# تقدير الشدات التصميمية للهطل المطري في محطة مطار دمشق

م. محمد الميلاد [1]

**ملخص**

تعد الشدة التصميمية للهطل المطري مقداراً مهماً في حسابات ذروة الفيضان في الحوض الساكب الناتجة من العاصفة المطرية. في هذا البحث تم التوصل إلى جداول الشدات المطرية من أجل أزمنة عودة مختلفة ومدد مختلفة للهطل خلال اليوم، وفق بيانات العواصف المسجلة في محطة مطار دمشق، حيث استخرجت لهذه المحطة كل من السلاسل السنوية القصوى للشدة المطرية من أجل مدد الهطل المختلفة، وكذلك السلاسل الجزئية، وتم تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام لهذه السلاسل بتطبيق طريقة مخطط نسب العزوم، بأنه توزيع القيم الحدية المعمم والذي أعطى بالمقارنة مع توزيعات (غامبل، بيرسون الثالث، لوغاريتم الطبيعي، باريتو المعمم) أفضل تقدير كمي للشدة التصميمية في محطة مطار دمشق، وذلك بفاصل ثقة 90%. حسبت باستخدام هذا التوزيع قيم الشدة المطرية التصميمية من أجل مختلف أزمنة العودة والمدد المختلفة للهطل $(i_{GEV}(T,t_d))$، واستخرجت علاقة (الشدة – المدة – التكرار) وحددت ثوابتها بطريقة التربيعات الصغرى، ويمكن الاستفادة من هذه العلاقة لتقدير الشدة المطرية التصميمية بدقة مقبولة من أجل أزمنة عودة ومدد مختلفة عن الواردة في جداول الشدات المطرية التصميمية.

**كلمات مفتاحية:** الشدة المطرية التصميمية، السلاسل السنوية القصوى، مخطط نسب العزوم، توزيع القيم الحدية المعمم، علاقة (الشدة ـ المدة ـ التكرار).

[1] ماجستير في الهندسة، قائم بالأعمال في كلية الهندسة المدنية، جامعة حمص، حمص، سورية، malmilad@homs-univ.edu.sy

# *Estimating of design rainfall intensities at Damascus Airport station*

**Eng. Mohammed Almilad** [1]

**Abstract**

The designed intensity of rainfall is an important quantitative measure for calculating the peak of the flood in the basin resulting from rainfall. In this research, tables of rain intensities are derived for different return periods and different durations of precipitation according to storm data recorded at the Damascus Airport station. For this station, both the annual maximum series (AMS) of rain intensity for different periods, and the partial duration series (PDS) as well, were extracted, and the much suitable probability distribution which was generalized extreme value distribution (GEV) was determined by applying the moment ratio diagram method. Compared to other distributions (Gumbel, Pearson III, Natural logarithm, Generalized Pareto), GEV distribution gives the best quantitative estimate of the rainfall design intensities in the Damascus Airport station, with a confidence interval of 90%. Accordingly, the values of rain intensities were estimated for different return periods and different durations of precipitation. The relationship of intensity - duration – frequency (IDF) was also extracted for the station according to both annual and partial series, whereas the constants of IDF formula were calculated using the least square errors method (LSE). This relationship can be used to estimate the design rain intensity for return periods and durations differ from those contained in the design intensity tables.

.**Key Words:** rainfall design intensity, annual maximum series (AMS), moment ratio diagram, Generalized Extreme Value distribution (GEV), IDF formula.

[1] M.Sc. Engineer, Lecturer, Faculty of Civil Engineering, Homs university, Homs, Syria, malmilad@homs-univ.edu.sy

**مقدمة**

تعرف العاصفة التصميمية Design Storm، تعرف بأنها نمط الهطول المحدد الخصائص من حيث الشدة والمدة والارتفاع الإجمالي للهطول وكيفية تسلسل أحداث الهطل خلال العاصفة. وفي الواقع، يكون الهطول الحقيقي مركباً من حوادث هطل مختلفة المدة والشدة والتكرار، ما يعني صعوبة التعامل مع العواصف الفعلية في التصميم خاصة لتضمنها شدات مطرية ليس بالضرورة أن تكون أعظمية؛ بالتالي لا بد من تبسيط العاصفة الحقيقية في نموذج العاصفة التصميمية، ولعل أكثر عناصره استخداماً هو الشدة التصميمية وهي الشدة المطرية الوسطية الأعظمية، من أجل عاصفة مدتها $t_d$ وزمن معاودتها T، وتسمى "وسطية" تمييزاً لها عن الشدة الآنية، و"أعظمية" لحسابها بالاستناد إلى قيم الهطولات الأعظمية لكل فترة زمنية من كل عام كما في السلسلة السنوية القصوى، و"تصميمية" لأن قيمتها محسوبة من التحليل التكراري لسلاسل الهطولات الأعظمية (الشدة عند احتمال معين)، وتشتمل العاصفة التصميمية على بيانات الشدات الأعظمية للمدد المختلفة للهطول من أجل زمن العودة نفسه [1].

قام هيرشفيلد عام 1961 باستخراج خرائط تساوي ارتفاعات الهطل التصميمية Depth-Duration-Frequency (DDF) لأجزاء واسعة من الولايات المتحدة من أجل عواصف بمدد بين 30min حتى 24 hr وأزمنة عودة $(1yr-100yr)$ نشرت في التقرير المعروف باسم TP-40 [2]؛ وقام مكتب الطقس الأمريكي عام 1964 بوضع خرائط عمق الهطل التصميمي من أجل المدد من 2 يوم إلى 10 يوم، كما قدمت خدمة الطقس الوطنية الأمريكية National Weather Service (NWS) في التقرير المعروف باسم Hydro 35 خرائط تساوي ارتفاع الهطل التصميمي لعواصف ذات مدد قصيرة $(5-60)\min$ وأزمنة عودة $(2yr-100yr)$ [3]، كما قدم ميللر Miller، وآخرون عام 1973 خرائط تساوي ارتفاع الهطل التصميمي لعواصف ذات المدد $(6\text{-}24)\,\text{hr}$.

قدم برنارد Bernard علاقة شدة هطول الأمطار لترددات 5، 10، 15، 25، 50، و100 سنة، ولفترات هطول الأمطار من 120 إلى 6000 دقيقة [4]، سميت بعلاقات

الشدة ـ المدة ـ التكرار Intensity-Duration-Frequency (IDF) وعرضت على شكل علاقات أو منحنيات لمواقع دراسة مختلفة في الولايات المتحدة وخارجها [2,5].

تسمح علاقات ومنحنيات IDF بحساب شدة الهطول التصميمية (الوسطية الأعظمية) لعاصفة لها مدة محددة وزمن عودة معروف. ويحتاج الهيدرولوجي إلى القيام بالتحليل التكراري للحصول على هذه العلاقات والمنحنيات، ولاستخراجها يتم تشكيل السلاسل السنوية القصوى للهطولات من أجل مدة محددة للهطل، كمدة (15 min) مثلاً، وبتطبيق أحد توزيعات الاحتمالية الملائمة للقيم الحدية يتم تحديد الشدة الوسطية من أجل أزمنة عودة مختلفة، وتكرر هذه العمليات من أجل مدد زمنية مختلفة أخرى [5,6].

بالمثل، عالجت هيئة الطقس الكندية Atmospheric Environment Service (AES) الهطولات اليومية لتحديد ارتفاعات الهطل الأعظمية من أجل مدد جزئية 5min, 10min, 15min, 30min, 60min, 120min, 360min, 720min, 1440mim وباستخدام تابع توزيع غامبل، أُستنتجت الشدات الأعظمية من أجل أزمنة عودة مختلفة، والمدد المختلفة للهطل.

ولتجنب رسم مخططات الشدة المدة التكرار لمنطقة ما أو في حال عدم توفر عدد كاف من المحطات للرسم، ولسهولة الاستخدام فقد قدم Wenzel 1982 علاقة لتحديد الشدة الوسطية الأعظمية (التصميمية) لمجموعة من المدن في الولايات المتحدة الأمريكية، تختلف المعاملات باختلاف موقع الدراسة [7] $i = \frac{c}{T_d^e + f}$ حيث i شدة الهطول، و $T_d$ مدة الهطول و c, e, f معاملات تتعلق بالموقع وزمن العودة، كما قدم شيرمان Sherman علاقة الشدة ـ المدة ـ التكرار بالصيغة $i = \frac{a}{(t+b)^c}$، وطورت العلاقات السابقة بحيث يتم ادخال زمن العودة فيها، وفق إحدى الصيغ $i = \frac{cT^m}{T_d + f}$ , $i = \frac{cT^m}{T_d^e + f}$ [2,5].

إن تحديد الشدات التصميمية يمكن أن يتم من خلال إما تحليل السلاسل السنوية القصوى Annual Maximina Series (AMS) للهطل، وهنا لا بد من توافر سلاسل هطل طويلة

نسبيا (اكثر من 20 عام مثلا) [5]، أو من خلال التحليل التكراري للسلاسل الجزئية (سلاسل التجاوز السنوية Annual Exceedance series (AES))، من أجل المدد المختلفة، وتشكل هذه السلاسل من خلال ترتيب أحداث الهطل تنازليا، واختيار أكبر N قيمة للهطولات التي لها المدة نفسها من كل عام، بدلا من اختيار أكبر قيمة للهطل لكل مدة كما في السلسلة القصوى؛ أو من خلال اختيار جميع القيم من السلاسل السنوية التي هي أكبر من حد معين، وتسمى سلاسل التجاوز السنوية في هذه الحالة السلاسل الجزئية للمدد) Partial Duration Series (PDS) أو Peaks over threshold (POT)، .

ولاستنتاج الشدات التصميمية للهطل المطري انطلاقاً من السلاسل القصوى أو السلاسل الجزئية للهطولات لابد من تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم، وقد افترضت العديد من الدراسات أن الهطولات ذات المدد المختلفة في السلسلة القصوى تتبع توزيعاً واحداً مثل توزيع غامبل [8]، أو توزيع القيم الحدية المعمم [9]، مع الإشارة إلى أن اختيار التوزيع الاحتمالي الملائم يتطلب تطبيق أحد اختبارات جودة التوافق التحليلية [10,11]، مثل اختبار chi-square، أو أندرسون دارلينغ Anderson-Darling (A-D) ، أو كولموغوروف–سميرنوف Kolmogorov-Smirnov (K-S) أو من خلال طرائق بيانية Ploting Position. [14–12] هذه الطرائق تجيب عن مدى ملاءمة التوزيع لسلسلة مفردة من البيانات من خلال الفرق بين القيم النظرية (وفق التوزيع المختبر) والقيم المقيسة (من السلسلة)how well distribution fit the data ، وهي طريقة معقولة وقد استخدمت على نطاق واسع في التحليل التكراري للمعطيات الهيدرولوجية [17–15]. ولكنها لا تستطيع تقديم قيمه إحصائية لجودة التوافق لسلاسل الشدات للمدد المختلفة مع التوزيع الاحتمالي محل الاختبار.

قدم هوسكنغ (Hosking, 1990) طريقة تسمى المجاميع الخطية للعزوم الإحصائية Linear Combination of an ordered Statistics (L-Moments)، كطريقة رياضية لحساب معالم (الشكل، والمقياس، والموقع) للتوزيع الاحتمالي، واقترح طريقة مخطط نسبة العزوم L-moment ratio diagram كطريقة للتحقق من جودة التوافق الإقليمية، أي كطريقة للتحقق من جودة توافق سلاسل زمنية متعددة، مع توزيع احتمالي واحد أو أكثر، وليس فقط

للتحقق من توافق سلسلة مفردة مع توزيع احتمالي واحد أو أكثر كما في اختبارات جودة التوافق التقليدية Goodness of fit tests (GOF)، وتفيد طريقة هوسكيغ Hosking في قابلية تعميم التوزيع الاحتمالي على أكثر من سلسلة زمنية، ولم يقصد هوسكينغ بهذه الطريقة أن التوزيع المحدد بطريقة مخطط نسب العزوم يعد الأكثر ملاءمة لكل سلسلة على حدة، بل هو التوزيع الذي يعطي أفضل تقدير كمي إلى حد معقول للشدة التصميمية من أجل المدد المختلفة من العاصفة [20–18].

تعد طريقة هوسكينغ Hosking للتحقق من جودة التوافق أكثر فاعلية من طريقة اختيار توزيع احتمالي ملائم لكل سلسلة شدة من أجل المدد المختلفة لأنه ليس هناك ما يضمن أن تكون القيم المستقبلية للشدات المطرية تخضع للتوزيع الاحتمالي نفسه والمحدد على أساس البيانات التاريخية المسجلة للشدة، خاصة في العمليات الطبيعية الفيزيائية التي يمكن أن تظهر فيها قيم بعيدة كل البعد عن الجزء المركزي من البيانات [19].

في هذا البحث سيتم استخراج وتحليل السلاسل السنوية القصوى والسلاسل الجزئية للشدات المطرية الأعظمية للمدد المختلفة للهطل، للتوصل للشدات المطرية التصميمية بالاستفادة من معطيات مسجل الهطل المطري الآلي للفترة الزمنية بين عامي (2016-2000). للتوصل إلى الشدات التصميمية في محطة مطار دمشق الدولي للأرصاد الجوية DAMA0080، والواقعة في حوض دمشق، عند خطي طول وعرض، وارتفاع عن متوسط سطح البحر، على الترتيب ″45′25°33 شرقاً، ″20′31°36 شمالاً، 610.00 m+.

**أهمية البحث**

تعتمد عملية استنتاج الشدات التصميمية للهطل المطري على دراسة احتمالية لتحديد التوزيع الاحتمالي الملائم لسلاسل الهطل مختلفة المدة، وتؤثر عملية اختيار هذا التوزيع على القيم المقدرة للشدات المطرية، وتتباين تلك القيم باختلافه؛ ومن هنا تظهر أهمية تطبيق طريقة مخطط نسب العزوم لتحديد ذلك التوزيع الاحتمالي الملائم العام للسلاسل ذات المدد المختلفة للهطل، للتوصل إلى أفضل تقدير كمي للشدات المطرية عند أزمنة عودة محددة ومن أجل مدد الهطل المختلفة.

**أهداف البحث:**

1. تقدير الشدات المطرية التصميمية من أجل المدد المختلفة للهطول المطري خلال اليوم، ومن أجل ازمنة عودة $(2yr \square 200yr)$، في محطة مطار دمشق.
2. استخراج علاقة (الشدة ـ المدة ـ التكرار) لمحطة مطار دمشق، بالاستناد لتحليل السلاسل القصوى والسلاسل الجزئية للهطل.

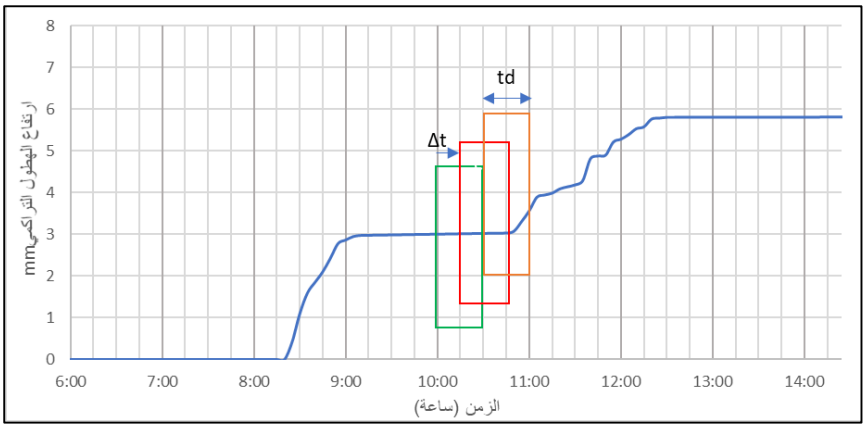
**مواد وطرائق البحث**

**تحضير البيانات وإعداد جداول الشدات المطرية لفترة الدارسة**

جمعت مخططات مسجل الهطول الآلي على شكل منحنيات كمية تراكمية لارتفاع الهطول المطري مع الزمن Rainfall mass curves لمحطة مطار دمشق للأرصاد الجوية للفترة الزمنية (2000-2016) وتبين بتفحصها عدم توافر أي تسجيلات لأعوام (2004، 2012، 2013) والتي تم استثناؤها من التحليل لعدم إمكانية التنبؤ بمخططات الهطل المفقودة. نفذت مجموعة من العمليات لإعداد قاعدة بيانات الهطل ورقمنة وتصحيح المخططات الورقية [21] المتاحة لفترة الدراسة وقد بلغ عدد العواصف خلال تلك الفترة 154 عاصفة، سجل لكل منها زمن العاصفة على المحور الأفقي (المدة بالساعة)، والهطل التراكمي خلال العاصفة (على المحور الشاقولي) (مقدرا بـ mm)، ولاستخراج ارتفاعات الهطول الأعظمية من أجل مدد مختلفة $t_d$ من العاصفة، قمنا بتطبيق طريقة نافذة زمنية مدتها مساوية لـ $t_d$ تقيس فروقات الهطل التراكمي بين كل نقطتين متتاليتين من المنحني الكمي يفصل بينهما زمن قدره $t_d$، على أن يتم زلق هذه النافذة بشكل تراكبي، بانزياح زمني صغير تم اختياره بـ dt = 2 min، وقمنا بتسمية هذه الطريقة بطريقة النافذة الزمنية المنزلقة sliding time window؛ وبعد ذلك تم استنتاج ارتفاع الهطول الأعظمي من أجل المدة $t_d$ خلال كل عاصفة، بأكبر قيمة للفروقات المَقيسة باستخدام طريقة النافذة الزمنية $t_d$ المنزلقة r مرة، على امتداد المنحني الكمي للهطل خلال العاصفة، حيث: r = t/dt حيث t هي مدة العاصفة الكلية.

يبين الشكل (1) منحني كمي للهطولات لعاصفة مدتها تقريباً t = 4 hr مبيناً عليه نافذة زمنية مدتها $t_d$ = 30 min ومنزلقة بشكل تراكبي بانزياح زمني (للتوضيح كبير نسبياً) Δt = 15 min، تفيد في تحديد فروقات ارتفاعات الهطول للمدة td = 30 min من كافة أجزاء المنحني الكمي للهطولات (بدقة 15 min).

إن ما يميز طريقة النافذة الزمنية المنزلقة بشكل تراكبي هو لحظها لتغيرات ميل المنحني الكمي للهطولات، وتزداد دقتها كلما كانت قيمة انتقالها الزمني (الأفقي) dt صغيرة.




الشكل (1): منحني كمي للهطولات خلال عاصفة، مبيناً عليه نافذة زمنية مدتها td=30min منزلقة بشكل متتابع بمقدار Δt=15min

**التعريف بالتوزيعات الاحتمالية المشاركة بالمقارنة**

يتوافر عدد من التوزيعات الاحتمالية المستخدمة لتحليل سلاسل القيم العظمى الهيدرولوجية [5,6,22,23]، ولعل أبرزها من التوزيعات ثنائية المعلمة (Two Parameter Distribution) توزيع غامبل Gumbel (G)، ومن التوزيعات ثلاثية المعلمة (Three Parameter Distribution): توزيع بيرسون الثالث Pearson III (PE)، ولوغاريتم الطبيعي LN3، وتوزيع القيم الحدية المعمم Generalized Extreme Value (GEV)، وتوزيع باريتو المعمم Generalized Pareto Distribution (GPA). يلخص الجدول (3) أهم الخصائص الرياضية لتلك التوزيعات (دالة كثافة الاحتمال، ومجال تعريفها، ومعالم التوزيع وفق طريقة العزوم Method of Moments (MOM).

**اختبار جودة التوافق**

سيتم في هذا البحث التحقق من جودة توافق توزيعات (غامبل، بيرسون الثالث، لوغاريتم الطبيعي، القيم الحدية المعمم، باريتو المعمم) مع السلاسل القصوى والجزئية للهطل المطري، من أجل كل مدة هطل $t_d$ بتطبيق اختبار كولموغوروف–سميرنوف Kolmogorov-Smirnov (K-S) على مختلف السلاسل لتحديد التوزيع الاحتمالي الأفضل لكل منها. ويفسر اختيارنا لهذا الاختبار لأنه مناسب للتطبيق من أجل حجم العينات الصغيرة وحتى الكبيرة، كما يعتمد على علاقة توزيع احتمالي تجريبي Empirical Distribution Formula (EDF) [24]، بينما يعطي اختبار أندرسون دارلينغ AD أوزاناً أكبر للقيم المتطرفة في السلسلة، وبالتالي فهو مناسب أكثر كلما كان طول السلسلة أكبر [25]. أما اختبار تشيسكوير فهو يعتمد على تقسيم البيانات في مجالات إما متساوية الطول أو متساوية الاحتمال، ويجب أن يكون عدد البيانات كافياً للحصول على مثل هذه المجالات [26]، وفي كل حالة مما سبق تختلف القيمة الحسابية لإحصائية اختبار جودة التوافق، ويختلف معها التوزيع الاحتمالي الملائم لسلسلة مفردة من البيانات. وبملاحظة أن كل من السلاسل القصوى للشدة المطرية من أجل كل مدة، تحوي عدد بيانات أقل من 20 قيمة للشدة سنطبق اختبار كولموغوروف، للتحقق من جودة التوافق.

الجدول (1): التوزيعات الاحتمالية للقيم الأعظمية للشدات المطرية، وبعض من خصائصها الرياضية [5,23,27,28]

| | دالة كثافة الاحتمال | معالم التوزيع بطريقة العزوم |
|---|---|---|
| **غامبل** | $f(x)=\frac{1}{\alpha}\exp\left[-\frac{x-\xi}{\alpha}-\exp\left(-\frac{x-\xi}{\alpha}\right)\right]$ <br> $-\infty<x<\infty$ | $\xi=\mu_x-\gamma\times\sigma_x \qquad \alpha=\frac{\sqrt{\pi}}{6}\times\sigma$ <br> $where\,(Euler-Mascheroni\,const.):\gamma=0.5772$ |
| **لوغاريتم الطبيعي ثلاثي المعلمة** | $f(x)=\frac{1}{(x-\xi)\sqrt{2\pi\sigma_y^2}}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\xi)-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2\right]$ <br> $where:\ y=\ln(x);\quad \xi<x<+\infty$ | $\mu_x=\xi+\exp(\mu_y+0.5\times{\sigma_y}^2)$ <br> $\sigma_x^2=\left[\exp(2\mu_y+{\sigma_y}^2)\right]\left[\exp({\sigma_y}^2)-1\right]$ <br> $quantile\,lower\,bound\ \xi=\frac{x_{\min}x_{\max}-x_{median}^2}{x_{\min}+x_{\max}-2x_{median}}$ |
| **بيرسون الثالث (توزيع غاما ثلاثي المعلمة)*** | $f(x)=\left[\beta^{-\alpha}(x-\xi)^{\alpha-1}\exp\left(-\frac{x-\xi}{\beta}\right)\right]\Big/\Gamma(\alpha)$ <br> $\xi\le x<+\infty$ | $\alpha=\frac{4}{C_s^2} \qquad \beta=\frac{1}{2}\sigma\lvert C_s\rvert \qquad \xi=\mu_x-2\sigma/C_s$ |
| **توزيع القيم العظمى المعمم **** | $f(x)=\alpha^{-1}\left[\exp(-1+kz)^{-1/k}\right](1+kz)^{-1-1/k}$ <br> $where:\quad z\equiv(x-\xi)/\alpha;\quad k>-0.5$ <br> $for\,k=0:-\infty<x<+\infty;\ for\,k<0:\xi+\alpha/k\le x<\infty$ <br> $for\,k<0:-\infty<x\le\xi+\alpha/k$ | $\xi=\mu_x-\alpha(g_1-1)/k \qquad \alpha=\sigma\lvert k\rvert\left(g_2-g_1^2\right)^{-0.5}$ <br> $\gamma=\mathrm{sgn}(k).\left(g_3-3g_1g_2+2{g_1}^3\right)\left(g_2-{g_1}^2\right)^{-3/2}=C_S$ |
| **توزيع باريتو المعمم** | $f(x)=\alpha^{-1}\left(1-k\frac{x-\xi}{\alpha}\right)^{1/(k-1)} \quad ;\ k>-0.33$ <br> $for\,k<0:\xi\le x<+\infty;\quad for\,k>0:\ \xi\le x\le\xi+\alpha/k$ | $\xi=\mu_x-\alpha/(1+k) \qquad \alpha^2=\sigma_x^2(1+k)^2(1+2k)$ <br> $C_{sx}=3(1-k)(1+2k)^{0.5}/(1+3k)$ |

* $Gamma\ function:\Gamma(\alpha)=\int_0^\infty t^{\alpha-1}e^{-t}dt$ where $\alpha>0$ ** $g_n=\Gamma(1-nk)$

**طريقة المجاميع الخطية للعزوم الإحصائية Liner Combination of Ordered Statistics (L-moment)**

تعد هذه الطريقة أحد الطرائق التحليلية لتقدير المعالم الإحصائية للتوزيعات الاحتمالية، ولحساب القيم المقدرة للظواهر الهيدرولوجية باحتمال معين، وهي من حيث النتائج تشابه طرائق: العزوم Method of Moment، الاحتمالية الأعظمية Maximum Likelihood، المربعات الصغرىLeast square estimate [5,29,30] ولكنها تتميز عن بقية الطرائق السابقة بإمكانية الاستفادة منها في تحديد التوزيع الاحتمالي الأساسي الأكثر ملاءمة لمجموعة من السلاسل الزمنية المستقلة في آن معاً [18,19] من خلال مخطط نسب العزوم وتعرف رياضياً من أجل عينة من n عنصر مرتبة تصاعدياً، بحيث القيمة الدنيا تأخذ الترتيب 1 والقيمة العليا تأخذ الترتيب الأكبر n، وحسب غرينوود Greenwood تعطى العزوم الاحتمالية الموزونة للعينة Probability Weighted Moments (PWM) بالعلاقات (1) [31]:

$$
\begin{aligned}
b_0 &= \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} x_{j:n} \\
b_1 &= \frac{1}{n}\sum_{j=2}^{n} \frac{(j-1)}{(n-1)} x_{j:n} \\
b_2 &= \frac{1}{n}\sum_{j=3}^{n} \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} x_{j:n} \\
b_3 &= \frac{1}{n}\sum_{j=4}^{n} \frac{(j-1)(j-2)(j-3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} x_{j:n}
\end{aligned}
\qquad (1)
$$

حيث $x_{j:n}$ : هو العنصر ذو الترتيب j من السلسلة التي طولها n

إن هذه المجاميع الخطية للعناصر في العينة المرتبة تقدم معلومات عن الموقع والمقياس وشكل التوزيع الاحتمالي الممثل لهذه العينة.

قدم Hosking معادلات العزوم الإحصائية بطريقة المجاميع الخطية للعزوم الاحتمالية الموزونة PWM كتطوير لمعادلات غرينوود Greenwood، وسميت طريقته بـ "المجاميع الخطية للعزوم الموزونة" Linear combination of an ordered Statistics اختصارا L-

moments ، و تشير "L" على ان استنتاج العزوم للعينة يتم عن طريقة المجاميع الخطية لقيم العزوم الاحتمالية الموزونة PWM.

وبحسب هوسكينغ Hosking تكون عزوم المجاميع الخطية الأربعة الأولى، وهي عزوم (المتوسط، الانتشار، الالتواء، التفرطح)، على الترتيب، وفق العلاقات (2)، [19]:

$$\begin{aligned} l_1 &= b_0 \\ l_2 &= 2b_1 - b_0 \\ l_3 &= 6b_2 - 6b_1 + b_0 \\ l_4 &= 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \end{aligned} \qquad (2)$$

وتكون نسب العزوم هي: نسبة التغير (L-Cv)، ونسبة الالتواء (L-Skewness)، ونسبة التفرطح (L-kurtosis)، معطاة على الترتيب بالعلاقات (3)، و (4)، و (5):

$$L - C_V = \tau = \frac{l_2}{l_1} \qquad (3)$$

$$L - skewness = \tau_3 = \frac{l_3}{l_2} \qquad (4)$$

$$L - kurtosis = \tau_4 = \frac{l_4}{l_2} \qquad (5)$$

**تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام، بطريقة مخطط نسب العزوم**

يمكن تحديد التوزيع الاحتمالي الأفضل لسلاسل الشدات المطرية ذات المدد المختلفة للهطل من خلال مخطط نسب العزوم، والذي يتم رسمه من أجل التوزيعات الاحتمالية التي نقارن بيانات مختلف السلاسل معها من خلال المنهجية التالية [19,20]:

- لكل توزيع احتمالي وبالاستفادة من علاقة $\tau_4 = f(\tau_3)$، الواردة في الجدول (2)، حسب هوسكينغ [20] يتم رسم منحني نسبة العزوم النظري للتوزيع الاحتمالي.
- يتم حساب نسب العزوم لبيانات الشدة المرتبة تصاعدياً، من كل سلسلة زمنية للشدات الأعظمية، حسب العلاقات (3،4،5)، بالتالي ينتج ثنائيات (نسبة التفرطح، نسبة الالتواء) $(L-skew, L-kurt)$، بعدد السلاسل الزمنية.

- نوجد القيمة الوسطية لنسب (التفرطح، الالتواء) $(\hat{\tau}_3, \hat{\tau}_4)$ لمختلف السلاسل الزمنية، وتمثل هذه الثنائية بنقطة واحدة على مخطط نسب العزوم.
- كلما تناقص البعد الشاقولي لنقطة نسبة العزوم الوسطية عن منحني نسبة العزوم النظري لتوزيع احتمالي ما، يشير إلى أن ذلك التوزيع الاحتمالي يعد الأكثر ملاءمة بشكل عام لمختلف السلاسل الزمنية مختلفة المدة.
- نحسب القيمة الاحصائية $Z^{DIST}$ للتحقق من معنوية عملية تحديد التوزيع العام الملائم للسلاسل الزمنية مختلفة المدة، من العلاقة (6).

$$Z^{DIST} = \left(\tau_4^{DIST} - \overline{\tau}_4 + \beta_4\right) / \sigma_4 \qquad (6)$$

حيث:

$$\beta_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left(\tau_4^{(m)} - \overline{\tau}_4\right) \qquad (7)$$

$$\sigma_4 = \left\{ \frac{1}{N_{sim} - 1} \left[ \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left(\tau_4^{(m)} - \overline{\tau}_4\right)^2 - N_{sim} \beta_4^2 \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \qquad (8)$$

$\overline{\tau}_4$ : نسبة التفرطح الوسطية لبيانات السلاسل المختلفة التي نحدد التوزيع الملائم العام لها.

$\beta_4$ : الانحياز في نسبة التفرطح الوسطية.

$\tau_4^m$ : نسبة التفرطح من عملية المحاكاة رقم m.

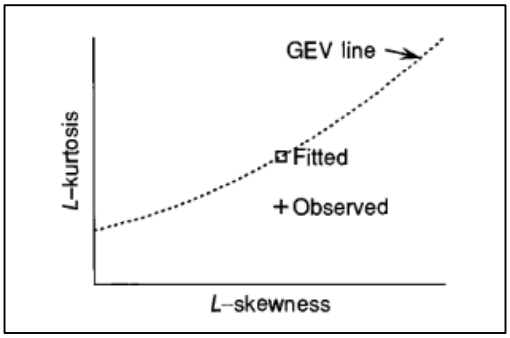
$\tau_4^{DIST}$ : نسبة التفرطح النظرية للتوزيع الذي نقارن مدى تقاربه مع بيانات السلاسل المختلفة.

بين Hosking أن حساب الإحصائية $Z^{DIST}$ يتطلب تشكيل 500 مجموعة محاكاة (سلسلة) على الأقل لحساب $\sigma_4$ والتي تعرف بأنها الانحراف المعياري لسلسلة قيم مقاييس التفرطح لمجموعات المحاكاة $\tau_4^{sim}$ .

ويكون التوزيع DIST هو التوزيع الملائم العام لبيانات السلاسل الزمنية المختلفة بفاصل ثقة 90% (مستوى دلالة 10% من جهتين) [18]، إذا تحقق الشرط:

$\left|Z^{DIST}\right| \le 1.64$، أي بمعنى آخر عند تحقق هذا الشرط فإنه لا توجد فروق إحصائية ذات دلالة معنوية بين التوزيع العام DIST والتوزع الفعلي لكل من بيانات السلاسل المختلفة.

يبين الشكل (2) تطبيقاً لطريقة مخطط نسب العزوم للتحقق فيما إذا كانت بيانات سلسلة زمنية توافق توزيع القيم الحدية المعمم.




**الشكل (2): مخطط تعريف بطريقة نسبة العزوم لتحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام [19]**

الجدول (2): احداثيات رسم منحنيات نسب العزوم للتوزيعات الاحتمالية [19,20]

| التوزيع الاحتمالي | $\tau_4 = f(\tau_3)$ |
|---|---|
| **غامبل** | $\tau_3 = 0.1699 \qquad \tau_4 = 0.1504$ |
| **لوغاريتم الطبيعي LN3** | $\tau_4 = 0.12282 + 0.77518\tau_3^2 + 0.12279\tau_3^4 - 0.13638\tau_3^6 + 0.11368\tau_3^8$ |
| **بيرسون الثالث PE3** | $\tau_4 = 0.12240 + 0.30115\tau_3^2 + 0.95812\tau_3^4 - 0.57488\tau_3^6 + 0.19383\tau_3^8$ |
| **توزيع القيم الحدية المعمم GEV** | $\tau_4 = 0.10701 + 0.11090\tau_3 + 0.84838\tau_3^2 - 0.06669\tau_3^3 + 0.00567\tau_3^4 - 0.04208\tau_3^5 + 0.03763\tau_3^6$ |
| **توزيع باريتو المعمم GPA** | $\tau_4 = \tau_3(1+5\tau_3)/(5+\tau_3)$ |

## النتائج والمناقشة

### تشكيل السلاسل القصوى والجزئية للشدة المطرية

استخرجت القيم الأعظمية لارتفاعات الهطل المطري في كل عاصفة من أجل مدد مختلفة للهطل (12 مدة) وهي: (2-5-10-15-30-60-120-180-240-360-720-1080) min بطريقة النافذة الزمنية المنزلقة، ومن أجل كل مدة تم اختيار أعظم قيمة للهطول من بين

عواصف كل عام ومن ثم استخرجت الشدة الوسطية الأعظمية بقسمة ارتفاع الهطل الأعظمي لكل مدة على المدة، وأخيراً استخرجت السلسلة السنوية القصوى للشدة المطرية بأخذ القيمة القصوى للشدة من كل عام من أجل كل مدة من المدد السابقة، ومن ثم قمنا باستخراج سلسلة التجاوز السنوية (السلسلة الجزئية)، أيضاً لكل المدد السابقة، بأخذ ثلاثة أكبر قيم للشدة المطرية من كل عام. ويرد في الجدول (3)، والجدول (4) السلسلة السنوية القصوى والجزئية للشدات المطرية في محطة مطار دمشق، من أجل مدد مختلفة للهطل.

الجدول (3): السلاسل السنوية القصوى للشدات المطرية الأعظمية mm/hr للمدد المختلفة للهطل

| مدة الهطل min / year | 2 | 5 | 10 | 15 | 30 | 60 | 120 | 180 | 240 | 360 | 720 | 1080 | 1440 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2000 | 92.7 | 37.1 | 18.6 | 12.5 | 7.7 | 7.3 | 6.3 | 5.7 | 4.4 | 3.0 | 1.6 | | |
| 2001 | 29.6 | 21.0 | 15.8 | 11.6 | 7.8 | 5.2 | 2.8 | 2.2 | 1.7 | 1.3 | | | |
| 2002 | 33.3 | 26.4 | 21.4 | 16.6 | 10.9 | 8.4 | 5.5 | 4.0 | 3.3 | 2.5 | 0.7 | 0.5 | |
| 2003 | 19.0 | 9.5 | 9.3 | 6.5 | 4.3 | 3.3 | 2.9 | 2.8 | 2.6 | 2.4 | 1.5 | 1.2 | |
| 2005 | 15.7 | 11.3 | 10.9 | 10.3 | 9.0 | 8.0 | 6.2 | 1.7 | 0.8 | 0.5 | 0.2 | 0.2 | |
| 2006 | 207.9 | 110.5 | 55.3 | 36.9 | 18.4 | 9.2 | 4.6 | 3.1 | 2.3 | 1.6 | 1.2 | 0.7 | |
| 2007 | 27.6 | 27.6 | 20.7 | 17.3 | 11.5 | 7.5 | 5.8 | 4.7 | 1.6 | 1.0 | 0.6 | | |
| 2008 | 10.7 | 9.8 | 7.5 | 5.7 | 3.7 | 2.2 | 1.7 | 1.4 | 1.3 | 1.1 | 0.7 | 0.6 | |
| 2009 | 82.1 | 33.7 | 25.1 | 17.2 | 8.9 | 5.5 | 4.9 | 3.3 | 2.5 | 1.9 | 1.0 | 0.8 | |
| 2010 | 3.7 | 2.5 | 2.5 | 2.3 | 1.9 | 1.5 | 1.4 | 0.9 | 0.8 | 0.5 | | | |
| 2011 | 14.3 | 10.7 | 7.5 | 6.1 | 5.0 | 4.1 | 3.3 | 2.5 | 1.9 | 1.3 | 0.6 | 0.5 | |
| 2014 | 21.7 | 21.7 | 17.7 | 14.1 | 9.1 | 5.5 | 2.9 | 2.1 | 2.0 | 1.0 | 0.2 | | |
| 2015 | 19.1 | 19.1 | 17.2 | 15.4 | 9.6 | 5.6 | 2.9 | 2.0 | 1.5 | 1.0 | | | |
| 2016 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 9.3 | 6.2 | 3.6 | 1.9 | 1.4 | 1.2 | 1.2 | 0.6 | 0.4 | |

نلاحظ من جدول الشدات المطرية الفعلية الأعظمية المسجلة لمحطة مطار دمشق عدم وجود قيم للشدة المطرية من أجل المدة 1440 min وذلك لعدم حدوث عواصف مطرية مستمرة فعلياً لمدة 24 ساعة خلال فترة الدراسة.

الجدول (4): السلاسل السنوية الجزئية للشدات المطرية الأعظمية mm/hr للمدد المختلفة للهطل

| مدة الهطل min / year | 2 | 5 | 10 | 15 | 30 | 60 | 120 | 180 | 240 | 360 | 720 | 1080 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2000 | 92.7 | 37.1 | 18.6 | 12.5 | 7.7 | 7.3 | 6.3 | 5.7 | 4.4 | 3.0 | 1.6 | |
| 2001 | 29.6 | 21.0 | 15.8 | 11.6 | 7.8 | 5.2 | 2.8 | 2.2 | 1.7 | 1.3 | | |
| 2002 | 33.3 | 26.4 | 21.4 | 16.6 | 10.9 | 8.4 | 5.5 | 4.0 | 3.3 | 2.5 | 0.7 | 0.5 |
| 2003 | 19.0 | 9.5 | 9.3 | 6.5 | 4.3 | 3.3 | 2.9 | 2.8 | 2.6 | 2.4 | 1.5 | 1.2 |
| 2005 | 15.7 | 11.3 | 10.9 | 10.3 | 9.0 | 8.0 | 6.2 | 1.7 | 0.8 | 0.5 | 0.2 | 0.2 |
| 2006 | 207.9 | 110.5 | 55.3 | 36.9 | 18.4 | 9.2 | 4.6 | 3.1 | 2.3 | 1.6 | 1.2 | 0.7 |
| 2007 | 27.6 | 27.6 | 20.7 | 17.3 | 11.5 | 7.5 | 5.8 | 4.7 | 1.6 | 1.0 | 0.6 | |
| 2008 | 10.7 | 9.8 | 7.5 | 5.7 | 3.7 | 2.2 | 1.7 | 1.4 | 1.3 | 1.1 | 0.7 | 0.6 |
| 2009 | 82.1 | 33.7 | 25.1 | 17.2 | 8.9 | 5.5 | 4.9 | 3.3 | 2.5 | 1.9 | 1.0 | 0.8 |
| 2010 | 3.7 | 2.5 | 2.5 | 2.3 | 1.9 | 1.5 | 1.4 | 0.9 | 0.8 | 0.5 | | |
| 2011 | 14.3 | 10.7 | 7.5 | 6.1 | 5.0 | 4.1 | 3.3 | 2.5 | 1.9 | 1.3 | 0.6 | 0.5 |
| 2014 | 21.7 | 21.7 | 17.7 | 14.1 | 9.1 | 5.5 | 2.9 | 2.1 | 2.0 | 1.0 | 0.2 | |
| 2015 | 19.1 | 19.1 | 17.2 | 15.4 | 9.6 | 5.6 | 2.9 | 2.0 | 1.5 | 1.0 | | |
| 2016 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 9.3 | 6.2 | 3.6 | 1.9 | 1.4 | 1.2 | 1.2 | 0.6 | 0.4 |
| 2000 | 33.2 | 23.3 | 15.0 | 10.4 | 6.3 | 3.3 | 2.5 | 2.1 | 1.8 | 1.7 | 0.9 | |
| 2001 | 14.4 | 10.2 | 7.8 | 7.8 | 7.3 | 4.3 | 1.4 | 1.0 | 0.8 | 0.6 | | |
| 2002 | 27.8 | 21.2 | 16.1 | 12.8 | 9.2 | 4.9 | 3.6 | 2.6 | 2.0 | 1.5 | 0.5 | 0.2 |
| 2003 | 14.7 | 8.9 | 7.0 | 6.0 | 4.0 | 3.2 | 2.3 | 1.9 | 1.5 | 1.5 | 1.3 | 1.0 |
| 2005 | 12.9 | 9.6 | 8.5 | 6.5 | 4.0 | 2.8 | 1.6 | 1.0 | 0.7 | 0.5 | | |
| 2006 | 11.6 | 10.8 | 10.8 | 9.8 | 5.9 | 4.8 | 3.3 | 2.6 | 2.2 | 1.1 | 0.6 | 0.1 |
| 2007 | 26.9 | 16.6 | 14.7 | 12.4 | 9.3 | 6.4 | 3.1 | 2.1 | 1.6 | 0.2 | | |
| 2008 | 7.8 | 5.3 | 5.1 | 5.0 | 3.3 | 2.0 | 1.2 | 0.8 | 0.6 | 0.5 | | |
| 2009 | 66.2 | 27.7 | 19.0 | 14.0 | 8.5 | 5.1 | 3.0 | 2.1 | 1.9 | 1.5 | 0.5 | 0.4 |
| 2010 | 2.5 | 2.3 | 2.3 | 2.2 | 1.6 | 1.1 | 0.9 | 0.5 | 0.2 | | | |
| 2011 | 12.5 | 8.3 | 6.3 | 5.6 | 5.0 | 3.9 | 2.1 | 1.8 | 1.4 | 0.9 | 0.1 | 0.0 |
| 2014 | 18.6 | 17.8 | 13.3 | 11.7 | 7.9 | 5.3 | 2.7 | 1.8 | 1.4 | 0.7 | | |
| 2015 | 15.7 | 15.3 | 13.8 | 12.7 | 8.3 | 4.4 | 2.2 | 1.5 | 1.1 | 0.4 | | |
| 2016 | 8.8 | 7.9 | 7.5 | 6.5 | 5.3 | 3.2 | 1.9 | 1.3 | 1.0 | 0.9 | 0.1 | |
| 2000 | 28.9 | 18.3 | 14.0 | 9.8 | 5.2 | 3.1 | 2.4 | 1.8 | 1.6 | 1.4 | | |
| 2001 | 11.6 | 7.8 | 5.5 | 4.4 | 3.7 | 2.5 | 1.2 | 1.0 | 0.7 | 0.3 | | |
| 2002 | 13.7 | 10.2 | 8.1 | 5.7 | 5.5 | 4.9 | 2.5 | 2.0 | 1.9 | 1.3 | 0.5 | |

الجدول (4): السلاسل السنوية الجزئية للشدات المطرية الأعظمية mm/hr للمدد المختلفة للهطل

| مدة الهطل min / year | 2 | 5 | 10 | 15 | 30 | 60 | 120 | 180 | 240 | 360 | 720 | 1080 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2003 | 12.0 | 6.0 | 6.0 | 4.9 | 3.3 | 2.9 | 1.5 | 1.2 | 1.0 | 0.6 | | |
| 2005 | 8.8 | 7.4 | 7.3 | 5.7 | 3.6 | 2.1 | 1.4 | 0.9 | 0.4 | 0.3 | | |
| 2006 | 10.8 | 10.1 | 9.8 | 9.6 | 5.7 | 4.1 | 2.6 | 2.2 | 1.7 | 1.0 | 0.6 | |
| 2007 | 20.3 | 13.2 | 11.9 | 11.1 | 7.1 | 5.2 | 2.9 | 1.9 | 1.2 | | | |
| 2008 | 6.1 | 5.3 | 3.6 | 2.8 | 1.6 | 1.1 | 0.7 | 0.6 | | | | |
| 2009 | 35.6 | 27.1 | 17.1 | 12.7 | 7.4 | 4.6 | 2.4 | 1.7 | 1.6 | 1.1 | | |
| 2010 | 2.3 | 2.1 | 1.8 | 1.6 | 1.0 | 0.9 | 0.7 | 0.3 | | | | |
| 2011 | 6.7 | 6.7 | 6.2 | 4.7 | 3.0 | 1.6 | 0.9 | 0.7 | 0.7 | 0.7 | | |
| 2014 | 5.8 | 5.8 | 5.7 | 5.6 | 4.7 | 3.1 | 1.8 | 1.4 | 1.0 | 0.3 | | |
| 2015 | 4.2 | 4.2 | 3.6 | 3.4 | 3.0 | 2.1 | 1.5 | 1.4 | 1.0 | | | |
| 2016 | 3.7 | 3.5 | 2.8 | 2.1 | 1.5 | 1.2 | 0.7 | 0.5 | 0.4 | 0.2 | | |

تمت عملية استخراج الشدات المطرية للمدد المختلفة للهطل الواردة في الجداول (3،4) من المنحنيات الكمية المرقمنة للهطل لكل عاصفة من خلال كتابة أكواد EXCEL-Macros خصيصاً لهذا الغرض.

**التوزيع الاحتمالي الملائم لكل من سلاسل الشدة مختلفة المدة**

نلاحظ من جدول الشدات السنوية القصوى، الجدول (3)، وجود 12 سلسلة قصوى (سلسلة زمنية لكل مدة للعاصفة)، ومن المستبعد تجريبياً أن يكون لكافة تسجيلات الهطل للمدد المختلفة من العاصفة التوزيع الاحتمالي الملائم نفسه، خاصة في حال كان طول السلسلة قصيراً، الأمر الذي يؤدي إلى ظهور وزن أكبر للقيم الحدية.

سنعتمد في هذا البحث لتحديد التوزيع الاحتمالي الملائم لكل سلسلة من بيانات الشدة الأعظمية عند كل مدة، على اختبار كولموغوروف (K-S) لأنه الأنسب في حال كان طول السلسلة قصيراً، كما أن هذا الاختبار أكثر حساسية للقيم المركزية من البيانات مقارنة بالقيم المتطرفة [32]، حيث أن تطبيق اختبار آخر يعطي وزناً أكبر للقيم المتطرفة في حالة السلسلة القصيرة من البيانات سيؤدي إلى قدر أكبر من عدم اليقين.

تعطى إحصائية الاختبار حسب كولموغوروف–سميرنوف بالعلاقة الآتية (10) [17,32]، من أجل عينة مرتبة تصاعدياً:

$$D_n = \max_{1\le i\le n}\left( F_n(x) - \frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} - F_n(x) \right) \qquad (10)$$

وهي الفرق الأعظمي (الشاقولي بيانياً) بين احتمال عدم التجاوز التجريبي والنظري.

حيث: $F_n(x)$ : احتمال عدم التجاوز التجريبي M/N، حيث M رتبة العنصر في السلسلة و N عدد البيانات في السلسلة.

نلاحظ من الجدولين (5،6)، أن قيمة اختبار كولموغوروف أصغر من القيمة المسموحة وبالتالي فإنه من أجل المدد المختلفة من الهطول، فإن التوزيعات الاحتمالية الواردة في كليهما، هي الأكثر ملاءمة لكل سلسلة على حدة.

كما نلاحظ أن سلاسل الشدة المطرية الأعظمية عند مدد هطل مختلفة تلائمها حسب اختبار كولموغروف توزيعات احتمالية مختلفة ولا تتبع توزيعاً محدداً كتوزيع "غامبل" مثلاً.

الجدول (5): التوزيعات الاحتمالية الملائمة لسلاسل المدد المختلفة للشدات السنوية القصوى AMS حسب اختبار كولموغوروف سميرنوف

| سلسلة المدة (min) | التوزيع الاحتمالي الملائم | إحصائية الاختبار D | القيمة المسموحة [16] $D_{n,\alpha}$ | المدة (min) | التوزيع الاحتمالي الملائم | إحصائية الاختبار D | القيمة المسموحة [16] $D_{n,\alpha}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | GEV | 0.121 | 0.349 | 120 | GPD | 0.135 | 0.349 |
| 5 | LN3 | 0.157 | | 180 | LN3 | 0.079 | |
| 10 | LN3 | 0.133 | | 240 | GEV | 0.082 | |
| 15 | GEV | 0.157 | | 360 | G | 0.159 | |
| 30 | GEV | 0.144 | | 720 | LN3 | 0.185 | |
| 60 | GEV | 0.136 | | 1080 | LN3 | 0.139 | |

الجدول (6): التوزيعات الاحتمالية الملائمة لسلاسل المدد المختلفة للشدات الجزئية PDS حسب اختبار كولموغوروف سميرنوف

| سلسلة المدة (min) | التوزيع الاحتمالي الملائم | إحصائية الاختبار D | القيمة المسموحة [16] $D_{n,\alpha}$ | المدة (min) | التوزيع الاحتمالي الملائم | إحصائية الاختبار D | القيمة المسموحة [16] $D_{n,\alpha}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | GEV | 0.081 | 0.21 | 120 | GEV | 0.076 | 0.21 |
| 5 | GEV | 0.086 | | 180 | GEV | 0.092 | |
| 10 | GEV | 0.075 | | 240 | PE3 | 0.076 | |
| 15 | GPD | 0.092 | | 360 | G | 0.094 | |
| 30 | GEV | 0.070 | | 720 | G | 0.163 | |
| 60 | LN3 | 0.067 | | 1080 | GEV | 0.123 | |

لا يوجد ما يؤكد أن المدد المختلفة من العاصفة، سيكون لها التوزيع الاحتمالي الملائم نفسه في المستقبل (في حال ادخال بيانات مستقبلية أي بزيادة طول السلسلة) أو بتغيير الفترة الزمنية التي استخرجت على أساسها السلاسل القصوى للشدة المطرية.

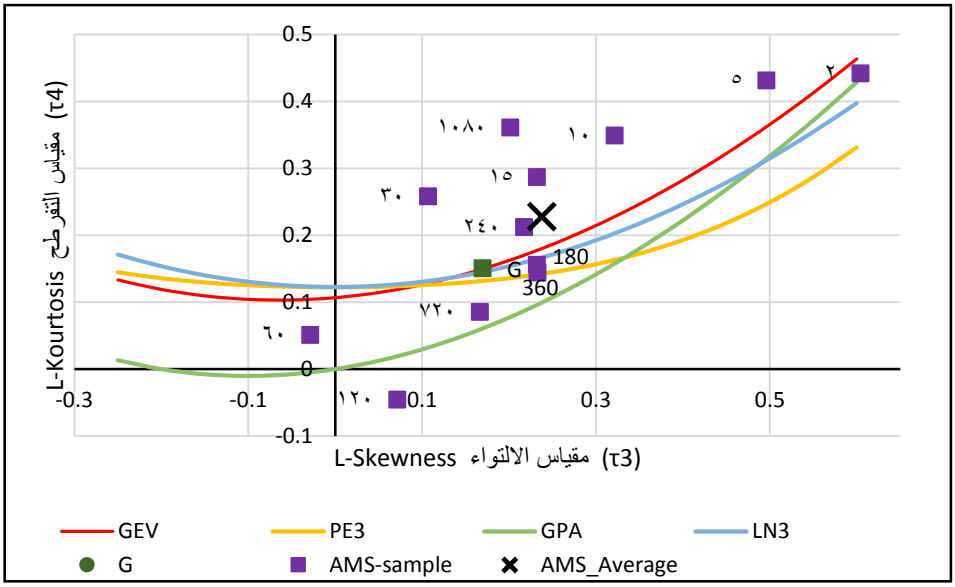
وفي هذا الإطار، نقترح أنه من الأفضل لإمكانية تعميم توزيع احتمالي من بين تلك التوزيعات الملائمة على كافة المدد، أن يتم تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام لسلاسل الشدات المطرية القصوى، وبالمثل لسلاسل الشدات المطرية الجزئية، وقد أشير في منهجية هذا البحث إلى أن ذلك سيتم من خلال طريقة مخطط نسب العزوم [19].

**التوزيعات الاحتمالية العامة للسلاسل القصوى والجزئية للهطل المطري**

تحديد توزيع احتمالي ملائم عام لسلاسل الشدات مختلفة المدة أو ما نسميه التوزيع الأساسي للسلسلة، لا نقصد بأنه التوزيع الأفضل لكل سلسلة هطل مفردة محدد المدة، بل أنه التوزيع الذي يعطي أفضل تقدير للشدات التصميمية للهطل، باختلاف مدة العاصفة، وسنعتمد في تحديده رياضياً على مقاربة لطريقة Hosking في تحديد التوزيع الإقليمي الملائم للبيانات، والمعروفة باسم L-moment Ratio Diagram (مخطط نسب المجاميع الخطية للعزوم الإحصائية) –والتي تندرج ضمن الدراسات تحت عنوان التحليل التكراري الإقليمي Regional Frequency Analysis.

**التوزيع الملائم العام للسلسلة السنوية القصوى**

بإنشاء مخطط نسب العزوم للتوزيعات الاحتمالية محل المقارنة، حسب معطيات الرسم الواردة في الجدول (2)، وبحساب نسب العزوم للسلاسل السنوية القصوى ذات المدد المختلفة، وحساب وسطي نسب العزوم لتلك السلاسل، يتبين أن توزيع القيم الحدية المعمم GEV هو التوزيع الأقرب والأكثر تمثيلاً لمختلف السلاسل القصوى للهطل، ولاختبار معنوية هذا التقارب تم حساب الإحصائية $Z_{GEV}$ وبلغت بالقيمة المطلقة $Z_{GEV}= 1.53 <1.64$ وهذا يشير إلى أن توزيع القيم القصوى المعمم GEV هو التوزيع العام للسلاسل القصوى للشدة المطرية، مختلفة المدة؛ بمستوى موثوقية 90%.

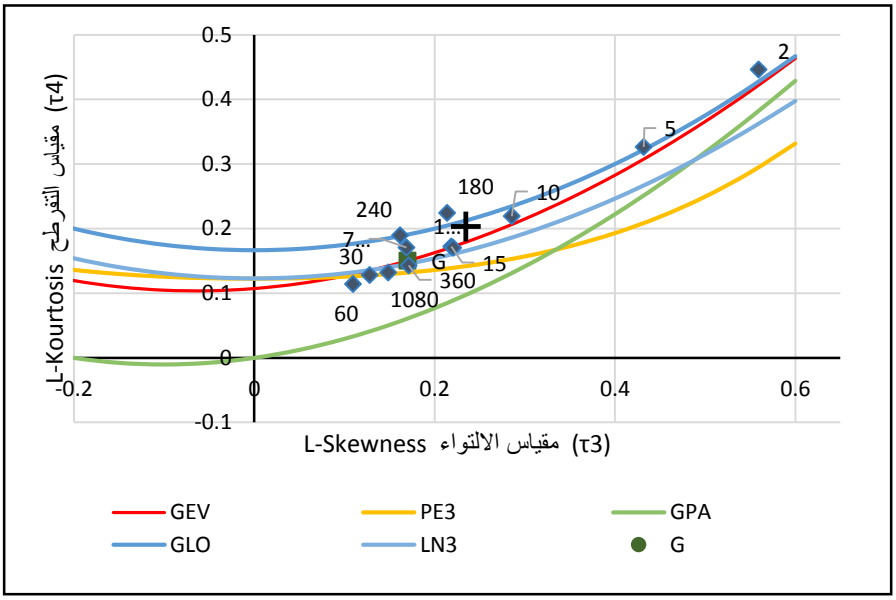



**الشكل (3): مخطط نسبة العزوم وتحديد التوزيع الأساسي للسلاسل السنوية القصوى AMS**

**التوزيع الملائم العام للسلسلة الجزئية:**

بتكرار رسم مخطط نسب العزوم للتوزيعات الاحتمالية محل المقارنة، حسب معطيات الرسم الواردة في الجدول (2)، وبحساب نسب العزوم للسلاسل الجزئية ذات المدد المختلفة، وحساب وسطي نسب العزوم لتلك السلاسل، يتبين أن توزيع القيم الحدية المعمم GEV، أيضاً، هو التوزيع الأقرب والأكثر تمثيلاً لمختلف السلاسل، ولاختبار معنوية هذا التقارب تم حساب الإحصائية $Z^{GEV}$ وبلغت بالقيمة المطلقة $Z^{GEV}=1.21 <1.64$ وهذا يشير إلى

أن توزيع القيم الحدية المعمم GEV هو التوزيع العام للسلاسل الجزئية للشدة المطرية، مختلفة المدة؛ بمستوى موثوقية 90%.




**الشكل (4): مخطط نسبة العزوم وتحديد التوزيع الأساسي للسلاسل الجزئية PDS**

### حساب الشدات التصميمية

باعتمادنا وفق النتائج السابقة توزيع القيم الحدية المعمم GEV كتوزيع احتمالي ملائم لمختلف المدد في كل من السلاسل القصوى والجزئية، سنقوم بحساب القيم المقدرة للشدات الأعظمية باستخدام علاقة الحالة العكسية لتوزيع القيم الحدية المعمم (11) [27]، والتي تنتج القيمة المقدرة عند احتمال معين، بعد حساب معالم التوزيع $(\xi,\alpha,\gamma)$، لكل سلسلة زمنية مفردة، وفق العلاقات المقدمة في الجدول (1).

$$GEV\ Quantile\ Function: x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k}\left[\left(\ln\left(\frac{1}{p(x \le x_i)}\right)\right)^{-k} - 1\right] \qquad (11)$$

حيث K ثابت معلمة الشكل لتوزيع القيم العظمى المعمم، ويتم حسابه بحل المعادلة (12) من أجل كل سلسلة، من أجل k، [27]:

$$\gamma = \text{sgn}(k).\left(g_3 - 3g_1g_2 + 2{g_1}^3\right)\left(g_2 - {g_1}^2\right)^{-3/2} = C_S \qquad (12)$$

حيث $g_n = \Gamma(1-nk)$ و $\Gamma(X) = \int_0^\infty t^{X-1}e^{-t}dt$ دالة غاما.

لا يوجد حل تحليلي للمعادلة (12) No explicit solution لذلك سنقوم بحلها بطريقة التقريب المتتالي بواسطة طريقة نيوتن رافسون برمجياً. ثم يتم حساب معلمة المقياس، ثم معلمة الموقع، وفق العلاقات الواردة في الجدول (1) من أجل توزيع القيم الحدية المعمم.

عندئذ، ومن أجل أي زمن عودة مرغوب، يحسب احتمال عدم التجاوز، ويتم التعويض في العلاقة (11) لحساب قيم الشدات المطرية الأعظمية من أجل ازمنة العودة المطلوبة.

قدمت الشدات التصميمية للهطل المطري في الجداول (7)، (8)، من أجل أزمنة عودة مختلفة ومن أجل مدد مختلفة أيضا من العاصفة، حسب توزيع القيم العظمى GEV، وذلك مرة باستخدام السلاسل السنوية القصوى، وأخرى باستخدام السلاسل الجزئية.

نلاحظ أن استخدام السلاسل الجزئية يؤدي إلى قيم تصميمية أقل للشدات المطرية، من أجل مختلف أزمنة العودة ومختلف مدد العاصفة، مقارنة بالسلاسل السنوية القصوى، ويفسر ذلك بأن فترة العودة في السلسلة الجزئية أقل منها في السلسلة القصوى.

**علاقات الشدة ـ المدة ـ التكرار**

استخرجت العلاقة التجريبية بين الشدة المطرية، ومدتها، وتكرارها، من أجل كل من السلاسل السنوية القصوى والجزئية، وبالاستفادة من القيم الواردة في الجداول (7)، (8).

استخدمت معادلة IDF العامة [9] الآتية:

$$i = \frac{cT^m}{\left(t_d + b\right)^f} \qquad (13)$$

حيث، i: الشدة المقدرة mm/hr، $t_d$ مدة العاصفة hr، c,m,b,f ثوابت المعادلة، وحسبت ثوابت هذه المعادلة بطريقة المربعات الصغرى [8,33] كالآتي:

1. كتابة معادلة الشدة المطرية وفق العلاقة (13) كتابع لـ T (زمن العودة) ولمدة الهطل المطري $t_d$. مع افتراض قيم أولية للمعاملات (c,m,b,f).

الجدول (7): الشدات المطرية التصميمية مقدرة بـ mm/hr في محطة مطار دمشق وفق السلاسل السنوية القصوى للهطل

| المدة min / زمن العودة Tp (yr) | 2 | 5 | 10 | 15 | 30 | 60 | 120 | 180 | 240 | 360 | 720 | 1080 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 200 | 285.86 | 146.63 | 72.48 | 47.64 | 22.46 | 10.98 | 8.33 | 7.49 | 5.65 | 3.94 | 2.22 | 1.64 |
| 100 | 237.20 | 121.55 | 61.94 | 41.52 | 20.50 | 10.62 | 7.94 | 6.84 | 5.12 | 3.61 | 2.06 | 1.50 |
| 50 | 193.23 | 99.18 | 52.25 | 35.73 | 18.49 | 10.17 | 7.48 | 6.17 | 4.58 | 3.28 | 1.89 | 1.36 |
| 25 | 153.38 | 79.16 | 43.31 | 30.25 | 16.42 | 9.60 | 6.94 | 5.48 | 4.04 | 2.92 | 1.70 | 1.21 |
| 10 | 105.92 | 55.68 | 32.44 | 23.37 | 13.54 | 8.61 | 6.07 | 4.52 | 3.31 | 2.42 | 1.43 | 1.00 |
| 5 | 72.88 | 39.60 | 24.70 | 18.31 | 11.20 | 7.60 | 5.24 | 3.73 | 2.73 | 2.01 | 1.18 | 0.83 |
| 2 | 29.56 | 18.86 | 14.32 | 11.26 | 7.54 | 5.53 | 3.73 | 2.51 | 1.84 | 1.34 | 0.77 | 0.56 |

الجدول (8): الشدات المطرية التصميمية مقدرة بـ mm/hr في محطة مطار دمشق وفق السلاسل الجزئية للهطل

| المدة min / زمن العودة $T_E$ (yr) | 2 | 5 | 10 | 15 | 30 | 60 | 120 | 180 | 240 | 360 | 720 | 1080 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 200 | 187.98 | 97.60 | 52.26 | 35.72 | 18.23 | 10.38 | 7.91 | 6.17 | 4.57 | 3.31 | 2.08 | 1.60 |
| 100 | 151.66 | 79.30 | 43.97 | 30.75 | 16.46 | 9.68 | 7.12 | 5.48 | 4.09 | 3.01 | 1.91 | 1.48 |
| 50 | 120.21 | 63.49 | 36.54 | 26.16 | 14.67 | 8.92 | 6.33 | 4.80 | 3.62 | 2.69 | 1.74 | 1.34 |
| 25 | 92.90 | 49.81 | 29.88 | 21.90 | 12.87 | 8.08 | 5.54 | 4.14 | 3.15 | 2.37 | 1.54 | 1.19 |
| 10 | 61.96 | 34.35 | 22.02 | 16.70 | 10.43 | 6.83 | 4.47 | 3.28 | 2.54 | 1.92 | 1.27 | 0.97 |
| 5 | 41.51 | 24.18 | 16.61 | 12.97 | 8.50 | 5.73 | 3.62 | 2.62 | 2.06 | 1.55 | 1.03 | 0.79 |
| 2 | 16.18 | 11.62 | 9.60 | 7.94 | 5.56 | 3.87 | 2.34 | 1.66 | 1.34 | 0.98 | 0.64 | 0.47 |

2. عند كل زمن عودة T ومدة للعاصفة $t_d$ نسجل قيمة الشدة المطرية التصميمية التي تم التوصل إليها من الجدول (7).

3. نقوم عند كل زمن عودة T وكل مدة للهطل $t_d$ بحساب الفروقات بالعلاقة (14) بين الشدة التصميمية $i_{GEV}$ والشدة المحسوبة من علاقة IDF والتي نرمزها $i_{IDF}$. ثم نقوم بحساب مربعات الفروقات بالعلاقة (15).

$$E = i_{GEV} - i_{IDF} \qquad (14)$$

$$E^2 = \left[i_{GEV} - i_{IDF}\right]^2 \qquad (15)$$

4. من أجل جميع أزمنة العودة والمدد $t_d$، نحسب مجموع مربعات الفروقات (الأخطاء) بالعلاقة (16)، ثم متوسط مجموع مربعات الأخطاء، أو ما يعرف بـ MSE (الخطأ متوسط التربيع) بالعلاقة (17).

$$\sum E^2 = \sum \left[i_{GEV} - i_{IDF}\right]^2 \qquad (16)$$

$$MSE = \frac{\sum E^2}{n_m} \qquad (17)$$

حيث $n_m$: حجم مصفوفة الفروقات (تحدد من الجداول (7)، أو (8)، كتعداد للشدات التصميمية).

5. نحسب جذر متوسط مجموع مربعات الأخطاء، أو ما يعرف بالخطأ متوسط التربيع RMSE بالعلاقة (18).

$$RMSE = \sqrt{MSE} = \sqrt{\frac{\sum E^2}{n_m}} \qquad (18)$$

6. نحل معادلة $RMSE \xrightarrow{seek\ to} 0$ بالتقريب المتتالي باستخدام طريقة نيوتن رافسن، باستخدام برنامج Excel، وأداة Solver نتوصل إلى قيمة المعاملات c,m,b,f التي قمنا بفرضها في بداية الطريقة، وهذه القيم تعطي أفضل صيغة لمعادلة IDF تجعل الخطأ المرتكب نتيجة استخدام هذه العلاقة في تقدير الشدة في حدوده الدنيا.

تم اعداد عمليات استخراج العلاقة في برنامج Excel، ويبين الجدول (9)، جزءاً من ورقة العمل ضمن برنامج Excel لاستنتاج ثوابت علاقة IDF للسلسلة الجزئية PDS.

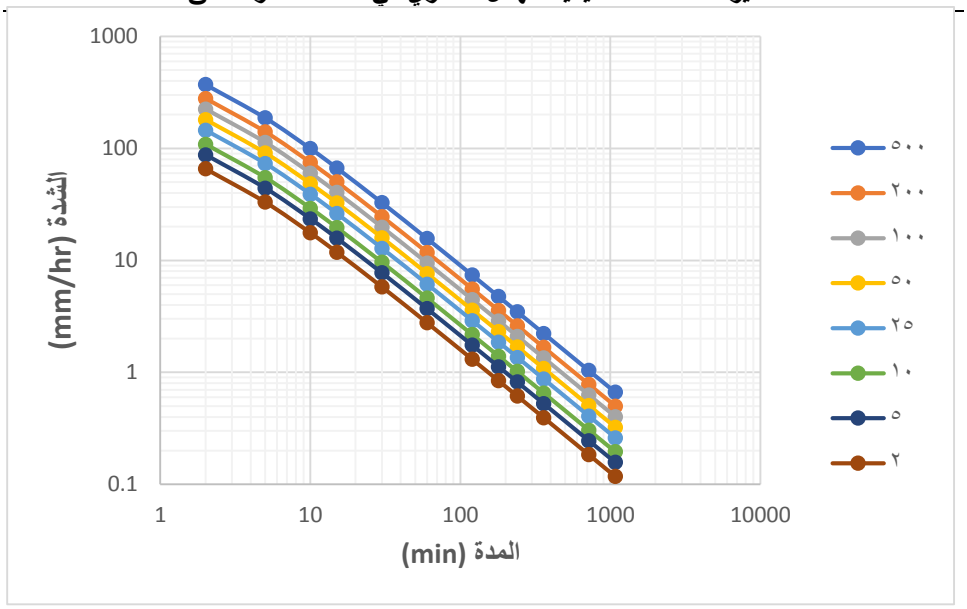
**الجدول (9): نموذج ورقة عمل EXCEL لاستخراج ثوابت علاقة IDF**

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | c | 1.815096 | | | | | |
| | **m** | **0.341415** | | | | **RMSE** | **3.75** |
| | **b** | **0.012833** | | | | MSE | 14.10 |
| | **e** | **0.91232** | | | | | |
| **nm** | TP | p (x<=xi) | td | I (mm/hr) | I pred | E = i-ip | E^2 |
| **1** | 200 | 0.995 | 2 | 187.98 | 193.23 | 5.25 | 27.57 |
| **2** | 200 | 0.995 | 5 | 97.60 | 99.18 | 1.58 | 2.49 |
| **3** | 200 | 0.995 | 10 | 52.26 | 52.25 | -0.01 | 0.00 |
| **4** | 200 | 0.995 | 15 | 35.72 | 35.73 | 0.02 | 0.00 |
| **5** | 200 | 0.995 | 30 | 18.23 | 18.49 | 0.26 | 0.07 |
| . . | . . | . . | . . | . . | . . | . . | . . |
| **96** | 2 | 0.5 | 1080 | 0.4698 | 0.1645 | 0.3053 | 0.093 |

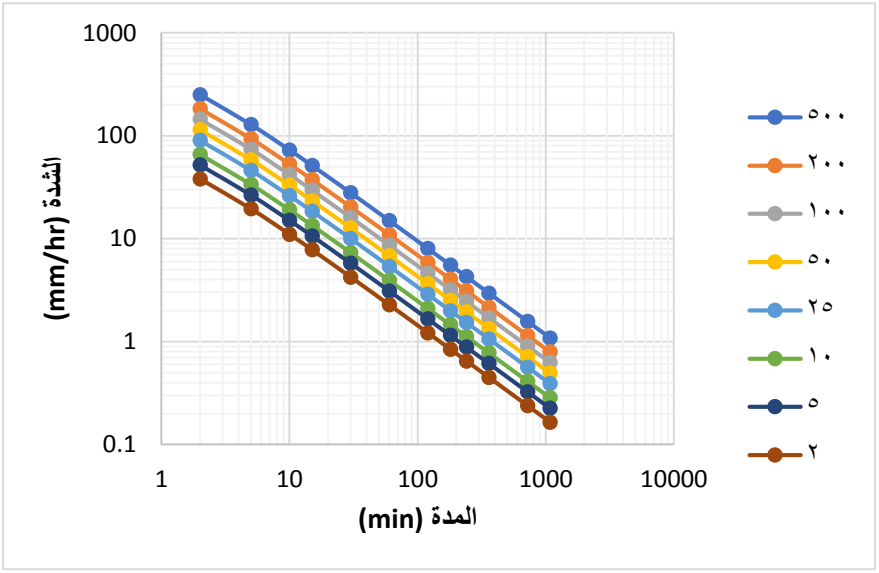
ويبين الجدول (10)، علاقات IDF من أجل السلاسل القصوى والجزئية، في محطة مطار دمشق

الجدول (10): علاقات (الشدة المدة التكرار) وفق السلاسل القصوى والجزئية لمحطة مطار دمشق

| | زمن العودة (yr) | علاقة الشدة ـ المدة ـ التكرار (IDF) | RMSE |
|---|---|---|---|
| السلسلة القصوى | Tp | $i=\frac{2.61\times T^{0.313}}{t_d+0.016}$ | 6.06 |
| السلسلة الجزئية | TE | $i=\frac{1.82\times T^{0.341}}{(t_d+0.013)^{0.912}}$ | 3.75 |




الشكل (5): منحنيات الشدة – المدة – التكرار وفق السلسلة السنوية القصوى لمحطة مطار دمشق




الشكل (6): منحنيات الشدة – المدة – التكرار وفق السلسلة الجزئية لمحطة مطار دمشق

**الاستنتاجات والتوصيات**

1. لا يكون لسلاسل الشدات المطرية الاعظمية من أجل مدد مختلفة للهطل، التوزيع الاحتمالي الملائم نفسه (أي يختلف التوزيع باختلاف مدة الهطل، 2، 5، 10 دقيقة، ..الخ)، ولذلك يتوجب تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام لجميع السلاسل الزمنية للشدة الأعظمية ذات المدد المختلفة.

2. يستخدم مخطط نسبة العزوم كطريقة بيانية للتحقق من جودة التوافق وتحديد التوزيع الاحتمالي الملائم العام لمجموعة السلاسل الزمنية للشدة مختلفة المدة، كبديل عن اختبارات جودة التوافق التقليدية والتي لا تتمكن من تحديد التوزيع الاحتمالي الملائم لمجموعة من السلاسل الزمنية مختلفة المدة معاً مع توزيع احتمالي محدد.

3. يلائم توزيع القيم الحدية المعمم، السلاسل السنوية القصوى للهطل المطري، على اختلاف مدد الهطل، في محطة مطار دمشق، بفاصل ثقة 90%.

4. تتضمن القيم المقدرة للشدات التصميمية للهطل من تحليل السلاسل الجزئية مخاطرة تصميمية يجب تقدير قيمتها لأن هذه السلاسل تقلل من زمن العودة، لاختيارها أكثر من قيمة عظمى من كل عام، مما يؤدي إلى قيم أقل للشدة التصميمية، مقارنة بقيم الشدات التصميمية المقدرة بتحليل السلاسل القصوى.

5. ينصح في التصميم باعتماد الشدات التصميمية المحسوبة من السلاسل السنوية القصوى، لعدم وجود أي افتراضات في تشكيل هذه السلسلة.

6. لا ينصح باستخدام علاقات IDF في حال كان القيام بالتحليل التكراري متاحاً.

7. وجود سجلات تاريخية طويلة نسبياً (مئة عام او أكثر) تمكننا من استخراج أزمنة العودة الوسطية ARI للأحداث العظمى، ونوصي في حال توافر مثل تلك السجلات بتحديد زمن العودة تجريبياً للقيم العظمى للشدة، ومقارنته مع المحسوب وفق التوزيع الاحتمالي.

## المراجع

[1] NRCS, Chapter 4: Storm Rainfall Depth and Distribution - National Engineering Handbook, Part 630 Hydrol. (2015).

[2] D.M. Hershfield, Rainfall Frequency Atlas of the United States, for Durations from 30 Minutes to 24 Hours and Return Periods from 1 to 100 Years, Tech. Pap. No. 40 (1961) 61. http://www.erh.noaa.gov/er/hq/Tp40s.htm.

[3] R.H. Frederick, V.A. MYERS, E.P. AUCIELLO, FIVE-TO 60-MINUTE PRECIPITATION FREQUENCY FOR THE EASTERN AND CENTRAL UNITED STATE, 1977.

[4] B.M. M., Formulas For Rainfall Intensities of Long Duration, Trans. Am. Soc. Civ. Eng. 96 (1932) 592–606. https://doi.org/10.1061/TACEAT.0004323.

[5] V. Te Chow, D.R. Maidment, W. Mays, Larry, Applied Hydrology, Internatio, McGraw-Hill, New York, 1988.

[6] D.R. Maidment, Handbook of hydrology, McGraw-Hill, 1993. https://books.google.com/books?id=6N7kTUv3dV4C.

[7] Wenzel, Rainfall for Stormwater, Stormwater, Urban 7 (1984).

[8] D. Koutsoyiannis, D. Kozonis, A. Manetas, Intensity-Duration-Frequency Relationships, 206 (1998) 118–135.

[9] K.B. Chang, S.H. Lai, F. Othman, RainIDF : Automated derivation of rainfall intensity-duration-frequency relationship from annual maxima and partial duration series, (2013). https://doi.org/10.2166/hydro.2013.192.

[10] J.L. Ng, S.K. Tiang, Y.F. Huang, N.I.F.M. Noh, R.A. Al-Mansob, Analysis of annual maximum and partial duration rainfall series, IOP Conf. Ser. Earth Environ. Sci. 646 (2021). https://doi.org/10.1088/1755-1315/646/1/012039.

[11] S. Lanciotti, E. Ridolfi, F. Russo, F. Napolitano, Intensity–Duration–Frequency Curves in a Data-Rich Era: A Review, Water (Switzerland) 14 (2022). https://doi.org/10.3390/w14223705.

[12] V. Te Chow, Frequency Analysis of Hydrologie Data with Special Application to Rainfall lntensities, Univ. Lllinois, Bull. (1953) 1–80.

[13] C. Cunnane, UNBIASED PLOTTING POSITIONS -- A REVIEW, J. Hydrol. 37 (1979) 25–222.

[14] S.W. Looney, T.R. Gulledge, Probability Plotting Positions and Goodness of Fit for the Normal Distribution, Stat. 34 (1985) 297. https://doi.org/10.2307/2987656.

[15] J. Chowdhury, J.R. Stedinger, L. Lu, Goodness-of-Fit Tests for Regional Generalized Extreme Value Flood Distributions, Water Resour. Res. 27 (1991) 1765–1776.

[16] M. Naghettini, Fundamentals of statistical hydrology, 2016. https://doi.org/10.1007/978-3-319-43561-9.

[17] X. Zeng, D. Wang, J. Wu, Evaluating the Three Methods of Goodness of Fit Test for Frequency Analysis, J. Risk Anal. Cris. Response 5 (2015) 178. https://doi.org/10.2991/jrarc.2015.5.3.5.

[18] R.T. Sahu, M.K. Verma, I. Ahmad, Regional frequency analysis using l-moment methodology—a review, Springer Singapore, 2021. https://doi.org/10.1007/978-981-15-5195-6_60.

[19] M. Hosking, j, r, R. wallis, j, regional frequency analyis an approach based on L-moments, cambridge university press, New York, 1997.

[20] j Hosking, L-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of Order Statistics, J. R. Stat. Soc. 52 (1990) 105–124. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1990.tb01775.x.

[21] M. Almilad, A. Suliman, Frequency of Rainstorms and Determining of the Rainy Season at Al- Salamiyeh Station, Al-Baath Univ. J. - Series Eng. Sci. 45 (2023) 41–64. https://albaath-univ.edu.sy/journal/index.php/Civil/issue/view/737/668.

[22] K. Subramanya, engineering hydorlogy, Third, Tata McGraw-Hill, New Delhi, 2008. https://doi.org/10.5810/kentucky/9780813155951.002.0033.

[23] J.R. Stedinger, R.M. Vogel, E. Foufoula, frequency analysis of extreme events, in: D.R. Maidment (Ed.), Handb. Hydrol., McGraw-Hill, New York, 1993: p. 1424.

[24] S. Das, Goodness-of-Fit Tests for Generalized Normal Distribution for Use in Hydrological Frequency Analysis, Pure Appl. Geophys. 175 (2018) 3605–3617. https://doi.org/10.1007/s00024-018-1877

[25] chang kian boon, DEVELOPMENT OF DESIGN RAINFALL MODEL USING AMS AND PDS IN PENINSULAR MALAYSIA DISSERTATION SUBMITTED IN FULFILLMENT OF THE REQUIREMENT FOR THE DEGREE OF MASTER OF ENGINEERING SCIENCE INSTITUTE OF GRADUATE STUDIES, university of malaya, 2014.

[26] Mathwave, Goodness of fit tests, Distrib. Fitting Softw. Artic. (2017). https://mathwave.com/articles/goodness_of_fit.html (accessed October 4, 2024).

[27] M. Norton, V. Khokhlov, S. Uryasev, Calculating CVaR and bPOE for common probability distributions with application to portfolio optimization and density estimation, Ann. Oper. Res. 299 (2021) 1281–1315. https://doi.org/10.1007/s10479-019-03373-1.

[28] WMO, Statistical Distributions for Flood Frequency Analysis, GENEVA - Swittzerland, 1989.

[29] V.P. Singh, Entropy-based parameter estimation in hydrology, 1998. https://doi.org/10.1007/978-94-017-1431-0.

[30] H. Madsen, P. Rasmussen, D. Rosbjerg, Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrlogic events, Water Resour. Res. 33 (1997) 747–757.

[31] J.A. Greenwood, Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distributions Expressable in Inverse Form, WATER Resour. Res. 15 (1979) 6.

[32] NIST/SEMATECH, e-Handbook of Statistical Methods, 2012. https://doi.org/10.18434/M32189.

[33] Y. Sun, D. Wendi, D.E. Kim, S.Y. Liong, Deriving intensity – duration – frequency ( IDF ) curves using downscaled in situ rainfall assimilated with remote sensing data, Geosci. Lett. (2019). https://doi.org/10.1186/s40562-019-0147-x.