

Prévention du risque pluvial par l'élaboration des courbes intensité–durée–fréquence (IDF): application à la ville de Tipasa dans le Nord Ouest Algérien

MUSTAPHA BOUKHELIFA¹, BENINA TOUAIBIA² & PIERRE HUBERT³

¹ Résidence Concorde, C4, no. 6, Blida 09000, Algérie
mustapha.boukhelifa@gmail.com

² Ecole Nationale Supérieure de l'Hydraulique, Laboratoire d'Hydrologie, BP31, Blida 09000, Algérie

³ Université Pierre & Marie Curie Paris VI, UMR Sisyphe, Paris, France

Résumé Au cours de la dernière décennie et sous l'effet d'une urbanisation toujours croissante, les villes Algériennes ont connu des inondations dévastatrices dues à des averses de courte durée et de forte intensité. Les courbes IDF des précipitations représentent un outil de première importance dans la planification, la gestion et la prévention du risque pluvial. Traditionnellement les courbes IDF sont dérivées des séries des maxima annuels (SMA). Dans un contexte d'absence de SMA sur de longues périodes d'observation, une approche basée sur les séries de durées partielles (SDP) est préférable. Cette dernière permet d'inclure un grand nombre d'événements extrêmes occultés par une approche SMA. Toutefois, le choix du seuil de dépassement pour la constitution d'une SDP sur différentes durées d'agrégation requiert une préparation particulière. En effet, le test de Spearman a permis de garantir l'indépendance des valeurs des intensités et le test de Kruskal-Wallis a permis de s'assurer que ces dernières étaient identiquement distribuées. La SDP, pour un nombre de dépassements annuels $\lambda = 1$, présente la meilleure adéquation à la distribution généralisée de Pareto, le test d'Anderson-Darling ayant permis de s'en assurer. La méthodologie retenue pour l'établissement des courbes IDF est celle avancée par Koutsoyiannis en 1998, où la relation des courbes IDF découle explicitement de la fonction de distribution de probabilité sous-jacente, et ses paramètres sont estimés globalement, sur huit durées d'agrégation (de 1 à 360 min), par la méthode d'estimation robuste. Les courbes IDF établies permettent d'extrapoler les intensités jusqu'à des durées de 24 heures.

Mots clefs courbes IDF; séries durée partielle; seuil; séries maxima annuel; distribution généralisée de Pareto; test de Spearman; test d'Anderson-Darling; test de Kruskal-Wallis; L-moment; Algérie.

Storm water risk prevention through the establishment of intensity–duration–frequency curves (IDF): application to the city of Tipasa in northwestern Algeria

Abstract During the last decade, as a result of increasing urbanization, Algerian cities experienced devastating floods caused by short duration high intensity rainfall. IDF curves for precipitation represent a major tool in planning, management and prevention of storm water risk. Traditionally IDF curves are derived from annual maxima series (AMS). In the context of unavailability of AMS over long periods of observation, an approach based on partial duration series (PDS) is more suitable. The latter allows the inclusion of a large number of extreme events neglected by the AMS approach. However, the exceedence threshold selection for the sampling of a PDS over different aggregation durations requires specific preparation. Indeed, the Spearman test has ensured the independence of the values of intensities and the Kruskal-Wallis test has ensured that they were identically distributed. The PDS for a number of annual exceedence $\lambda = 1$ gives the best fit to the generalized Pareto distribution; the Anderson-Darling test has ensured this. The method to establish IDF curves is one proposed by Koutsoyiannis in 1998, where the relationship of the IDF curves derives explicitly from the underlying probability distribution function, and its parameters are estimated globally over eight aggregation durations (1–360 min) using the robust estimation method. The IDF curves established allow extrapolation of the intensities up to a duration of 24 h.

Key words IDF curves; partial duration series; threshold; annual maxima series; generalized Pareto distribution; Spearman test; Anderson-Darling test; Kruskal-Wallis test; L-moment; Algeria

INTRODUCTION

La prévention du risque pluvial revient à une identification rationnelle des intensités de pluies engendrant des surcharges des réseaux d'assainissement créant des inondations catastrophiques. L'insuffisance d'information quant aux pluies de courtes durées laissent prospecter des méthodes pouvant répondre à cette problématique. L'approche méthodologique adoptée consiste à construire les courbes IDF, en se basant sur les épisodes pluvieux extrêmes des courtes séries d'observations. Les courbes IDF sont modélisées sur la base de la méthode dite méthode fréquentielle globale (Koutsoyiannis *et al.*, 1998) où la notion de seuil est introduite. Les critères de sélection retenus reviennent à l'indépendance et l'adéquation à une distribution de probabilité appropriée.

PRESENTATION ET VALIDATION

Tipasa (332 hectares), ville côtière et touristique, située à 70 km à l'Ouest d'Alger, connaît chaque année des inondations suite à des averses torrentielles et un relief très accidenté.

La station pluviométrique de Boukerdene, représentative de la zone d'étude, a permis d'identifier 548 épisodes pluvieux sur la période 1988/89 à 2006/07 (19 ans). En moyenne, la précipitation annuelle est de 533 mm, comptabilisant 72 jours de pluies, dont le maximum a atteint 160 mm en quelques heures. Des séries de durée complète (SDC) sur différentes durées d'agrégation ont été identifiées. La série pluviométrique au pas de temps annuel a été vérifiée par le test de Wicoxon (Mailhot *et al.*, 2007) au seuil de signification 95%. Au pas de temps horaire, la validation est déterminée, en introduisant un seuil de rejet (écart maximum entre les maxima journaliers annuels pluviométriques et pluviographiques) de 6 mm suffisamment élevé pour garder un nombre minimal d'années, et assez bas pour garantir une bonne qualité.

SERIES HORAIRES: ECHANTILLONS ET ETUDE D'INDEPENDANCE

L'utilisation de la série des maxima annuels (SMA) d'une période courte serait d'une fiabilité médiocre. L'introduction d'un seuil, selon l'approche de type 'série de durée partielle' (SDP), permettra une utilisation exhaustive de l'information en termes d'événements extrêmes. L'approche SDP repose sur deux hypothèses fondamentales: (a) le nombre de dépassement annuel du seuil suit une distribution de Poisson, (b) les valeurs retenues sont indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d.), suivant une distribution exponentielle (Rosbjerg & Madsen, 2004). La distribution généralisée de Pareto (GPD) reste la mieux adaptée en présence d'événements extrêmes (Madsen *et al.*, 1993). Quand l'indépendance de la SDP est prouvée, la distribution Poissonienne des occurrences est assurée tant que le nombre moyen de dépassements par année λ du seuil n'est pas trop élevé (Madsen *et al.*, 1993) à l'encontre d'un seuil trop bas qui engendrera une autocorrélation (Ben-Zvi, 2009). Initialement, l'utilisation de l'approche SDP a été appliquée aux études des crues et généralisée à l'étude des événements pluvieux (Stedinger *et al.*, 1993). La supériorité des SDP aux SMA a été démontrée quelle que soit la valeur de λ (Rosbjerg & Madsen, 2004). Les valeurs de λ retenues sont respectivement celles de Koutsoyiannis (2004b), Cunnane (1973), Svensson *et al.* (2007) et Meylan & Musy (1999), soient: $\lambda = 1$; 1.65; 3.5; 6. Pour parer à l'autocorrélation sérielle, un critère d'indépendance est préconisé en considérant une durée minimale sans pluie entre deux événements successifs (Svensson *et al.*, 2007) de 6 heures représentant plus de 50% du cumul et où les plus fortes intensités sont enregistrées (Boukhelifa, 2010). La fiabilité de ce critère est vérifiée par le coefficient de corrélation des rangs ρ de Spearman pour huit durées d'agrégation 1, 5, 15, 30, 60, 120, 180, 360 min (Fig. 1(a) et (b)). Cependant, au vu de la Fig. 1(a), une dépendance est décelée, c'est le cas de la SDP ($\lambda = 3.5$) de durée 30 min où les valeurs autocorrélées ont été considérées comme étant un même événement (Fig. 1(b)).

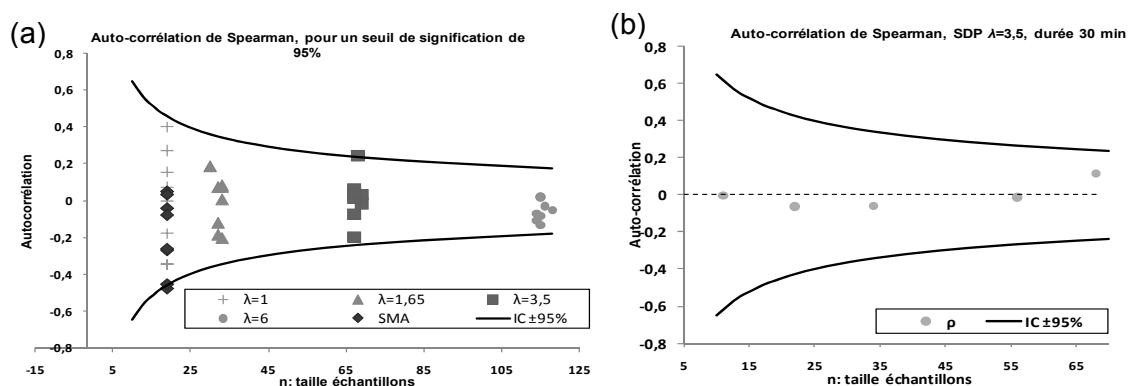


Fig.1 Test de Spearman pour un intervalle de confiance (IC) de $\pm 95\%$.

FONCTION DE DISTRIBUTION DE PROBABILITE SOUS-JACENTE

Koutsoyiannis *et al.* (1998), Mohymont *et al.* (2004), Adamowski *et al.* (2010) et d'autres ont retenu la fonction de distribution de probabilité (FDP) de Gumbel. D'après Koutsoyiannis (2004a,b), cette dernière ne s'apprête pas sur les extrêmes hydrologiques et propose une distribution des valeurs extrêmes du type II (EV2). Le choix se porte sur une FDP (EV2) de la famille GEV (generalized extreme values) pour les SMA (équation (1)) et la FDP lui correspondant pour les SDP, soit la distribution généralisée de Pareto (GPD) (équation (2)) en assumant une occurrence Poissonienne des dépassements annuels (Stedinger *et al.*, 1993).

$$F_Y(y) = \exp \left\{ - \left[1 - \kappa \frac{(y - \xi^*)}{\alpha^*} \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \text{ où: } \xi - \frac{\alpha^*}{\kappa} \leq y < +\infty \text{ et } \kappa < 0 \quad (1)$$

$$F_Y(y) = 1 - \left[1 - \kappa \frac{(y - \xi)}{\alpha} \right]^{\frac{1}{\kappa}} \text{ où: } \xi \leq y < +\infty \text{ et } \kappa < 0 \quad (2)$$

Où κ , α et ξ sont respectivement les paramètres, de forme (adimensionnel), d'échelle (mm) et de position (mm), (*) faisant référence aux paramètres de EV2. $F_Y(y)$ correspond à la fréquence au non dépassement.

CONSTRUCTION DES COURBES IDF DE PRECIPITATION

Le modèle retenu, est celui de Koutsoyiannis *et al.* (1998), exprimé par $i = a(T)/b(d)$, où:

$$b(d) = (d + \theta)^\eta \quad (3)$$

avec $0 < \eta < 1$ et $\theta \geq 0$; paramètres dynamiques. d : durée d'agrégation et $b(d)$ la dépendance fonctionnelle sur le temps.

Aussi, Koutsoyiannis *et al.* (1998) ont mathématiquement démontré qu'il n'était pas nécessaire d'introduire expérimentalement $a(T)$, qui exprime l'intensité de la pluie pour une période de retour T , et que $a(T)$ (équations (4) et (5)) pouvait être directement déduit de la FDP sous-jacente:

$$\underline{\text{EV2}} (\kappa < 0): \quad a(T) = \alpha^* \left\{ \frac{\xi^*}{\alpha^*} - \frac{\left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right]^\kappa - 1}{\kappa} \right\} \quad (4)$$

$$\underline{\text{GPD}} (\kappa < 0): \quad a(T) = \xi + \frac{\alpha}{\kappa} (1 - T^{-\kappa}) \quad (5)$$

En combinant les équations de (3) à (5), les relations des courbes IDF, pour les deux FDP retenues, sont données par les équations (6) et (7) :

$$\underline{\text{EV2}} (\kappa < 0): \quad i_{T,d}(\alpha^*, \xi^*, \kappa, \eta, \theta) = \frac{\alpha^* \left\{ \frac{\xi^*}{\alpha^*} - \frac{\left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right]^\kappa - 1}{\kappa} \right\}}{(d + \theta)^\eta} \quad (6)$$

$$\underline{\text{GPD}} (\kappa < 0): \quad i_{T,d}(\alpha, \xi, \kappa, \eta, \theta) = \frac{\xi + \frac{\alpha}{\kappa} (1 - T^{-\kappa})}{(d + \theta)^\eta} \quad (7)$$

Koutsoyiannis *et al.* (1998) fournissent deux méthodes (en une et deux étapes) pour l'estimation de η et θ et des paramètres de la FDP sous-jacente. Les résultats sont sensiblement les mêmes. C'est la méthode d'estimation en deux étapes, dite *méthode d'estimation robuste*, qui est retenue. Elle permet dans un premier temps de calculer η et θ et dans un deuxième temps d'estimer globalement (i.e. sur toutes les durées d'agrégation) les paramètres de la FDP sous-jacente.

RESULTATS ET DISCUSSIONS

Le calcul des paramètres dynamiques se fait via une procédure de calcul itérative (*trial-and-error*) de telle sorte que les valeurs de η et θ sont celles qui minimisent la valeur de la statistique de Kruskal-Wallis (k_{KW}) pour un échantillon unique de valeurs de lame précipitée $Y_i = I_g b(d_j)$, composé à partir des différents groupes constituant la SDP.

Chaque groupe a une durée spécifique d'agrégation d_j ($j = 1, \dots, k$). Chacun des groupes est constitué par des valeurs d'intensité ($I_g = Y_i/d_j$, avec $i, g = 1, \dots, n_j$) dans un ordre décroissant, avec n_j la longueur du groupe j . Ainsi, l'intensité sur l'ensemble des groupes est exprimée par I_{jg} , avec g exprimant le rang de la valeur et j le groupe auquel elle appartient.

Plus la valeur de k_{KW} est petite, plus grande est l'évidence que toutes les valeurs de la lame précipitée Y_i appartiennent à la même population et sont donc identiquement distribuées, raison pour laquelle la technique d'estimation en deux étapes est retenue.

Les valeurs de k_{KW} pour les quatre SDP avec un nombre moyen de dépassements annuel $\lambda = 1$; 1.65; 3.5; 6 sont respectivement 8.7, 9.7, 10.6 et 11.6. Ainsi, la SDP avec $\lambda = 1$ satisfait mieux aux hypothèses fondamentales (i.i.d). Aussi, les valeurs de (η , θ) des quatre SDP (dans le même ordre que précédemment) et de la SMA sont respectivement de (0.571, 1.512), (0.567, 2.500), (0.579, 3.000), (0.616, 4.534) et (0.570, 3.600).

Les paramètres des FDP sont estimés individuellement par la méthode des L-moment pour chaque durée d'agrégation (Tableau 1). Le test d'Anderson-Darling (AD) est appliqué sur la SDP pour $\lambda = 1$, ainsi qu'à titre comparatif, sur la SMA et la SDP pour $\lambda = 1.65$. La SDP présentant la meilleure adéquation servira de base à la construction des courbes IDF de la région de Tipasa.

Cette approche est inspirée de Ben-Zvi (2009) où les SDP retenues pour en dériver des courbes IDF, suivant la méthodologie classique, sont celles qui ont la meilleure adéquation au test AD. Dans le même ordre d'idée, Van de Vyver & Demarée (2010) ont sélectionné les SDP qui ont une distribution théorique qui suit le plus près possible la distribution expérimentale. Dans un travail similaire à celui-ci, Van de Vyver & Demarée (2010) ont présenté leur méthodologie comme étant une extension de la technique de Koutsoyiannis *et al.* (1998). Cependant, ils n'ont pas retenu un critère d'indépendance, ni prospectée une éventuelle autocorrélation.

Le paramètre de forme κ devrait être le même pour tous les groupes SDP/GPD et SMA/EV2. Cependant, il présente une très grande variabilité (partie gauche Tableau 1). En effet, selon

Tableau 1 Estimation des paramètres sur les deux SDP/GPD et SMA/EV2.

d (min)	κ variable (calculé)						$\kappa = -0.15$								
	SDP $\lambda = 1$			SDP $\lambda = 1.65$			SMA			SDP $\lambda = 1$		SDP $\lambda = 1.65$		SMA	
	ξ (mm)	α (mm)	κ	ξ (mm)	α (mm)	κ	ξ (mm)	α (mm)	κ	ξ (mm)	α (mm)	ξ (mm)	α (mm)	ξ (mm)	α (mm)
1	1.22	0.35	-0.32	0.9	0.55	-0.02	1.84	0.40	-0.41	1.22	0.43	0.9	0.47	1.84	0.42
5	4.1	1.23	-0.01	3.2	1.21	-0.09	5.52	0.88	-0.14	4.1	1.05	3.2	1.12	5.52	0.88
15	8.1	1.49	-0.08	7.2	1.26	-0.19	9.95	1.18	-0.20	8.1	1.37	7.2	1.32	9.96	1.19
30	12.8	1.87	0.36	10.4	4.61	0.47	15.26	1.33	-0.06	12.8	1.87	10.4	2.66	15.26	1.31
60	16.8	2.59	-0.20	13.9	4.00	0.02	20.54	2.52	-0.17	16.8	2.74	13.9	3.35	20.54	2.53
120	21.7	8.36	0.42	18.7	6.11	0.05	28.33	3.56	0.07	21.7	5.02	18.7	4.93	28.30	3.45
180	23.9	9.07	0.31	21.7	4.14	-0.25	31.72	4.38	0.07	23.9	5.89	21.7	4.70	31.69	4.24
360	31.8	9.50	0.12	26.5	7.90	-0.09	41.39	5.63	-0.13	41.39	5.62	26.5	7.40	41.39	5.62

(Koutsoyiannis, 2004b), ce paramètre est très difficile à estimer dans un contexte de données provenant d'un même site, même si les séries ont une longueur de 100 années ou plus. Ainsi, il est pris comme alternative à la très grande variabilité du paramètre de forme, une valeur constante plus proche de la réalité. Pour le bassin Méditerranéen, Koutsoyiannis (2004b) donne $\kappa = -0.15$. Les paramètres des SDP/GPD et SMA/EV2 sont calculés une seconde fois (partie droite du Tableau 1) pour κ constant, et les adéquations sont testées par AD (Fig. 2).

Certaines valeurs du paramètre de forme calculé (partie gauche du Tableau 1) sont positives, ceci implique que la FDP sous-jacente a une limite supérieure finie. Koutsoyiannis (2004a) estime que ce genre de distribution est le plus fréquemment rencontré dans la nature, toutefois, il a exclu les pluies de cette conjecture. Certains groupes de durées supérieures ou égales à 30 min prennent des valeurs positives de κ très proche du zéro, ceci peut être imputé aux incertitudes liées à la grande variabilité d'échantillonnage. Toutefois, certaines valeurs positives sont très élevées (exemple 0.47 pour SDP $\lambda = 1.65$, $d = 30$ min). Il serait assez tentant de justifier physiquement la valeur finie de la limite supérieure des FDP sous-jacente pour $d = 30$ min, par le fait que les plus fortes intensités (celles tendant vers l'infini) se produisent au cours des 30 premières minutes de l'épisode pluvieux. Néanmoins, cette constatation ayant été faite sur des données provenant d'un seul site, il serait pour le moins hasardeux de s'en servir comme justificatif.

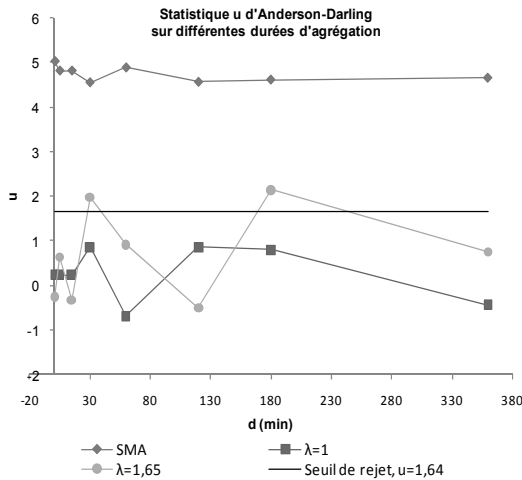


Fig. 2 Test AD pour tous les k groupes sur SDP/GPD et SMA/EV2.

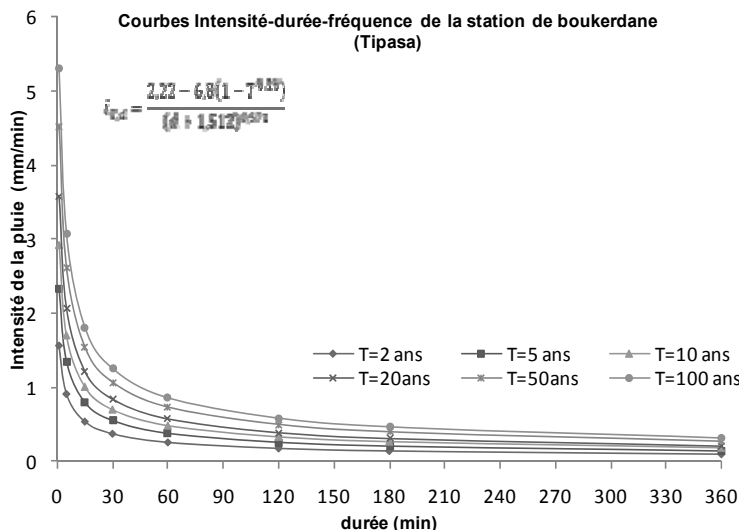


Fig. 3 Courbes IDF de la station de Boukerdane (Tipasa, Algérie).

La SDP pour $\lambda = 1$ est indépendante et identiquement distribuée et présente la meilleure adéquation (Fig. 2). Elle servira de base pour l'établissement des courbes IDF. L'estimation globale sur toute les durées d'agrégation donne un paramètre de position $\zeta = 2.22$ mm et un paramètre d'échelle $\alpha = 1.02$ mm, pour un paramètre de forme constant. La relation des courbes IDF est déduite de l'équation (7):

$$i_{T,d} = \frac{2.22 - 6.8(1 - T^{0.15})}{(d + 1.512)^{0.571}} \quad (d/\text{min et } i/\text{mm min}^{-1}) \quad (8)$$

La Fig. 3 représente des courbes IDF pour des périodes de retour de 2 à 100 ans, de la station de Boukerdane (Tipasa). Pour les petites durées d'agrégation, les courbes IDF présentent une courbure vers le haut très marquée. Aussi, les courbes IDF correspondant à différentes T sont très rapprochées, ceci s'explique par les caractéristiques de la distribution Pareto ($\kappa < 0$), qui présente une concentration élevée de la queue droite (*heavy right tail*).

Le modèle des courbes IDF est établi pour une durée d'agrégation maximale de 6 heures. Dans le but de vérifier l'extrapolation vers des durées supérieures, la série de durée partielle pour $\lambda = 1$ sur $d = 1440$ min ($\zeta = 45.3$ mm et $\alpha = 18.1$ mm) est ajustée à la FDP de Pareto. La racine carrée des erreurs quadratiques moyennes pour $d = 1440$ min, entre les quantiles (I_{idf}) obtenus du modèle IDF et les quantiles (I) obtenus à partir de l'ajustement des valeurs du groupe de même durée prend des valeurs de 2 à 5% pour les différentes périodes de retour, la plus grande erreur étant sur les quantiles $T = 100$ ans. Ainsi, le modèle IDF établi permet d'extrapoler les intensités jusqu'à des durées de 24 heures avec une erreur acceptable.

CONCLUSION

L'utilisation d'une SDP avec un nombre moyen de dépassement annuel $\lambda = 1$ et la méthode fréquentielle globale de Koutsoyiannis *et al.* (1998) ont permis d'élaborer un modèle IDF plus consistant que la méthodologie classique. Ainsi, l'utilisation de l'information sur les épisodes pluvieux extrêmes est maximisée et la forme spécifique du modèle est explicitement dérivée de la fonction de distribution de probabilité sous-jacente des intensités de la pluie. Ceci peut servir toute décision de dimensionnement ou d'évaluation des systèmes de gestion des eaux pluviales. En effet, le débit pluvial déduit des courbes IDF établies, est deux fois plus important que celui déterminé à partir des courbes IDF classiques, ayant servi de base au dimensionnement du réseau d'assainissement pluvial de la ville de Tipasa, impliquant un débordement récurrent à chaque averse.

REFERENCES

- Adamowski, J., Adamowski, K. & Bougadis, J. (2010) Influence of trend on short duration design storm. *Water Resour. Manage.* **24**, 401–413.
- Ben-Zvi, A. (2009) Rainfall intensity-duration-frequency relationships derived from large partial duration series. *J. Hydrol.* **367**, 104–114.
- Boukhelifa, M. (2010) Contribution à la modélisation de la relation "pluie débit" en absence de données hydrométriques: cas d'une zone urbaine (ville de Tipasa). Mémoire de Magister, Ecole Nationale Supérieure de l'Hydraulique, Blida, Algérie.
- Cunnane, C. (1973) A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency predictions. *J. Hydrol.* **18**, 257–271.
- Koutsoyiannis, D., Kozonis, D. & Manetas, A. (1998) A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships. *J. Hydrol.* **206**, 118–135.
- Koutsoyiannis, D. (2004a) Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: I. Theoretical investigation. *J. Sci. Hydrol.* **49**(4), 575–590.
- Koutsoyiannis, D. (2004b) Statistics of extremes and estimation of extreme rainfall: II. Empirical investigation of long rainfall records. *Hydrol. Sci. J.* **49**(4), 591–610.
- Madsen, H., Rosbjerg, D. & Harremoës, P. (1993) Application of the partial duration series approach in the analysis of extreme rainfalls. In: *Extreme Hydrological Events: Precipitation, Floods and Droughts* (ed. by Z. W. Kundzewicz, D. Rosbjerg, S. P. Simonovic & K. Takeuchi), 257–266 (Proc. Yokohama Symp. July 1993). IAHS Publ. 213. IAHS Press, Wallingford, UK.

- Mailhot, A., Duchesne, S., Caya, D. & Talbot, G. (2007) Assessment of future change in intensity–duration–frequency (IDF) curves for Southern Quebec using the Canadian Regional Climate Model (CRCM). *J. Hydrol.* **347**, 197–210.
- Meylan, P. & Musy, A. (1999) *Hydrologie fréquentielle*. Editions HGA, Bucharest, Hongrie.
- Mohyont, B., Demarée, G. R. & Faka, D. N. (2004) Establishment of IDF-curves for precipitation in the tropical area of Central Africa – comparaison of techniques and results. *Natural Hazards and Earth System Sci.* **4**, 375–387.
- Rosbjerg, D. & Madsen, H. (2004) Advanced approach in PDS/POT of extreme hydrological extreme events. In: *Hydrology: Science and Practice for the 21st Century*. British Hydrological Society, Proc. Imperial College London Symposium, vol. 1, July 2004, 217–220.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M. & Foufoula-Georgiou, A. (1993) Frequency analysis of extreme events. Chapter 18 in: *Handbook of Hydrology* (ed. by D. R. Maidment), 18.1–18.11. McGraw-Hill, New York, USA.
- Svensson, C., Clarke, R. T. & Jones, D. A. (2007) An experimental comparison of methods for estimating rainfall intensity-duration-frequency relations from fragmentary records. *J. Hydrol.* **341**, 79–89.
- Van de Vyver, H. & Demarée, G. R. (2010) Construction of Intensity-Duration-Frequency (IDF) curves for precipitation at Lubumbashi, Congo, under the hypothesis of inadequate data. *Hydrol. Sci. J.* **55**(4), 555–564.