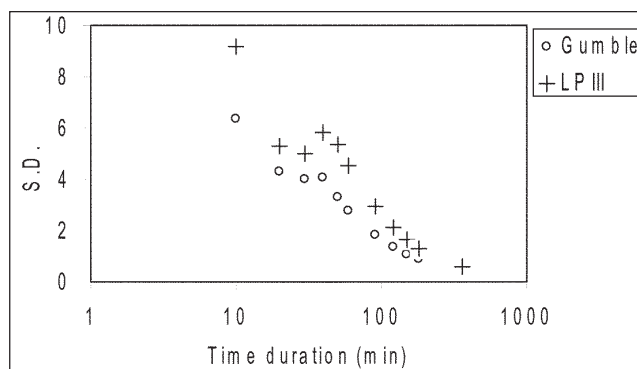


شکل ۵- رفتار انحراف استاندارد با دوره بازگشت برای باران های ۱۰ دقیقه ای مشهد

نتایج نشان داد (جدول ۳) که تابع توزیع احتمال گامبل تقریباً در تمامی مدت های تداوم از انحراف استاندارد کوچکتری برخوردار است. تابع توزیع احتمال لوگ نرمال سه پارمتری، با اختلاف کمی بعد از این تابع توزیع قرار داشت و سایر توابع احتمال فاصله های بیشتری را دارا بودند. با این حال نتایج نشان داد (شکل ۶) که با افزایش مدت تداوم از انحراف استاندارد کاسته می شود به طوری که کوچکترین مدت تداوم بیشترین انحراف استاندارد را دارا است. این یافته احتمالاً به هموار شدن بارندگی در تداوم بیشتر و اینکه باران های کوتاه مدت تر از نامنظمی بیشتری برخوردارند، مربوط

جدول ۳- انحراف استاندارد توابع توزیع احتمال مختلف در تداوم های متفاوت بارندگی

	LN2	LN3	PIII	LPIII	Gumble
10	9.0323	7.1902	8.1797	9.1748	6.3652
20	5.3873	4.2178	4.7264	5.2913	4.2921
30	5.0714	3.8528	4.307	5.0042	3.9804
40	5.9234	4.4781	5.0826	5.8196	4.0789
50	4.4848	3.6858	4.1869	5.3287	3.3169
60	3.6591	3.0664	3.4811	4.5196	2.7854
90	2.2701	1.9932	2.2591	2.9394	1.8468
120	1.5403	1.4253	1.6136	2.1464	1.3343
150	1.1787	1.0665	1.1989	1.6251	1.0616
180	0.9761	0.852	0.9498	1.3162	0.8943
360	0.5021	0.3889	0.4158	0.5616	0.4921
	<b>40.0256</b>	<b>32.217</b>	<b>36.4009</b>	<b>43.7269</b>	<b>30.448</b>



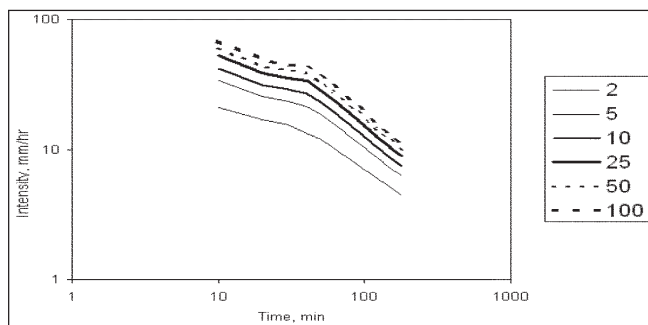
شکل ۶- تغییرات انحراف استاندارد با مدت تداوم رگبار برای دو تابع توزیع احتمال انتخابی

است. انتخاب این توزیع احتمال، با آزمون کولموگروف-اسمیرنوف به عنوان یک آزمون متداول نیکویی برازش نیز تایید گردید.

جدول ۴ و شکل ۷ اطلاعات شدت-مدت-فراوانی رگبارها را نشان می دهد. برازش رگبارها با تابع توزیع احتمال گامبل با یافته قهرمان و همکاران بر روی رگبارهای ایستگاه سازمان آب در مشهد هماهنگی دارد [۶].

جدول ۴- شدت بارندگی در تداوم ها و تناوب های مختلف (IDF)

	2	3	5	10	25	50	100	200
10	20.9414	26.9297	33.5703	41.9317	52.4964	60.3339	68.1135	75.8648
20	17.0826	21.1589	25.6792	31.371	38.5625	43.8976	49.1933	54.4697
30	15.5023	19.2826	23.4747	28.7531	35.4224	40.3701	45.2812	50.1744
40	13.3123	17.1862	21.482	26.891	33.7253	38.7954	43.828	48.8423
50	11.8889	15.039	18.5322	22.9307	28.4882	32.6111	36.7035	40.781
60	10.3883	13.0337	15.9672	19.6609	24.3279	27.7902	31.2269	34.6511
90	7.5807	9.3347	11.2797	13.7287	16.823	19.1186	21.3972	23.6675
120	6.0601	7.3293	8.7367	10.5088	12.7479	14.409	16.0578	17.7007
150	5.1201	6.1284	7.2465	8.6543	10.4331	11.7527	13.0626	14.3677
180	4.4407	5.2901	6.2319	7.4179	8.9163	10.0279	11.1313	12.2307
360	2.7605	3.2278	3.7461	4.3987	5.2232	5.8349	6.4421	7.047



شکل ۷- دسته منحنی های شدت-مدت-فراوانی مشهد براساس آخرین آمار و اطلاعات

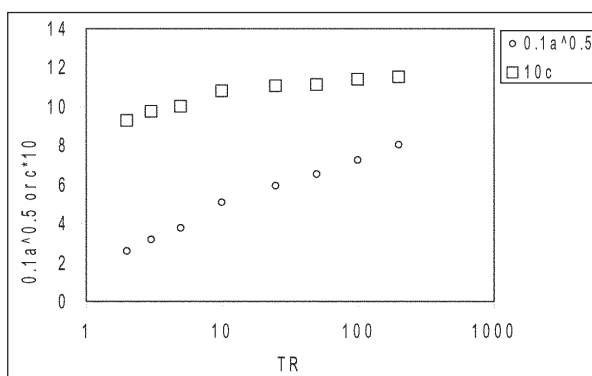
### توابع ریاضی

بر روی هر سری شدت باران در یک دوره بازگشت مشخص، توابع ریاضی شدت-مدت بارندگی (معادلات ۱ تا ۵) برازش داده شد. نتایج بدست آمده مشخص ساخت که رابطه ۴ تطابق بهتری با

اطلاعات جدول ۴ دارد. نتیجه مشابهی نیز بر روی مقادیر شدت باران در ایستگاه فرودگاه توسط قهرمان و همکاران [۸] و در ایستگاه دانشکده کشاورزی مشهد توسط علیزاده [۳] گزارش شده است. جدول ۵ ضرایب ثابت این رابطه را در دوره های بازگشت مختلف نشان می دهد. با توجه به جدول فوق به نظر می رسد که یک روند یک جهته بین ضرایب فوق با دوره بازگشت وجود دارد. این روند در شکل ۸ نشان داده شده است.

جدول ۵- تغییرات ضرایب معادله ۴ با دوره بازگشت

TR	a	b	c
2	664.2775	30	0.9289
3	992.771	30	0.9701
5	1387.002	30	1.0012
10	2550.131	35	1.0769
25	3499.936	35	1.101
50	4226.375	35	1.114
100	5263.229	36	1.1341
200	6424.024	40	1.1525



شکل ۸- رفتار دو ضریب a و c در معادله ۴ با دوره بازگشت

در نتیجه معادلات شدت-مدت-فراوانی بارندگی ایستگاه فرودگاه مشهد مطابق روابط زیر قابل

ارایه است:

$$i = \frac{664.278}{(30+t)^{0.929}}, TR = 2 yr \quad (6)$$

$$i = \frac{1387.00}{(30+t)^{1.001}}, TR = 5 \text{ yr} \quad (7)$$

$$i = \frac{2550.131}{(35+t)^{1.077}}, TR = 10 \text{ yr} \quad (8)$$

$$i = \frac{3499.936}{(35+t)^{1.101}}, TR = 25 \text{ yr} \quad (9)$$

$$i = \frac{4226.375}{(35+t)^{1.114}}, TR = 50 \text{ yr} \quad (10)$$

$$i = \frac{5263.229}{(36+t)^{1.134}}, TR = 100 \text{ yr} \quad (11)$$

برخلاف ضرایب  $a$  و  $C$ ، تغییرات ضریب  $b$  با دوره بازگشت دارای انحرافات است. مضافاً به اینکه حساسیت این ضریب در برآورد شدت باران زیاد نمی باشد. میانگین مقادیر  $b$  در دوره های بازگشت مختلف حدود ۳۵ است. این مقدار برای ضریب  $b$ ، رابطه ۴ مجدداً بر روی سری های شدت باران در دوره های بازگشت مختلف تطابق داده شد هر یک از ضرایب  $a$  و  $C$  مجدداً محاسبه شدند. روابط زیر برای برآورد این دو ضریب از روی دوره بازگشت مطابق زیر به دست آمد:

$$a = 141.2 + 1046.91 \ln(TR) \quad R^2 = 1 \quad (12)$$

$$c = 0.983 + 0.031 \ln(TR) \quad R^2 = 0.895 \quad (13)$$

با تلفیق این دو رابطه با رابطه (۴)، شکل کلی معادله IDF شهر مشهد بدست می آید:

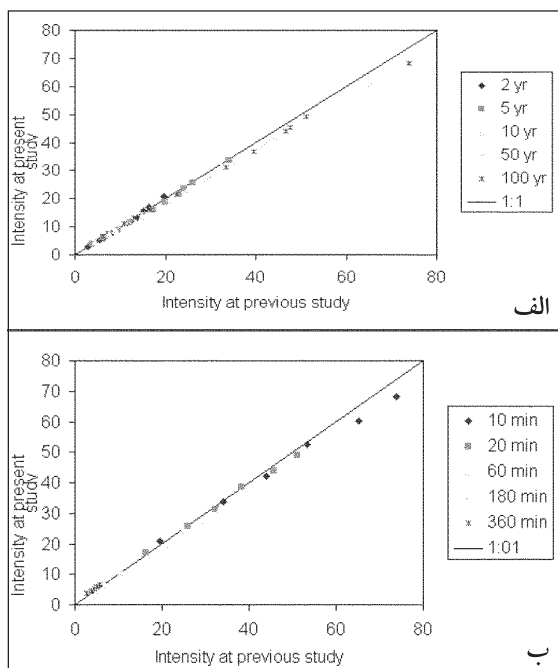
$$i = \frac{141.2 + 1046.9 \ln(TR)}{(t + 35)^{0.983 + 0.0318 \ln(TR)}} \quad (14)$$

که در آن  $i$  شدت باران (میلی متر در ساعت)،  $TR$  دوره بازگشت (سال)،  $t$  مدت تداوم (دقیقه) و  $\ln$  نماد لگاریتم طبیعی می باشد. با وجود این توجه به این نکته مفید خواهد بود که گرچه رابطه (۴) از نقطه نظر کاربردی جدول IDF مشهد را در بر می گیرد، ولی نمی تواند قید نامنفی بودن تابع توزیع تجمعی (CDF) را برآورد کند (به عنوان مثال به قهرمان و حسینی مراجعه شود [۱۴]).



### مقایسه با نتایج پیشین

شکل ۹ مقایسه ای را بین شدت باران در تداوم و تناوب مشخص در این بررسی و بررسی پیشین (سازمان هواشناسی کشور [۱]) نشان می دهد. در هر دو حالت، نقاط به خوبی بر روی خط با شیب ۱:۱ واقع شده است. شکل ۹-الف تفاوت هایی را در دو نقطه انتهایی متناظر با دوره های بازگشت ۵۰ و ۱۰۰ سال و شکل ۹-ب این تفاوت ها را به مدت تداوم ۱۰ دقیقه منتسب می کند. جدول ۶ شدت های باران در تداوم ۱۰ دقیقه و تناوب های ۵۰ و ۱۰۰ سال و برای دو بررسی پیشین سازمان هواشناسی کشور [۱] و حاضر را نشان می دهد. شدت باران در بررسی حاضر کوچکتر از بررسی پیشین می باشد. این نتیجه با شکل ۴ مبنی بر روند نزولی شدت باران در کلیه مدت های تداوم با زمان هماهنگی دارد. با این وجود، تفاوت ها برای هر دوره بازگشت کمتر از ۸٪ است و بنابراین مهم تلقی نمی شود.



شکل ۹- مقایسه شدت بارندگی بین بررسی پیشین و این بررسی در تناوب ها (شکل بالا) و تناوب های (شکل پایین) مختلف

جدول ۶- شدت باران (میلی متر در ساعت) در تداوم ۱۰ دقیقه ای و تناوب مشخص در دو بررسی متفاوت

دوره بازگشت، سال		مرجع
۱۰۰	۵۰	
۷۳/۷۷	۶۵/۰۷	بررسی پیشین
۶۸/۱۱	۶۰/۳۳	بررسی حاضر
۷/۷	۷/۳	درصد تفاوت

### نتیجه گیری

دسته منحنی های شدت-مدت- فراوانی بارندگی ایستگاه فرودگاه مشهد وابسته به سازمان هواشناسی بر روی ۳۳ سال آمار بین سالهای ۱۹۶۹ لغایت ۲۰۰۶ با تابع توزیع احتمال گامبل برازش داده شد. نتایج نشان داد که شدت های بارندگی در هر مدت تداوم از یک روند زمانی نزولی غیرمعنی دار تبعیت می کنند. نتایج نشان داد که تفاوت اندکی بین شدت های باران در مقایسه با بررسی پیشین (طول دوره آماری ۱۹۶۹-۱۹۹۳) وجود دارد.

### سیاسگزاری

بخشی از هزینه این تحقیق توسط شهرداری مشهد تامین شده است که بدینوسیله تشکر می شود.

### منابع

- ۱- سازمان هواشناسی کشور، ۱۳۷۴، روابط شدت-مدت-فراوانی بارندگی در ایستگاه های سینوپتیک ایران، وزارت راه و ترابری، مرکز تحقیقات هواشناسی کاربردی.
- ۲- صدقی، حسین، ۱۳۵۴، اصول هیدرولوژی مهندسی جلد اول، انتشارات دانشگاه شهید چمران اهواز.
- ۳- علیزاده، امین، ۱۳۷۳، روابط شدت-مدت-تناوب بارندگی در مشهد، مجله علوم و صنایع کشاورزی، ۱۸(۱): ۵۵-۶۶.
- ۴- قهرمان، بیژن، ۱۳۷۵، رابطه به روز شده شدت-مدت-تناوب بارندگی در ایران با استفاده از باران یک ساعته ده ساله، مجله دانش کشاورزی، ۱۳: ۶-۳۰.
- ۵- قهرمان، بیژن و حمیدرضا، آبخضر، ۱۳۸۲، اصلاح روابط شدت-مدت-فراوانی بارندگی در

- ایران، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه صنعتی اصفهان، ۸(۲): ۱-۱۴.
- ۶- قهرمان، بیژن، سید محمود، حسینی و کامران، داوری، ۱۳۸۵، تحلیل رگبارهای کوتاه مدت خراسان، شرکت سهامی آب منطقه ای خراسان، کمیته تحقیقات کاربردی.
- ۷- قهرمان، بیژن و علیرضا، سپاسخواه، ۱۳۶۹، تخمین رابطه شدت-مدت-تناوب بارندگی در ایران با استفاده از باران یک ساعته ده ساله، در: انوار، سید احمد و طالب بیدختی، ناصر (ویرایشگران)، مجموعه مقالات سومین کنگره بین المللی مهندسی راه و ساختمان، ۲۴-۲۸ اردیبهشت ۱۳۶۹، جلد پنجم، دانشکده مهندسی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، ۵۵-۷۴.
- ۸- قهرمان، بیژن، امین، علیزاده، و غلامعلی، کمالی، ۱۳۷۴، بررسی جامع رگبارهای کوتاه مدت در مشهد، نیوار، ۶: ۲۸-۲۱.
- ۹- وزیری، فریبرز، ۱۳۶۳، تجزیه و تحلیل رگبارها و تعیین منحنی های شدت؟ مدت مناطق مختلف ایران، مجتمع دانشگاهی مهندسی، واحد طرح و تحقیقات جهاد دانشگاهی، گروه آب، تهران، ۶۱۱ صفحه.
- ۱۰- وزیری، فریبرز، ۱۳۷۰، تجزیه و تحلیل رگبارها در نقاط مختلف ایران، جهاد دانشگاهی دانشگاه خواجه نصیرالدین طوسی، واحد طرح و تحقیقات، ۳۷۵ صفحه.
11. Bridges, T.C. and C.T., Haan, 1972, Reliability of Precipitation Probabilities Estimated from the Gamma Distribution, Monthly Weather Review 100(8).
12. Dickinson, T., 1977, Rainfall Intensity-Frequency Relationships from Monthly Extremes, J. Hydrol., 35, 137-145.
13. Ghahraman, B., 1995, A General Dimensionless Rainfall Depth-Duration-Frequency Relationship, Iran Agric. Res., 14(2): 217-235.
14. Ghahraman, B. and S.M., Hosseini, 2005, A New Investigation on the Performance of Rainfall IDF Models, Iran. J. Sci. Tech., 29(B3): 333-342.
15. Grubbs, F. and G., Beck, 1972, Extension of Sample Sizes and Percentage Points for Significance Tests of Outlying Observations, Technometrics 14(4).
16. Hershfield, D.M., 1962, An Empirical Comparison of the Predictive Values of 3

Extreme Value Procedures, *J. Geophys. Res.*, 67(4), 1535-1542.

17. Mann, H.B. and D.R., Withney, 1947, On the Test of Whether one or Two Random Variables in Stochastically Larger than the Other, *Ann. Math. Statis.*, 18, 50-60.
18. Oyebande, L., 1982, Deriving Rainfall Intensity-Duration-Frequency Relationships and Estimates for Regions with Inadequate Data. *Hydrol. Sci.* 27, 353-367.
19. Smith, A., 1991, IDF Curve Fit, Guardin Press, Ancaster, Canada.
20. Urickan, P. and J., Horvath, 1984, Synthetic Design Storm and its Relation to Intensity-Duration-Frequency Curves. *Water Sci. Tech.* 16, 69-83.
21. Wald, A. and J., Wolfowitz, 1943, An Exact Test for Randomness in the Nonparametric Case Based on Serial Correlation, *Ann. Math. Statis.* 14.