

REPUBLIQUE ALGERIENNE DEMOCRATIQUE ET POPULAIRE
Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche
scientifique

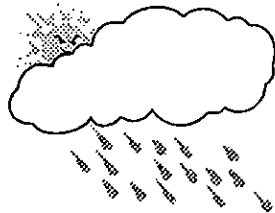
Ecole National Polytechnique
Département : Hydraulique

0 0008 **SUJET**

المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات
المكتبة —
Ecole Nationale Polytechnique

**ELABORATION D'UN LOGICIEL
POUR L'ETUDE DES PLUIES DE
COURTES DUREES**

Proposé par :
Mrs M.CHERARED
T.MERABTEN



Etudié par:
Mrs B.Beroua & N.Merabet

Dirigé par: Mr Cherared & Mr D.Alili

ANNEE UNIVERSITAIRE 94/95

REPUBLIQUE ALGERIENNE DEMOCRATIQUE ET POPULAIRE
Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche
scientifique

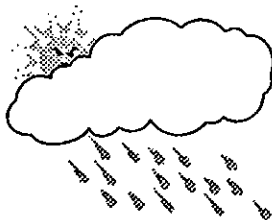
Ecole National Polytechnique
Département : Hydraulique

0 0 0 0 0
SUJET

الدرسة الوطنية المتعددة التقنيات
BIBLIOTHEQUE — المكتبة
Ecole Nationale Polytechnique

ELABORATION D'UN LOGICIEL
POUR L'ETUDE DES PLUIES DE
COURTES DUREES

Proposé par :
Mrs M. CHERARED
T. MERABTEN



Etudié par:
Mrs B. Beroua & N. Merabet

Dirigé par: Mr Cherared & Mr D. Alili

ANNEE UNIVERSITAIRE 94/95

Dedicaces

المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات
BIBLIOTHEQUE — المكتبة
Ecole Nationale Polytechnique



*A Mon Père et à Ma Mère, à tous ce qui ont fait des sacrifices pour le bonheur
des autres je dédit mon travail.*

N. Merabet

Je dédie ce travail à Mes Parents, et à tous ceux qui ont mon estime.

B. Beroua



REMERCIEMENT

Nous remercions Mr M. Cherard qui a su nous diriger avec patience et compréhension dans notre travail.

Nous tenons à remercier tous les ingénieurs et techniciens du service de climatologie et ceux de l'informatique à l'A.N.P.S. pour l'aide précieuse qui nous a été offerte.

Nous remercions tous ceux qui ont contribué ou aidé à réaliser notre étude.

• ETUDE DE PLUVES DE COURTE DUREE

thèse d'ingénieur d'état en génie hydraulique présentée par :

_ M. BEROUA BRAHIM
_ M. MERABET NOURREDINE

ET proposée par :

Mrs CHERARED & MERABTEN

Avec l'assistance de l'agence nationale des ressources hydrauliques (ANRH).

• MON TRAVAIL N'EST QU'UN BROUILLON, ET MEME
UN BROUILLON D'UN BROUILLON.
OUI, TEMPS, FORCE, ARGENT ET PATIENCE. •

« arthur koestler ».

SOMMAIRE

- Introduction	4.
I- Modèles d'analyse de données pluviométriques.....	6.
II- Analyse fréquentielle	10.
1- Période de retour.....	10.
2- Echantillonnage des données et critères statistiques.....	11.
1 - Critères de validité des données.....	12.
a- Test d'indépendance et stationnarité.....	12.
b- Test d'homogénéité	13.
c- Réflexion de la réalité	14.
3- Estimation des paramètres statistiques.....	15.
1 - Méthode des moments.....	15.
2 - Méthode de maximum de vraisemblance.....	17.
4- Quantile et intervalle de confiance	18.
5- Lois de distribution des phénomènes extrêmes.....	20.
1 - Développement théorique.....	20.
2 - Présentation des différents lois.....	22.
a- Distribution de GUMBEL	22.
b- Distribution log-normal.....	26.
c- Distribution PEARSON type3 (p3).....	27.
6- Test d'ajustement de KOLMOGOROV-SMIRNOV	31.
7- Les courbes intensité-durée-fréquence(i-d-f).....	33.

1- Formule générale.....	34.
III- Présentation du logiciel « IDF ».....	37.
1- Aperçu sur la programmation orientée objet (P.O.O.).....	37.
2- P.O.O. sous Windows.....	38.
3- Présentation du logiciel « IDF ».....	40.
4- Horizons.....	42.
IV- Résultats et commentaires.....	43.
V- Conclusions.....	4
<i>ANNEXE I</i>	
<i>ANNEXE II</i>	
<i>Bibliographie</i>	

Tableau des symboles fréquemment utilisés.

\bar{X} :	La moyenne des valeurs observées.
\bar{Y} :	La moyenne des logarithmes des valeurs observées.
I_{ij} :	Les intensités maximales ou l'indice « i » correspond à la durée et l'indice « j » à la période.
t :	Intervalle de temps choisi (durée) en minute.
T :	Période de retour en années.
Z_{ij} :	Les logarithmes des intensités maximales.
σ :	L'écart type.
S :	La déviation standard.
K_T :	Facteur de fréquence ou l'indice « T » correspond à la période.
Pr :	La probabilité de non dépassement.
$F.D$:	Fonction de distribution.
$f.d.p.$:	Fonction de densité de probabilité.
μ :	Moyenne théorique.
\hat{Z}_{ij} :	Intensités maximales estimées par la formule empirique.
Z_α :	Valeur de la variable aléatoire de la loi normale standard correspond à une signification α
C_s :	Coefficient d'asymétrie.
F_N :	Fonction de distribution expérimentale discrète.
L :	Fonction de vraisemblance de Fisher.

ERRATA

Page	Erreur	Correction
4	on observe	qu'on observe
5	intensités maximums différents intervalles	intensités maximums pour différents intervalles
5	le pourquoi du choix	le choix
7	lien	liens
8	pour prévoir la prévoir	pour la prévoir
18	qu'on la valeur	que la valeur
35	Alors	Alors
36	dautant plus qu'on peut	d'autant plus qu'on ne peut
38	inhérent	inhérents
40	nécessaire	nécessaires
41	sauvegardé	sauvegardés
42	amélioré	améliorée

Abstract

This study is a part of a global project concerning the construction of pluviometric cartography, diriged by the National Agency of Hydraulic ressources (A . N . R . H).

Our contribution conserns to establish a softwar to obtain empirical formulas of Intesity-duration-frequency (I . D . F), based on the frequency analysis.

Résumé

L'Agence Nationale des ressources hydrauliques (A . N . R . . H) effectue un travail de cartographie pluviométrique sur l'ensemble du territoire national.

Notre travail représente une partie de ce projet global. C'est l'élaboration d'un logiciel en vue d'obtenir des lois empiriques d'intesité-durée-fréquence (I . D . F) basées sur l'analyse fréquentielle.

ملخص

تدخل هذه الدراسة في إطار مشروع إنشاء خريطة معدل تساقط الأمطار على كامل التراب الوطني، التي تقوم به الوكالة الوطنية للموارد المائية. تعتبر هذه الدراسة جزء من هذا المشروع، والتي تهتم أساساً بإنشاء برنامج آلي قصد الحصول على قوانين إجمالية لشدة - مدة - تواتر الأمطار القصوى إنطلاقاً من المعطيات اليومية لتساقط الأمطار الموجودة بأرشيف الوكالة واعتماداً على التحليل التواتري.

INTRODUCTION .

Les aléas de précipitation en Algérie et en pays du sud de la méditerranée pose un véritable problème d'analyse scientifique rigoureuse. L'irrégularité des précipitations est généralement synonyme de rareté et de sécheresse. Cette rareté est paradoxale. En effet l'observation montre que dans les climats arides et semi-arides, on observe des pluies torrentielles de très hautes intensités et de courte durée.

Les décideurs se trouvent ainsi en situations très délicates quant à l'adoption d'une politique globale concernant le stockage (régions d'implantation de barrage ou de digues), la gestion de l'environnement urbain (dimensionnement du réseau de drainage).

Notre préoccupation essentielle quant à l'adoption d'une décision demeure l'élimination du manque en alimentation (eau potable, industrie, agriculture) d'une part, d'autre part La gestion scientifique de l'environnement urbain.

La particularité de notre climat et son irrégularité limitent notre champs d'étude, en effet seuls les extrêmes (maximum et minimum) vont capter notre attention. Ce choix est justifié par la différence importante entre les données. L'analyse fréquentielle présente la méthode idéale pour l'étude des valeurs extrêmes.

Notre présent travail s'intéresse essentiellement à la quantification des intensités maximales de précipitations. Il entre dans le cadre d'une coopération scientifique avec l'Agence nationale des ressources hydrauliques (ANRH). Cette dernière vise à établir une cartographie des pluies de courte durée, en particulier les courbes intensité-durée-fréquence (I-D-F).

Notre travail consiste donc à répondre aux besoins de l'agence sur deux aspects principaux. En premier lieu il s'agit de l'aspect informatique dont l'objectif est de mettre au point un logiciel prototype de dépouillement automatique comportant les étapes suivantes :

- ◆ la digitalisation : on procède à la transformation des données brutes sur bandes pluviographiques de chaque station en fichiers de données numériques (digitilisées) ou chaque fichier contient :
 - ◇ La liste des pluies comprenant :
 - La date de début de la pluie,
 - le nombre de points déigitalisés,
 - la liste des point en coordonnées (temps(h),hauteur(mm)).

INTRODUCTION

- ◇ A la tête du fichier on sauvegarde les informations concernant la station, à savoir son code, son nom son altitude par rapport à la mer et ses coordonnées géographiques en lambert.
- ◆ La récupération des fichiers digitalisés par le programme en C++ déjà existant, en adoptant un format plus souple.
- ◆ Le balayage automatique des données pluviométriques discrètes en but d'obtenir des intensités maximums différents intervalles de temps donnés.
- ◆ L'exploitation et analyse statistique et fréquentielle de données pluviométriques disponibles (période d'observation excédant 15 années).

Pour se faire nous avons élaboré un programme en Borland Pascal 7.0 sous l'environnement Windows en utilisant la méthode de la programmation orientée objet (POO), la partie digitalisation a été reprise à partir d'un programme élaborée en C++ sous DOS après amélioration de son environnement intégré.

En deuxième lieu il s'agit de l'aspect hydrologique dont le but est de construire les courbes (I-D-F) suivi d'une étude comparative et critique des courbes déjà existantes.

Toute étude est présentée dans ce rapport selon le plan suivant :

En chapitre I, nous justifierons le pourquoi du choix de l'analyse fréquentielle pour l'étude des phénomènes extrêmes comme modèle.

En chapitre II, nous abordons l'analyse fréquentielle proprement dite jusqu'à l'élaboration des courbes intensités-durée-fréquence (I-D-F).

En chapitre III, on présentera le mode de programmation orientée objet, les contraintes pratiques de programmation, ainsi qu'une notice sur l'utilisation de logiciel I-D-F sera présentée en annexe.

En chapitre IV on va discuter les résultats du logiciel appliquée sur deux stations du centre du pays.

Enfin, en chapitre V les conclusions concernant l'ensemble du travail.

CHAPITRE I

Modèles d'analyse des données pluviométriques.

L'hydrologie n'est autre que l'étude de cycle hydrologique .cet notion de cycle est une notion abstraite simplifiée. On l'identifie par ses composantes principales dont :

- la précipitation
- l'évaporation
- l'écoulement
- l'infiltration

Ces composantes se régénèrent, se reproduisent, et se renouvellent. Dans l'absence d'une connaissance complète des phénomènes hydrologiques très complexes. Ce cycle ne peut être analysé comme un tout (un unique système), mais comme une composition de cycles continentaux, régionaux, et locaux (sous-systèmes). l'analyse des sous-systèmes du cycle hydrologique et la connaissance des interrelations entre leurs composantes (évaporation, précipitation, ...) est le but principal de l'hydrologie. La fig. (2) montre les liaisons entre les différentes composantes du cycle hydrologique

S'il est admis que la précipitation est la composante principale du cycle hydrologique la méthode d'analyse quant à elle ne fait pas l'unanimité. Le choix de modèle diffère pour des causes multiples :

- l'objectif à atteindre
- les données existantes.

L'objectif principale d'un modèle c'est la liaison des entrées d'un système

(inputs) avec ses sorties (outputs) par le meilleur transformateur. cette définition sous entend qu'un modèle n'est qu'une approche de la réalité.

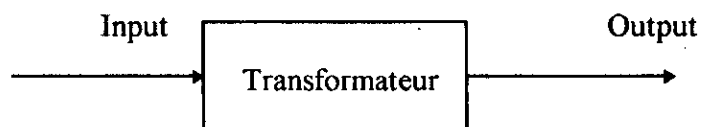
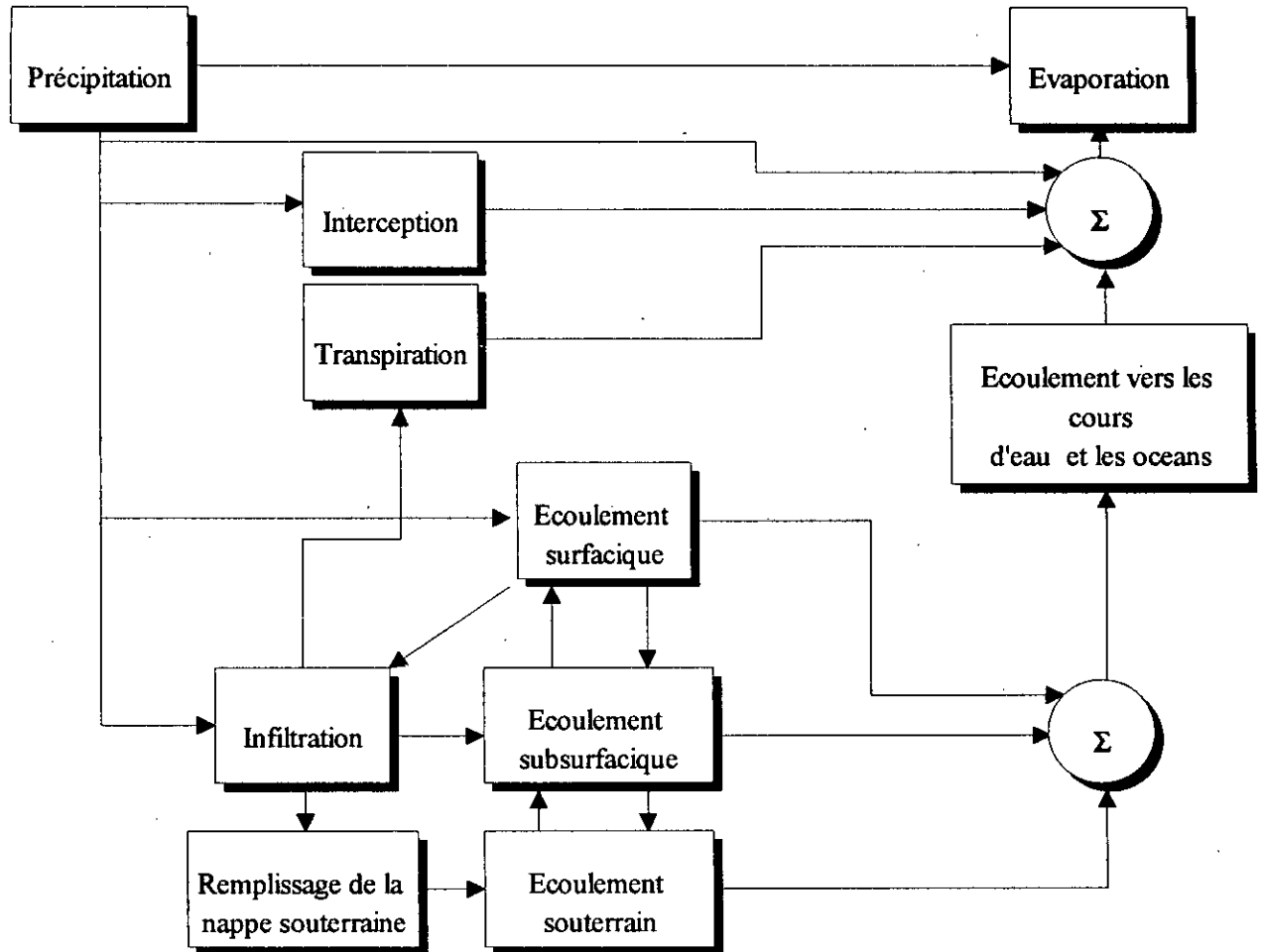


Fig (1).

Parmi l'amas des modèles proposés pour l'analyse des composantes du cycle hydrologique et leurs lien on distingue deux types bien spécifiques :

La représentation du système hydrologique global



HEMA DES COMPOSANTES DU CYCLE HYDROLOGIQUE.

- Modèles physiques.

Ce sont des lois de causalité (cause-effet), utilisant des scalaires physiques. Comme exemple on citera:

- les modèles d'écoulement dans un mascaret, canaux...etc.
- les modèles d'ondes de surface.

Ces modèles exploitent les propriétés de similitude, et ont l'avantage d'exprimer des lois de similitude. Malheureusement leur champ d'application est très restreint en hydrologie, en raison de difficultés rencontrées dans la conception de modèles réduits fiables.

- Modèles mathématiques.

Ce sont les plus utilisés en hydrologie, ils représentent le système par des équations mathématiques sans se soucier directement du phénomène physique.

Les variables figurants dans un modèle mathématique peuvent être déterministe (les mêmes causes produisent les mêmes effets), ou aléatoires (les variables sont décrits par des distributions probabilistes).

Il faut souligner au passage, que la complexité phénoménale des précipitations et la multitude des facteurs intervenants dans sa genèse rendent illusoire l'utilisation d'un modèle déterministe pour prévoir la pluie. Néanmoins NASA utilise une formulation déterministe de prévision à très court terme (cinq jours), combinant l'intégration numérique de l'équation de NAVIER-STOCKES avec les équations de la thermodynamique de transfert d'énergie. Ceci avec une technologie de mesure de pluie très avancée (satellites, radars...etc).

En effet , le monde réel des phénomènes hydrologiques défie toute description exacte. Le meilleur qu'on peut faire pour résoudre un problème est une image abstraite appelée modèle mathématique.

Pour élaborer un modèle en hydrologie , on doit répondre a trois questions de base :

- les variables sont-elles aléatoires ou déterministes ? (d'ou la notion de période de retour).
- varient-elles en fonction d'espace ? (d'ou la notion d'abatement spatial).
- varient-elles en fonction du temps ? (d'ou la notion de valeur instantanée: hyétogramme).

concernant l'étude des intensités extrêmes :

- la variation spatiale est supposée nulle
- l'intensité de pluie est une variable aléatoire

et comme il s'agit de quantifier les valeurs extrêmes sans se soucier de cycle temporel.
L'analyse fréquentielle se présente comme un outil idéal d'analyse des données.

CHAPITRE II.

ANALYSE FREQUENTIELLE

« L'objectif de l'analyse fréquentielle en hydrologie c'est d'interpréter des observations d'événements hydrologiques passées en termes de probabilités d'occurrence futures » (BOBEE).

Les intensités maximums de l'averse sont alors obtenues par analyse fréquentielle (HERSHFIELD 1961). Cela veut dire que le degré de puissance d'une intensité extrême est en relation inverse avec sa fréquence d'apparition. En termes plus simplifiés, les événements extrêmes les plus sévères apparaissent moins fréquemment que les événements modérés. Un concept très important permet de quantifier l'assertion précédente, il s'agit de la notion de période de retour (voir paragraphe suivant).

II.1. Période de retour :

Supposons qu'un événement extrême apparaît lorsqu'une valeur aléatoire X est supérieur ou égale à une certaine valeur x_T . l'intervalle de recurrence τ est le temps entre les occurrences (apparitions) de $X \geq x_T$.

La période de retour T de l'événement $X \geq x_T$ est la valeur moyenne de τ , soit $E(\tau)$, pour un nombre important d'observations.

Maintenant on va introduire une démonstration d'une formule très importante en analyse fréquentielle.

soit X_i la variable aléatoire des maximum annuels. Les X_i sont :

- indépendants : aucune donnée n'influence une autre.
- ordonnés en croissance $X_1 \leq X_2 \dots \leq X_n$.
- et ont la même fonction de distribution

$$F(x) = \Pr (X < x) \dots \dots \dots (II.1)$$

\Pr : est la probabilité de non dépassement.

la probabilité pour que la période de retour soit égale à n années est donnée par :

$$\Pr(T=n) = \Pr(X_1 < x) \dots \dots \dots \Pr(X_{n-1} < x) \Pr(X_n > x) \dots \dots \dots (II.2)$$

ceci veut dire que la valeur x est dépassée seulement une seule fois.

Le meilleur estimateur de T (période de retour) est sa moyenne $E(T)$. Par définition celle-ci est égale à :

$$\begin{aligned} E(T) &= \sum_{n=1}^{\infty} n * Pr(T = n) \\ &= \sum n * \{1 - Pr(X > x) \}^{n-1} * Pr(X > x) \\ &= 1 / Pr(X > x) \\ &= 1 / (1 - F(x)) \end{aligned}$$

alors apparaît cette correspondance entre la période de retour et la fonction de distribution, et

telle que :

$$T = 1 / (1 - F(x)) \dots\dots\dots (II.3)$$

La non apparition d'un événement extrême de période T durant N années est donné par :

$$P(X < x_T) = (F(x))^N = (1 - \frac{1}{T})^N$$

La probabilité d'apparition au moins une seule fois est donnée par la probabilité complémentaire de la probabilité précédente, soit :

$$Pr(X \geq x_T) = 1 - Pr(X < x_T) = 1 - (1 - \frac{1}{T})^N \dots\dots\dots (II.4)$$

on appelle cette probabilité le risque. Elle sert à quantifier le risque de décision prise quant à l'adoption ou à l'abandon d'une valeur extrême.

II.2. ECHANTILLONNAGE DES DONNEES ET CRITERES STATISTIQUES :

L'objectif de l'analyse fréquentielle en hydrologie est d'interpréter les observations faites au passé d'un événement hydrologique en terme de future probabilité d'apparition de ce même événement. Trois étapes sont indispensables pour atteindre cet objectif :

- la sélection d'un échantillon de données satisfaisant certains critères statistiques (indépendance stationnarité- homogénéité, et reflète la réalité). Ces tests sont utilisés pour valider le traitement statistique des données brutes.

- l'ajustement de la meilleure distribution théorique. Il s'agit d'un choix délicat d'une distribution théorique adéquate. Un problème de taille consiste à choisir en premier lieu un ensemble de lois à ajuster. Ce choix est dicté par des considérations à la fois théoriques et pratiques (voir II.5.1). En deuxième lieu il s'agit de choisir la loi la plus convenable à l'ajustement de l'échantillon. Un critère de choix consiste en l'utilisation des tests statistiques, en l'occurrence le test de KOLMOGOROV-SMIRNOV.

- utiliser la distribution théorique choisie pour effectuer des inférences (conclusions) sur la l'ensemble de la population. statistiques au sujet de la population (estimation des quantiles ... etc).

En admettant qu'il n'y a pas d'erreurs de mesures hydrologiques il y a cependant deux sources d'incertitudes dans l'estimation des quantiles (valeurs correspondants aux période de retour) :

1. la distribution théorique choisie peut ne pas être la bonne, et ceci malgré toutes les précautions prises.
2. des erreurs d'échantillonnage influençant l'estimation des paramètres. Notamment la procédure de digitalisation

II.2.1. Critères de validité des données :

a) *Test d'indépendance et de stationnarité:*

L'indépendance signifie qu'une observation n'a aucune influence sur les autres observations ceci pour éviter des fonctions de densité de probabilité (fdp) conditionnelles ou l'interaction est inconnue.

La stationnarité quant a elle signifie qu'en excluant les fluctuations aléatoires naturelles, les séries de données sont invariantes en respectant l'échelle du temps. L'addition de données importe peu quant aux caractéristiques de l'échantillon (moyenne, variance ... etc).

Ce test est proposé par WALD et WOLFOWITZ (1943). Voici son contenu :

pour un échantillon de taille N (N éléments), le test W-W considère une statistique R tel que :

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} x_i x_{i+1} + x_1 x_N \quad \dots\dots\dots (II.5).$$

si les éléments de l'échantillon sont indépendants, alors R suit une loi normale de moyenne \bar{R} , et de variance $\text{var}(R)$, tel que:

$$\bar{R} = (S_1^2 - S_2) / (N - 1) \dots\dots\dots(II.6).$$

$$\text{var}(R) = \frac{(S_2^2 - S_4)}{(N - 1)} - \bar{R}^2 + \frac{(S_1^4 - 4 * S_1^2 * S_2 + 4 * S_1 * S_3 + S_2^2 - 2 * S_4)}{(N - 1) * (N - 2)} \dots(II.7).$$

avec $S_r = N * m_r$

et m_r moment centrés (de l'origine) non biaisé d'ordre r.

La quantité :

$$U = (R - \bar{R}) / \sqrt{\text{var}(R)} .$$

suit une loi normale standard N(0,1).

En choisissant un niveau α niveau de dépassement de l'hypothèse d'indépendance (risque), on vérifie que $|U| < U_{\alpha/2}$ pour accepter l'hypothèse d'indépendance. généralement on choisit ($\alpha = 5\%$, $U_{2,5} = 1,96$).

b) TEST D'HOMOGENEITE ET DE STATIONNARITE

L'homogénéité signifie que tous les éléments de l'échantillon sont originaires de la même population. Des changements dans les procédés de mesure peuvent rendre les données non homogènes. Ce test permet emmettre des hypothèses de divers

Ce test a été proposé par MANN et WITNEY (1947). Voici son contenu :

soient deux échantillons de taille p,q respectivement ($p \leq q$) et tel que $N = p+q$.

Les éléments de l'échantillon sont rangés par ordre croissant .

Le M-W Test considère les deux statistiques :

$$V = R - p(p+1)/2$$

$$W = pq - V \dots\dots\dots(II.8).$$

Avec $R = \sum_{i=1}^{p-1} x_i x_{i+1} + x_1 x_p$

On définit une statistique U telle que :

$$U = \text{Min} \{ V, W \} \dots\dots\dots(\text{II.9}).$$

On pose comme conditions $N > 30$ et $p, q > 3$.

Si les deux échantillons proviennent de la même population alors U suit approximativement une loi Normale de moyenne \bar{U} et de variance $\text{Var}(U)$.

$$\bar{U} = \frac{pq}{2} \dots\dots\dots(\text{II.10}).$$

$$\text{Var}(U) = \left[\frac{pq}{N(N-1)} \right] \left[\frac{N^3 - N}{12} - \sum T \right] \dots\dots\dots(\text{II.11}).$$

avec $T = (J^3 - J) / 12$.

ou J est le nombre d'observations liés au rang donné pour les deux échantillons p, q .

Finalement :

$$\lambda = \frac{(U - \bar{U})}{\sqrt{\text{VAR}(U)}} \quad \text{suit une loi normale standard } N(0,1).$$

On vérifie pour avoir l'homogénéité que $|\lambda| < \lambda_{\alpha/2}$.

c) REFLEXION DE LA REALITE

Ce test consiste à éliminer les observations invraisemblables qui apparaissent non réelles. La présence de ces points dans un échantillon nuit beaucoup quant à l'ajustement de la loi théorique. Que se soit des valeurs très basses ou très hautes, ces valeurs ont un impact sur l'analyse de notre échantillon.

Parmi les tests les plus simples figure le test de SERVUK et GEIGER (1981) qu'on va le présenter.

Soit les deux quantités suivantes :

$$\begin{aligned} X_H &= \exp(\bar{X} + K_N S) \\ X_L &= \exp(\bar{X} - K_N S) \end{aligned} \quad \dots\dots\dots(\text{II.12}).$$

ou \bar{X}, S sont la moyenne et la déviation standard des logarithmes naturels de échantillon respectivement.

K_N est tablé à 10% de signification. Il est estimé par la formule de PILON (1985).

$$K_N = -0,362201 + 6,28446 * N^{1/4} - 2,49835 * N^{1/2} + 0,491436 * N^{3/4} - 0,037911 * N \quad (\text{II.13}).$$

N est la taille de échantillon.

Toute valeur supérieure à X_H , ou inférieure à X_L est considérée comme valeur singulière.

II.3. Estimation des paramètres statistiques :

pour toute loi paramétrée, l'estimation des paramètres pose un problème de choix de la méthode appropriée.

Deux méthodes désormais classiques, sont utilisées :

- méthodes des moments (MM)
- méthode de maximum de vraisemblance (ML)

En réalité la méthode de maximum de vraisemblance (ML)est la plus précise, car les paramètres estimés représentent l'échantillon convenablement.

Toutefois les paramètres estimés par la méthode des moments (MM) sont généralement pris comme des valeurs initiales dans la méthode (ML).

II.3.1. Méthodes des moments

Le but principale de l'utilisation de la méthode des moments c'est d'avoir certains ' coefficients ' qui caractérisent la distribution. Les plus répandus des coefficients sont :

- le coefficient de variation :

il caractérise la dispersion par rapport a la tendance moyenne

$$C_v = \frac{\mu_2^{1/2}}{\mu_1} \quad \dots\dots\dots(\text{II.14}).$$

- le coefficient d'asymétrie :

il caractérise le degré d'assametrie de la (fdp : fonction de densité de probabilité).

$$C_s = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} \dots\dots\dots(II.15).$$

remarquons que la (fdp) de la loi normale est symétrique ($C_s = 0$)

- le coefficient d'aplatissement

il caractérise l'aplatissement de la (fdp)

$$C_K = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} \dots\dots\dots(II.16)$$

remarquons aussi que $C_K = 3$ pour la (fdp) de la loi normale.

Ou :

$$\begin{aligned} \mu'_r &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^r f(x) dx \\ \mu_r &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^r f(x) dx \end{aligned} \dots\dots\dots(II.17)$$

sont le moment non centré (respectivement centré) d'ordre r.

et μ : est la moyenne.

Une relation entre μ_r et μ'_r est donnée par STUART et KENDALL (1987):

$$\mu_r = \sum_{j=0}^r C_r^j \mu'_{r-j} (-\mu'_1)^j$$

avec $C_r^j = \frac{r!}{(r-j)!j!}$ coefficient du binôme de NEWTON

les estimateurs sans biais de la moyenne, variance et le coefficient d'asymétrie sont respectivement :

$$\begin{aligned} \bar{X} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \\ s^2 &= \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 \dots\dots\dots(II.18). \\ C_s &= \frac{N \cdot \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^3}{(N-1)(N-2)} \end{aligned}$$

ou N est la taille de l'échantillon.

II.3.2. Méthode de maximum de vraisemblance.

Cette méthode a été développée par FISHER. Voici le contenu de son raisonnement :
 la meilleure valeur d'un paramètre dans une fonction de probabilité doit être celle qui maximise l'événement le plus probable, à savoir l'occurrence des données de l'échantillon.

Supposons que l'échantillon est divisé en intervalles égaux de longueur dx et que les éléments de l'échantillon (x_1, x_2, \dots, x_N) sont indépendants et identiquement distribués.

La probabilité que x_i apparait est $f(x_i)dx$.

Comme les observations sont indépendants la probabilité commune des occurrences est :

$$f(x_1)dx f(x_2)dx \dots f(x_N)dx = \left[\prod_{i=1}^N f(x_i) \right] (dx)^N$$

On a l'intervalle dx fixé il reste à maximiser la fonction de vraisemblance L :

$$L = \prod_{i=1}^N f(x_i) \dots \dots \dots (II.19).$$

Soit θ_i le paramètre à estimer. Pour que L soit maximum on doit avoir les deux conditions suivantes :

$$\frac{\partial L}{\partial \theta_i} = 0$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \theta_i^2} < 0 \dots \dots \dots (II.20).$$

Il est plus convenable de réduire les deux conditions dans une seule et unique condition :

$$\frac{\partial \log(L)}{\partial \theta_i} = \frac{\partial L^*}{\partial \theta_i} = 0 \dots \dots \dots (II.21).$$

avec :

$$L^* = \log(L).$$

Nous terminons par la remarque de TUKEY(1962) « l'analyse des données doit progresser par les réponses approximatives, la méthode simple des moments peut procurer des réponses acceptables pour des situations pratiques. Dans des cas rares

ou une information précise est souhaitée, il est convenable d'appliquer la méthode de vraisemblance ML, elle donne des estimateurs meilleurs ».

II.4. QUANTILE ET INTERVALLE DE CONFIANCE :

L'essentiel de l'analyse fréquentielle est de quantifier la valeur des quantiles. le quantile n'est que la valeur de la variable aléatoire qui correspond à une période de retour donnée. Comme il a été démontré précédemment :

$$T = 1 / (1 - F(x)).$$

Ou`
 T : est la période de retour.
 F : est la FD de la variable aléatoire X.

CHOW (1964) a proposé une formulation simple et précise de quantile pour n'importe quelle fonction de distribution de probabilité. Cette formulation est inspirée de la loi normale

$$X(T) = \mu + k(T) \cdot \sigma \quad \dots\dots\dots (II.22).$$

ou`
 T : est la période de retour
 μ : est la moyenne de la population
 σ : est l'écart-type de la population
 K(T) : est le facteur de fréquence
 X(T) : est le quantile.

La valeur de X(T) peut alors être approximée par :

$$X(T) = \bar{x} + k(T) \cdot s$$

ou \bar{x} , s sont respectivement la moyenne et la déviation standard des valeurs observées.

Car la valeur estimée X(T) est sujette à des erreurs, elle est souvent présentée avec un rang ou un intervalle de confiance. La taille de l'intervalle dépend du niveau de confiance α . ce qui signifie qu'on la valeur de quantile est située dans un intervalle.

les deux valeurs inférieure et supérieure de l'intervalle sont appelées les limites de confiance. Ces limites sont estimées par les deux méthodes suivantes :

II.4.1. L'erreur standard :

Cette méthode repose sur l'idée que l'intervalle de confiance suit une loi normale

la valeur de X(T) est comprise entre $\bar{x}(T) \pm z_{\alpha} \left[\text{var} \{ \bar{x}(T) \} \right]^{1/2}$ pour un

niveau de signification α .

tel que :

$$\begin{aligned} \overline{x(T)} &= E[x(T)] = E[\mu + k(T)s] \\ &= \mu + k(T)s \end{aligned}$$

Deux résultats importants pour évaluer le terme de variance, à savoir :

$$\begin{aligned} \text{var}(\mu) &= \frac{\sigma^2}{N} \\ \text{var}(\sigma) &= \frac{\sigma^2}{2N} \end{aligned}$$

Notons que ce résultat n'est valable que pour μ , σ indépendants. SHUSTER (1973) a démontré cette indépendance pour le cas de la loi log-normale.

Néanmoins l'intervention de terme du facteur de fréquence complique d'avantage les calculs pour des cas où $k(T)$ est fonction de C_s (coefficient d'asymétrie). dans ce cas on a recours à des approximations.

Finalemnt $X(T)_{\min} = X(T) - Z_\alpha S_e$

et $X(T)_{\max} = X(T) + Z_\alpha S_e$

ou s_e est une fonction de $k(T)$ et s (déviation standard) .

et z_α la variable standard de la loi normale

remarquons que pour $\alpha = 0,05$ $F(z_\alpha) = 0,95$ et $z_\alpha = 1,645$

II.4.2. la méthode de NATRELLA.(U.S . water resources Council, 1981)

Quand l'indépendance de la moyenne et de la variance n'est pas assurée, les méthodes d'approximations sont indispensables. La méthode de NATRELLA est conçue spécialement pour la PEARSON type 3 (P3). Néanmoins elle peut être généralisée pour des fonctions de probabilité de même genre.

Cette méthode est basée sur l'ajustement du facteur de fréquence. La valeur supérieure $U_{T,\alpha}$, respectivement la valeur inférieure $L_{T,\alpha}$, sont données par :

$$\begin{aligned} U_{T,\alpha} &\equiv \bar{y} + s_y k_{T,\alpha}^U \\ L_{T,\alpha} &= \bar{y} + s_y k_{T,\alpha}^L \end{aligned} \quad \dots\dots\dots(II.23).$$

ou s : est la déviation standard des logarithmes des valeurs observées.

\bar{y} : est la moyenne des logarithmes des valeurs observées.

$k_{T,\alpha}^U, k_{T,\alpha}^L$ sont les limites supérieure et inférieure respectivement du facteur de fréquence tel que :

$$k_{T,\alpha}^U = \frac{k_T + \sqrt{k_T^2 - ab}}{a}$$

$$k_{T,\alpha}^L = \frac{k_T - \sqrt{k_T^2 - ab}}{a}$$

.....(II.24)

ou :

$$a = 1 - \frac{z_\alpha^2}{2(N-1)}$$

$$b = k_T^2 - \frac{z_\alpha^2}{N}$$

et z_α est la variable aléatoire standard de la loi normale. ($z_{0,05} = 1,645$).

II.5. LOIS DE DISTRIBUTION DES PHENOMENES EXTREMES :

II.5.1. DEVELOPPEMENT THEORIQUE

La théorie des valeurs extrêmes est l'oeuvre des travaux de FRECHET (1927), et (FISHER et TIPPET 1928).

Voici le résumé essentiel de leurs théorie :

Soit une série de variables aléatoires W_j indépendants et communément distribués (ont la même fonction de distribution), tel que $j=1,2,\dots,n$. (n nombre d'observations).

Soit $G(x)$ la FD (fonction de distribution des W), ou x est la valeur observée.

Soit $\{W_{(1)}, W_{(2)}, \dots, W_{(n)}\}$ un ensemble représentant la série ordonnée des variables W_j

tel que $W_{(1)} \leq W_{(2)} \leq \dots \leq W_{(n)}$.

explicitons la FD de $W_{(n)}$ est donnée par :

$$\begin{aligned}
 \Pr(W_{(n)} \leq x) &= Q_n(x) \\
 &= \Pr(W_{(1)} \leq x, W_{(2)} \leq x, \dots, W_{(n)}) \\
 &= \Pr(W_{(1)} \leq x) * \Pr(W_{(2)} \leq x) * \dots * \Pr(W_{(n)} \leq x) \quad \dots (II.25) \\
 &= \{G(x)\}^n
 \end{aligned}$$

Tout le problème se situe au niveau du type de fonction $G(x)$. On accepte comme hypothèse celle développée par GUMBEL (1958), à savoir que toutes les fonctions de densité de probabilités (fdp) convergent vers une loi exponentielle pour des valeurs larges.

Soit $g(x)$ cette (fdp). Et $G(x)$ la FD correspondante, $g(x)$ et $G(x)$ sont alors approximées par :

$$\begin{aligned}
 g(x) &= \lambda * \exp(-\lambda * x) \\
 G(x) = \Pr(X \leq x) &= \int_0^x g(t) dt = \int_0^x \lambda * \exp(-\lambda * t) dt = 1 - \exp(-\lambda * x)
 \end{aligned}$$

λ est fonction de n (nombre d'observations). En effet GUMBEL a donné une autre forme l'équation de $G(x)$:

$$G(x) = 1 - \exp\{-\alpha(x - u)\}/n \dots \dots \dots (II.26).$$

la FD de $W_{(n)}$ est donnée par :

$$F(x) = \Pr(w_{(n)} \leq x) \quad \text{et tel que :}$$

$$\begin{aligned}
 \Pr(W_{(n)} \leq x) &= \lim_{n \rightarrow \infty} Q_n(x) \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \{G(x)\}^n \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} [1 - \exp\{-\alpha(x - u)\}/n]^n \\
 &= \exp\{-\exp(-\alpha(x - u))\} \quad \dots \dots \dots (II.27)
 \end{aligned}$$

qui n'est autre que la loi double exponentielle de GUMBEL.

Les limites de l'utilisation de cette loi sont dues aux contraintes suivantes :

- le nombre des observations n doit être très élevé (théoriquement de l'ordre de 10^9).
- le fait que cette loi génère des valeurs négatifs avec une probabilité comme même importante ($1/e = 0,3679$).

D'autres lois des valeurs extrêmes ont été proposées (JINKINSON 1969), mais avec les mêmes inconvénients.

CHOW a introduit une autre manière de penser le problème. Pourquoi la loi normale s'ajuste mal avec les valeurs extrêmes, alors que le nombre des observations est parfois considérable(contradiction avec le théorème central limite) ?.

la réponse de CHOW est la suivante :

les effets qui engendrent un événement extrême sont aléatoires et énormes, extrême n'est pas le résultat de leurs addition mais plutôt de leurs multiplication.

si X représente extrême, et les X_i les différents effets aléatoires, alors :

$$X = X_1 * X_2 * \dots * X_n \quad , \text{ ou } n \text{ est infiniment grand.}$$

$$\text{Log}(X) = \sum_{i=1}^n \log(X_i)$$

est la somme de variables aléatoires indépendants. Par le théorème central limite $\log(X)$ suit une loi normal. et X suit une loi log-normale.

En réalité l'hypothèse d'indépendance entre les différents variables aléatoires est infondée. Le processus est une combinaison de toutes formes de lois (exponentielles, polynômes, ..etc.).

La fonction de distribution (FD) est de forme multivariante. La distribution log-normale n'est enfin de compte qu'une approximation de la réalité.

Toutefois ces deux fonctions (GUMBEL , LOG-NORMALE) ont la priorité dans l'étude des phénomènes extrêmes en hydrologie. Certes on peut utiliser toute FD ou fdp, mais il est indispensable qu'on vérifie qu'elle est la meilleure fonction d'ajustement des données disponibles.

II.5.2. PRESENTATION DES DIFFERENTS LOIS

a) **LOI DE GUMBEL TYPE 1**

comme il a été montré précédemment la distribution (FD) de GUMBEL s'écrit sous la forme :

$$F(x) = \exp\{-\exp[-\alpha(x - u)]\} \dots\dots\dots(\text{II.28})$$

- estimation des paramètres :
- méthode de MGF (moment gerating function) :
- soit Y la variable aléatoire standard de GUMBEL

$$Y = \alpha(x - u) \dots\dots\dots(2)$$

la MGF est définie comme suit :

$$M_Y(t) = E(e^{Y* t}).$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{y* t} f(y) dy \dots\dots\dots (II.29)$$

la méthode MGF regroupe tous les ordres des moments tel que $f(y)$ est une densité de probabilité (fdp).

Le développement limité de $\exp(t * y)$ et la linéarité de l'opérateur E donne :

$$M_Y(t) = \sum_{K=0}^{\infty} \frac{t^K}{K!} * E(t^K) \dots\dots\dots (II.30)$$

on posant :

$$z = \exp(-y) \dots\dots\dots (II.31).$$

on aura :

$$M_Y(t) = \int_0^{+\infty} z^{-t} e^{-z} dz = \Gamma(1 - t) \dots\dots\dots (II.32)$$

ou Γ est la fonction spéciale gamma définie comme suit :

$$\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt \dots\dots\dots (II.33).$$

Le moment d'ordre r de la population est donné par :

$$\mu'_r(Y) = \frac{d^r}{dt^r} \Gamma(1 - t) \Big|_{t=0} \dots\dots\dots (II.34)$$

pour estimer les deux paramètres α et u on a besoin seulement de deux moments.

$$\mu'_1 = \frac{d}{dt} \Gamma(1 - t) \Big|_{t=0}$$

$$= -\Gamma(1 - t) \Psi(1 - t) \Big|_{t=0} \dots\dots\dots (II.35)$$

$$= -\Psi(1)$$

$$\mu'_2 = \frac{d^2}{dt^2} \Gamma(1 - t) \Big|_{t=0}$$

$$= \Gamma(1 - t) \left[\frac{d}{dt} \Psi(1 - t) + \{\Psi(1 - t)\}^2 \right] \Big|_{t=0}$$

$$= \Psi'(1) + [\Psi(1)]^2 \dots\dots\dots(\text{II.36})$$

les caractéristiques de la fonction gamma donnent :

$$\Psi(1) = \gamma = 0,5772$$

ou γ est la constante d'EULER.

Et :

$$\Psi'(1) = \pi^2 / 6 = 1,644934.$$

voir (handbook of mathemaical functions ABRAMOWITZ et STEGUN).

remarquons que la variance de Y n'est autre que :

$$\begin{aligned} \text{VAR}(Y) &= \mu'_2 - [\mu'_1]^2 \dots\dots\dots(\text{II.37}) \\ &= \Psi'(1) \end{aligned}$$

d'après l'équation (2) ,(9) et (11):

$$\begin{aligned} \alpha &= \sqrt{\frac{\text{VAR}(Y)}{\text{VAR}(X)}} = \frac{1,2825498}{s} \dots\dots\dots(\text{II.38}) \\ u &= \bar{X} - \frac{\bar{Y}}{\alpha} = \bar{X} - 0,4500409 s \end{aligned}$$

avec :

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= \gamma = 0,5772 \\ \bar{X} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \\ s &= \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \end{aligned}$$

- Méthode de maximum de vraisemblance :

la FD (fonction de distribution) de GUMBEL est donnée par :

$$F(x) = \exp\{-\exp[-\alpha(x - u)]\}$$

la (fdp) est alors :

$$f(x) = \frac{dF}{dx} = \alpha \cdot \exp\{-\alpha(x - u)\} \exp\{-\exp[-\alpha(x - u)]\}$$

la fonction de vraisemblance est définie comme suit :

$$L(X, \alpha, u) = \prod_{i=1}^N f(x_i | \alpha, u)$$

et $L^* = \log(L)$

avec α , u les deux paramètres à estimer. Pour se faire on aura à résoudre le système d'équations suivant :

$$\begin{cases} \frac{\partial L^*}{\partial \alpha} = 0 \\ \frac{\partial L^*}{\partial u} = 0 \end{cases}$$

tout calcul fait on trouve :

$$L^* = -\alpha \sum_{i=1}^N (x_i - u) - \sum_{i=1}^N e^{-\alpha(x_i - u)} + N \log(\alpha)$$

par l'application des deux contraintes on aboutit :

$$\frac{1}{\alpha} = \bar{x} - \left[\frac{\sum_1^N \{x_i \exp(-\alpha x_i)\}}{\sum_1^N \exp(-\alpha x_i)} \right] \dots\dots\dots (II.39).$$

$$u = \left[\frac{1}{\alpha} \right] \log \left\{ \frac{1}{N} \sum_1^N \exp(-\alpha x_i) \right\}$$

pour la résolution numérique on procède comme suit :

- la valeur initiale est celle estimée par la méthode des moments (MM).
- itération par la méthode de NEWTON - RAPHSON.

Une critique sur l'estimation des paramètres de GUMBEL par la méthode ML consiste en la médiocrité de l'ajustement des petites valeurs. Mais elle est non préoccupante pour la recherche des valeurs maximum.

- QUANTILE

$$x(T) = u - \frac{1}{\alpha} \log \left\{ \log \left(\frac{T}{T-1} \right) \right\} \dots\dots\dots (II.40).$$

suivant la notation de CHOW :

$$x(T) = \mu + k(T) \sigma$$

si on estime μ et σ par la méthode MM on aura :

$$k(T) = - [0,4500 + 0,7797 \log \{ \log (T / (T-1)) \}] \dots (II.41).$$

- INTERVALLE DE CONFIANCE

La méthode de l'erreur standard donne :

$$s_e = \left(\frac{1}{N} (1 + 1,1396k_T + 1,1000k_T^2) \right)^{1/2} s \dots (II.42).$$

tel que N est la taille de l'échantillon

et s la déviation standard

b) LA DISTRIBUTION LOG-NORMALE

si la variable aléatoire Y suit une loi normale dont la (fdp) est :

$$f(y) = \frac{1}{\sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{(y - \mu_y)^2}{2 \sigma_y^2} \right\} \dots (II.43).$$

ou σ_y, μ_y sont respectivement la variance et la moyenne de Y.

Alors : $x = \exp(y)$ suit une loi log-normale.

- estimation des paramètres par la méthode MM

la moyenne de X est donnée par :

$$\begin{aligned} \mu_x &= E\{\exp(Y)\} = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(y) f(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(y) \frac{1}{\sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ - \frac{1}{2} \left(\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2 \right\} \\ &= \exp \left(\mu_y + \frac{\sigma_y^2}{2} \right) \end{aligned} \dots (II.44).$$

et sa variance par :

$$\begin{aligned} VAR(x) &= E(x^2) - [E(x)]^2 \\ &= E(e^{2y}) - [E(e^y)]^2 \\ &= \exp(2\mu_y + 2\sigma_y^2) - \exp(2\mu_y + \sigma_y^2) \dots (II.45). \\ &= \left\{ \exp(2\mu_y + \sigma_y^2) \right\} \left\{ \exp(\sigma_y^2) - 1 \right\} \end{aligned}$$

et on déduit :

$$\begin{cases} \sigma_y^2 = \log(C_v^2 + 1) \\ \mu_y = \log\left(\frac{\bar{x}}{\sqrt{C_v^2 + 1}}\right) \end{cases} \dots\dots\dots(\text{II.45}).$$

ou $C_v = \frac{S_x}{\bar{x}}$

ou : C_v est le coefficient de variation.

S_x est la déviation standard de X.

\bar{x} est la moyenne des valeurs observées.

L'estimation des paramètres par la méthode ML est très compliquée. On se contente dans le cas de la distribution LOG-NORMALE de la méthode MM.

- QUANTILE

$$\log\{x(T)\} = \bar{y} + z_T s_y$$

par les deux relations liant (μ_x, σ_x) à (μ_y, σ_y) . La notation de CHOW :

$$k(T) = \frac{1}{v} \left(\left\{ \frac{1}{(v^2 + 1)^{1/2}} \right\} \exp \left[z_T \left\{ \log(v^2 + 1) \right\}^{1/2} \right] - 1 \right) \dots\dots\dots(\text{II.46}).$$

avec $v = \sigma/\mu$.

z_T est la valeur de la distribution normale standard. Elle est tablé en (tableau n° 1)

- Intervalle de confiance :

La méthode de l'erreur standard donne :

$$s_e = \left(\frac{2 + z_T^2}{N} \right)^{1/2} s \dots\dots\dots(\text{II.47}).$$

ou s est la déviation standard de $Y = \log(X)$.

Et

$$X(T)_{\min} = \exp \{ \log(X(T)) - Z_{\alpha/2} S_e \}$$

$$X(T)_{\max} = \exp \{ \log(X(T)) + Z_{\alpha/2} S_e \}$$

c) LA DISTRIBUTION PEARSON TYPE 3 (LP3)

Le système de PEARSON consiste à générer une (fdp) par l'équation différentielle

suivante :

$$\frac{dy}{dx} = \frac{y(x-d)}{a+bx+cx^2} \dots\dots\dots(II.48).$$

ou x : est la variable aléatoire

y : est la (fdp)

a,b, c, et d sont des constantes.

Les différents types des (fdp) dépendent de la nature des racines de l'équation /

$$a + bx + cx^2 = 0 \dots\dots\dots(II.49).$$

par cette variété de formes le WRC (united state water resources council) recommande son utilisation pour l'estimation des débits maximum.

En prenant C=0 on aura une (fdp) de trois paramètres connue sous le nom de fonction de distribution PEARSON TYPE 3.

La solution de l'équation différentielle correspondante donne :

$$y = f(x) = Ke^{-(x-\xi)/\lambda} (x - \xi)^{\gamma-1} \quad \text{avec} \quad \xi \leq x \leq +\infty \dots\dots(II.50).$$

la condition de normalisation :

$$\int_{\xi}^{+\infty} f(x)dx = 1$$

donne la forme finale de LP3 :

$$f(x) = \frac{(x - \xi)^{\gamma-1} e^{-(x-\xi)/\lambda}}{\lambda^{\gamma} \Gamma(\gamma)} \quad \text{avec} \quad \xi \leq x \leq \infty \dots\dots(II.51)$$

ou Γ est la fonction spéciale gamma.

1. Estimation des paramètres :
2. Méthode des moments :

pour avoir les trois paramètres ξ, γ, λ on évalue les trois premiers moments .

$$\mu'_n = \int_{\xi}^{+\infty} (x - \xi)^n f(x) dx$$

posons $z = \frac{(x - \xi)}{\lambda}$ on aura:(II.52).

$$\begin{aligned} \mu'_n &= \int_0^{+\infty} z^{\gamma+n-1} e^{-z} dz \frac{\lambda^n}{\Gamma(\gamma)} \\ &= \lambda^n \Gamma(\gamma + n) / \Gamma(\gamma) \end{aligned}$$

pour n = 1,2,3 on a les valeurs correspondantes des trois moments :

Sachant que $\Gamma(\lambda+1) = \lambda \Gamma(\lambda)$ on aura :

$$\begin{aligned} \mu'_1 &= \lambda\gamma \\ \mu'_2 &= \lambda^2(\gamma + 1)\gamma \\ \mu'_3 &= \lambda^3(\gamma + 2)(\gamma + 1)\gamma \end{aligned}$$

on pose $x = \bar{x}' + \xi$ alors vient :

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \bar{x}' + \xi^{\bar{}} \\ s^2 &= \mu_2 - (\mu_1)^2 = \lambda^{\bar{}} \bar{\mu} \\ C_s &= \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{2}{\sqrt{\bar{\mu}}} \end{aligned}$$

ou $\xi^{\bar{}}, \bar{\mu}, \lambda^{\bar{}}$ sont les estimateurs de ξ, γ, λ

finalement les trois paramètres estimés :

$$\begin{cases} \bar{\mu} = 4 / C_s^2 \\ \lambda^{\bar{}} = s C_s / 2 \\ \xi^{\bar{}} = \bar{x} - \frac{2s}{C_s} \end{cases} \dots\dots\dots(II.53).$$

ou : \bar{x}, s, C_s sont respectivement, la moyenne des valeurs observées, la déviation standard, et le coefficient d'asymétrie.

- Estimation par la méthode ML :

la (fdp) de PEARSON 3 (PL3) est donnée par l'équation (1). La fonction de vraisemblance est définie comme suit :

$$\begin{aligned} L(x, \gamma, \lambda, \xi) &= \prod_{i=1}^N f(x_i) \\ L^* &= \log(L) \\ &= \sum_{i=1}^N \log(f(x_i)) \\ &= -N\gamma \log(\lambda) - N \log\{\Gamma(\gamma)\} + (\gamma - 1) \sum_{i=1}^N \log(x_i - \xi) - \sum_{i=1}^N (x_i - \xi) / \lambda \end{aligned}$$

on résout alors le système de trois équations :

$$\begin{cases} \frac{\partial L^*}{\partial \gamma} = 0 \\ \frac{\partial L^*}{\partial \xi} = 0 \\ \frac{\partial L^*}{\partial \lambda} = 0 \end{cases}$$

tout calcul fait on trouve :

$$\begin{aligned} \gamma &= \frac{\sum_{i=1}^N \frac{1}{(x_i - \xi)}}{\left\{ \frac{\sum_{i=1}^N \frac{1}{(x_i - \xi)}}{\sum_{i=1}^N (x_i - \xi)} - \frac{N^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \xi)} \right\}} \\ \lambda \gamma &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \xi) \quad \dots (II.54) \\ \Psi(\gamma) &= \frac{d[\log(\Gamma(\gamma))]}{d\gamma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log(x_i - \xi) - \log(\lambda) \end{aligned}$$

vu la complexité de la résolution numérique due au terme Ψ (la dérivée de la fonction \log -gamma. On corrige seulement λ, γ et l'on se contente de la valeur de ξ estimée par la méthode MM.

QUANTILE :

La (fdp) de P3 est donnée par :

$$f(x) = \frac{(x - \xi)^{\gamma-1} e^{-(x-\xi)/\lambda}}{\lambda^\gamma \Gamma(\gamma)} \quad \text{avec } \xi \leq x < \infty$$

pour $z = (x - \xi) / \lambda$, la FD de P3 est alors donnée par :

$$F(u) = \frac{1}{\Gamma(\gamma)} \int_0^{u(T)} z^{\gamma-1} \exp(-z) dz = 1 - 1/T \dots\dots\dots(II.55).$$

cette fonction est tablée par WILK (1962).

le Quantile :

$$x(T) = \xi + u(T) \lambda$$

ξ, λ estimés par la méthode MM donnent :

$$x(T) = \bar{x} + s \left\{ \frac{u(T) C_s}{2} - \frac{2}{C_s} \right\} \dots\dots\dots(II.56).$$

- Intervalle de confiance :

le facteur de fréquence :

$$k(T) = \left\{ \frac{u(T) C_s}{2} - \frac{2}{C_s} \right\} \dots\dots\dots(II.57).$$

voir tableau n° 2.

par la méthode de NATRELLA on obtient directement les bornes de l'intervalle de confiance.

II.6. TEST DE KOLMOGOROV-SMIRNOV :

Ce test est dû au mathématicien russe KOLMOGOROV, et la procédure du test a été développée par SMIRNOV (1948).

Pour un échantillon de taille N. Le critère de ce test est la différence entre la FD théorique F(x) et la FD empirique de échantillon $F_N(x)$ qu'est une fonction discrète dont les propriétés sont

- $F_N(x) = k / N$ tel que k est le nombre des valeurs de $x_i \leq x$.
- $F_N(x) = 0$ pour $x \leq x_1$.
- $F_N(x) = 1$ pour $x_N \leq x$.

Les x_i sont ordonnés tel que le x_N est le plus grand.

Pour que la FD théorique F(x) représente bien échantillon, elle doit être très proche de la FD empirique $F_N(x)$ avec une signification α .

On définit alors un nombre D_N tel que :

$$D_N = \text{Max} | F(x) - F_N(x) | \dots\dots\dots (\text{II.58}).$$

La statistique de KOLMOGOROV-SMIRNOV D_N est une variable aléatoire de fonction de distribution $L(z)$ tel que :

$$L(z) = \lim_{N \rightarrow \infty} \left\{ \Pr(N^{1/2} D_N \leq z) \right\} \dots\dots\dots (\text{II.59}).$$

$$= \frac{\sqrt{2\pi}}{z} \sum_{k=1}^{\infty} \exp \left\{ -\frac{(2k-1)^2 \pi^2}{8z^2} \right\}$$

Il est important de noter que $L(z)$ est indépendant de la forme que prend $F(x)$.

Nous aurons alors à vérifier que :

$$D_N \leq D_{N,\alpha} \text{ avec } \alpha \text{ niveau de signification.}$$

$$\Pr(D_N \leq D_{N,\alpha}) = 1 - \alpha.$$

pour un échantillon de taille N , SMIRNOV a tablé les valeurs $D_{N,\alpha}$.

N	$D_{N, 0,05}$	$D_{N, 0,01}$
15	0,338	0,404
16	0,328	0,392
17	0,318	0,381
18	0,309	0,371
19	0,301	0,363
20	0,294	0,36
25	0,27	0,356
30	0,24	0,29
35	0,23	0,27
> 35	$1,36/N$ $1/2$	$1,63/$ $N^{1/2}$

II.7. courbes intensité - durée - fréquence I-D-F.

L'un des premiers pas en vue d'une conception de projets hydrauliques est la détermination de l'événement de précipitation. L'approche la plus commune des hydrologues est l'utilisation de la notion de pluie de projet, ou la pluie est vue comme une relation entre ses caractéristiques :

- intensité
- durée
- fréquence ou période de retour d'un événement de précipitation.

Souvent cette information est présentée sous forme de graphe, où l'axe horizontal représente les différents intervalles de temps (durées), et l'axe verticale les intensités correspondantes. Une série de courbes est alors construite où chaque courbe correspond à une période de retour donnée.

Les intensités $I(t, T)$ où t est la durée et T la période de retour sont déterminées par analyse fréquentielle. Ceci a été longuement détaillé dans le présent travail. Néanmoins pour condenser l'information et simplifier son utilisation, on cherche une formulation empirique générale englobant l'ensemble des données. La formulation empirique la plus utilisée est celle de MONTANA. Pour le présent travail une formule plus générale permettant l'homogénéisation des données a été adoptée.

II.7.1. formule générale des courbes I-D-F

la formule générale proposée par le WRC (USA water resources council) est de type :

$$I(t, T) = \frac{cT^m}{t^e + f} \dots\dots\dots(II.60).$$

où I est l'intensité. et $c, m, e,$ et f sont des coefficients de position (régionaux) sont déterminés par la méthode des moindres carrés. Seulement la détermination est faite par un processus itératif ayant besoin de valeurs initiales. l'étude de la convergence de ce processus est très compliquée. Pour cela nous proposons une valeur nulle de f ($f = 0$). Nous aurons une relation de type :

$$I(t, T) = cT^m t^n \dots\dots\dots(II.61).$$

notre objectif est de minimiser la fonction :

$$f(c, m, n) = \sum_{i=1}^{N_1} \sum_{j=1}^{N_2} (z_{ij} - \bar{z}_j)^2 \dots\dots\dots(II.62).$$

où : N_1 est le nombre des durées (différents intervalles de temps).

N_2 est le nombre des différents période de retour.

et :

$$\begin{aligned} z_{ij} &= \log\{I_i(T, t)\} \\ &= \log(c) + m \log(T_j) + n \log(t_i) \\ &= a + mx_j + ny_i \end{aligned}$$

ces valeurs sont estimées par analyse fréquentielle.

et :

$$\bar{z}_j = \log\{\bar{I}_i(T, t)\}$$

sont les logarithmes des valeurs estimées par la formule empirique.

La fonction $f(c, m, n)$ est minimum pour :

$$\begin{cases} \frac{\partial f}{\partial a} = 0 \\ \frac{\partial f}{\partial m} = 0 \\ \frac{\partial f}{\partial n} = 0 \end{cases} \dots\dots\dots (II.63).$$

tout calcul fait on trouve :

$$\begin{aligned} m &= \frac{\left\{ N_2 \sum_{i,j} x_j z_{i,j} - \sum_{i,j} z_{i,j} \sum_j x_j \right\}}{\left\{ N_1 N_2 \sum_j x_j^2 - N_1 (\sum_j x_j^2) \right\}} \\ n &= \frac{\left\{ N_1 \sum_{i,j} y_i z_{i,j} - \sum_{i,j} z_{i,j} \sum_i y_i \right\}}{\left\{ N_1 N_2 \sum_i y_i^2 - N_2 (\sum_i y_i^2) \right\}} \dots\dots\dots (II.64). \\ a &= \frac{1}{N_1 N_2} \left\{ \sum_{i,j} z_{i,j} - (m N_1 \sum_j x_j + n N_2 (\sum_i y_i)) \right\} \end{aligned}$$

Une fois, les paramètres de la loi sont déterminés, nous les prenons comme des valeurs initiales dans le processus itératif. Les coefficients régionaux sont généralement estimés à un millième d'erreur. Les deux premiers coefficients a, m ont une forme explicite tel que :

$$\begin{aligned} a^{(n+1)} &= \frac{1}{N_1 N_2} \left\{ \sum_{ij} z_{ij} - m^{(n)} N_1 \sum_j x_j + N_2 \sum_i \log(\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n)}) \right\} \\ m^{(n+1)} &= \frac{1}{N_1 \sum_j x_j^2} \left\{ \sum_{ij} z_{ij} x_j - a^{(n+1)} N_1 \sum_j x_j + \sum_{ij} x_j \log(\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n)}) \right\} \end{aligned} \quad (II.65).$$

Alors que le coefficient f est implicite, néanmoins nous pouvons par une petite astuce le mettre en facteur, de tel sorte que nous aurons finalement :

$$f^{(n+1)} = \frac{\sum_{ij} A_{ij}^{(n)} y_i}{\sum_{ij} \frac{A_{ij}^{(n)} y_i}{\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n)}}} \dots\dots\dots (II.66).$$

avec $A_{ij}^{(n)} = z_{ij} - (a^{(n+1)} + m^{(n+1)}) x_j - \log(\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n)})$

Le coefficient e qui pose le plus de problème. On doit faire recours pour son estimation à la méthode de NEWTON-RAPHSON tel que :

$$e^{(n+1)} = e^{(n)} - \frac{F(e^{(n)})}{F'(e^{(n)})} \dots\dots\dots(\text{II.67}).$$

Tel que F' est la fonction dérivée de la fonction F données par :

$$F(e^{(n)}) = \sum_{ij} \frac{K_{ij}^{(n)}}{\exp(e^{(n)}) + f^{(n+1)}}$$

$$F'(e^{(n)}) = \sum_{ij} \frac{y_i \exp(e^{(n)} y_i)}{\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n+1)}} \left[1 - \frac{1}{\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n+1)}} \right] K_{ij}^{(n)} \quad (\text{II.68}).$$

avec $K_{ij}^{(n)} = z_{ij} - (a^{(n+1)} + m^{(n+1)} x_j - \log(\exp(e^{(n)} y_i) + f^{(n+1)}))$

Une étude de convergence et de stabilité est nécessaire, d'autant plus qu'on peut tester la validité des résultats. Dans le logiciel on se contentera de la formule simplifiée, à savoir que le coefficient f est nul ($f=0$).

CHAPITRE III**Présentation du logiciel « IDF ».****III.1. Aperçu sur la programmation orientée objet (P.O.O.):**

Lorsqu'on est amené à développer un logiciel ou une application importante, on est confronté à une complexité innée et non accidentelle, comme le suggère Brooks.

Les systèmes présentent deux formes de complexité: organisée (qui présente une hiérarchie) et désorganisée. L'expérience des programmeurs a montré que les logiciels les plus réussis sont ceux qui présentent dans leurs architectures une structure de classes et d'objets.

La limitation du cerveau humain en face de la complexité l'a poussé à développer des techniques tel que « diviser et régner ». Donc, il est essentiel de décomposer en parties de plus en plus petites. Chacune d'elles pouvant être affinée indépendamment.

- Quelle est la meilleure façon de décomposer un système complexe?.

- Décomposition algorithmique ou décomposition orienté objets?.

En réalité cette question est un piège, car les deux point de vue sont importants:

- ◆ La vue algorithmique souligne l'ordre des événement.
- ◆ La vue orienté objets met l'emphase sur les agents qui causent une action et qui sont sujets sur lesquels ces opérations agissent.

Néanmoins nous ne pouvant construire un système complexe des deux façons en même temps car ce sont des vues complètement orthogonales. L'avantage que nous donne l'approche orienté objets à décrire les systèmes dont la complexité est organisée, nous a pousser à opter pour cette dernière.

La conception orienté objets repose sur des bases techniques éprouvées, dont les éléments sont collectivement appelés le modèle à objets. Ce modèle renferme les principes d'abstraction, d'encapsulation, de modularité, de hiérarchie, de typage, de simultanité, de persistance et de

généricité. En soit aucun des principes n'est nouveau. Ce qui est important au sujet du modèle à objets, c'est que ses éléments sont mis ensemble d'une façon synergique.

RENCH l'a bien prédit : « Mon opinion est que la programmation orientée objets sera dans les années 80 ce que la programmation structurée a été dans les années 70. Chacun en sera partisan. Chaque fabricant clamera que ses produits la supportent. Chaque responsable lui rendra hommage. Chaque programmeur la pratiquera (différemment). Et personne ne saura au juste ce qu'elle est. ».

Neanmoins on va définir les trois concepts importants de la P.O.O:

- *L'encapsulation*: décrit la réunion des données et des codes de programmes dans un objet. Car c'est d'ailleurs très proche de notre perception du monde, car nous classons aussi ce qui nous entoure comme des objets, en fonction des capacités et attributs qui leur sont inhérent.

- *L'héritage*: décrit la possibilité de construire des hiérarchies d'objets dans lesquelles comme dans un arbre généalogique, plusieurs objets peuvent découler d'un prédécesseur commun. Ils héritent de son code de programme et de ses données mais ils peuvent les étendre pour réaliser des objets toujours plus complexes.

- *La généricité ou (polymorphisme)*: tient du procédé à l'aide duquel des routines de mêmes noms, qui ont été implémentées différemment chez tous les membre de la même hiérarchie d'objets, peuvent être appelées indépendamment de l'objet en cour de manipulation.

III.2. La P.O.O. sous Windows:

Les grandes évolutions ne laissent jamais indifférent, mais elles ont leurs tenant et leurs détracteurs. Après la sortie de Windows 3.0 en juin 1990, celui-ci fut aussitôt sur toutes les lèvres et devient l'enfant chéri des entreprises.

Les grandes firmes soft, à leur tête Microsoft, se sont précipiter pour développer des logiciels pour l'environnement Windows, vu les facilités et les avantages qu'il présente.

Actuellement, on entend parler de la mort incontournable du MS DOS et l'apparition d'un Windows (NT) qui va prendre la place.

Pour les développeurs la réalité est là; il faut se préparer à la nouvelle générations des logiciels informatiques.

Le système Windows présente une structure Orientée Objets. Il fournit une bibliothèque « *ObjectWindows* » souvent connue sous le nom « *OWL* » (Object Windows Linker), riche en applications et outils de programmation, et qu'on peut utiliser grâce au principe de l'héritage. Les avantages de la Programmation Orientée Objets, sont maintenant évidents.

Pour Windows chaque programme est une application qui lui est étroitement liée. Elle est pareil à une feuille qui pousse sur la branche d'un arbre. Un des ingénieurs de *Microsoft* a dit un jour : « Il n'y a pas plusieurs programmes pour Windows, mais il y a qu'un seul programme qui s'appelle Windows... ».

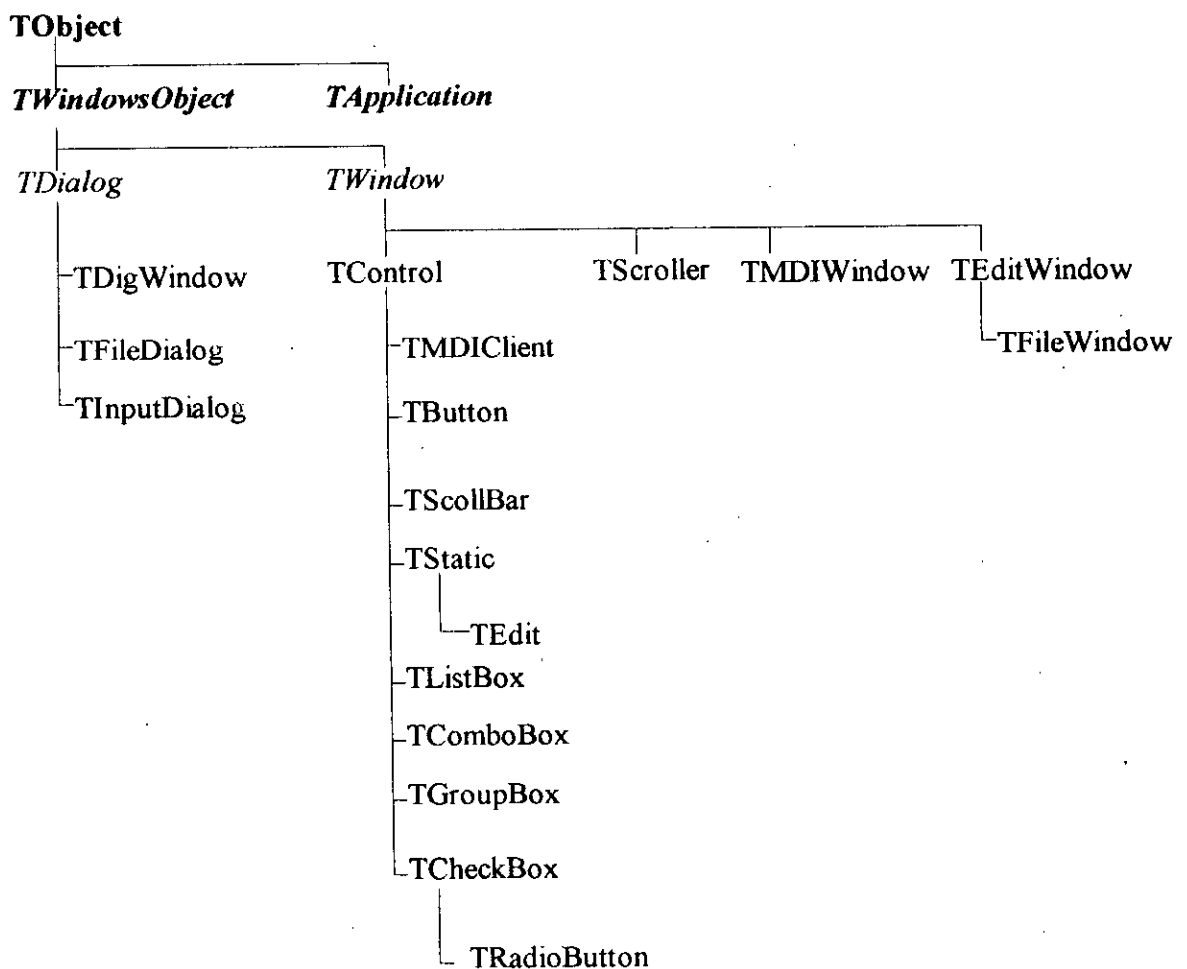


Fig. (3) La hiérarchie des objets dans « *ObjectWindows* ».

La bibliothèque « *ObjectWindows* » a été reprise par la majorité des langages de P.O.O. pour Windows. La nomenclature des objets a été standardisée. Il n'y a pratiquement aucune

différence entre le C++ pour Windows et le Pascal pour Windows (le langage qu'on a utilisé pour développer notre logiciel).

On va présenter la hiérarchie de « *ObjectWindows* » : elle est composée essentiellement de deux objets *TWindowsObject* et *TApplication* comme le montre la figure (3) qui sont nécessaires pour un programme minimum pour Windows. Les autres Objets dérivent en majorité de ces derniers à l'exception de *TStream* et *TCollection* qui hérite de l'abstraction générale d'un Objet qui est *TObject*. Ils ont pour rôle le contrôle des fichiers de sauvegardes, pour *TStream* et ses fils et les collections d'informations et des flux de données pour *TCollection* et ses dérivées.

III.3. Présentation du logiciel IDF (fig.4):

Comme toute application Windows, notre modèle comprend deux objets essentiels *TMyApplication* qu'on a hérité de *TApplication* et *TStepwindow* qui hérite de *TWindow* (l'objet fils de *TObjectWindow*). Le premier a pour rôle de gérer le code du programme et dériver les messages adressés aux objets implémentés il joue le rôle d'un standard téléphonique. Le second sert de secrétaire pour le premier, c'est lui qui gère le menu principale, les affichages dans la fenêtre mère et prend le relais des messages adressés aux fenêtres filles.

Dans ce dernier on a implémenté 4 objets principaux qui représentent les différentes phases importantes de notre programme (*TStation*, *TCalibrage*, *TDigitalise*, *TAfStat*). Ils héritent tous de *Tdialog* pour qu'ils permettent le dialogue avec l'utilisateur du logiciel. Un cinquième Objet (*FileSource*) qui hérite de *TDosStream* (objet fils de *TStream*) sert de banque de données pour les quatre premiers il contient les informations de la station pluviométrique, la liste des pluies digitalisées par *TDigitalise* après avoir assuré le clivages des bandes pluviométriques par *TCalibrage*. *TAfStat* utilise un autre objet qu'on a nommé *TStat* qui assure l'étude statistique à savoir:

- ◆ La recherche des intensités max pour les différentes durées.
- ◆ Les tests statistiques (Indépendance, Homogénéité et valeurs extrêmes).
- ◆ L'ajustement par une loi de distribution et le test Kolmogorov pour le choix de la loi.
- ◆ Le calcul des quantiles et détermination des intensités pour chaque durée et pour chaque période.
- ◆ La recherche des paramètres de la loi IDF.

L'affichage des résultats dans la boîte de dialogue est assuré par *TAfStat*.

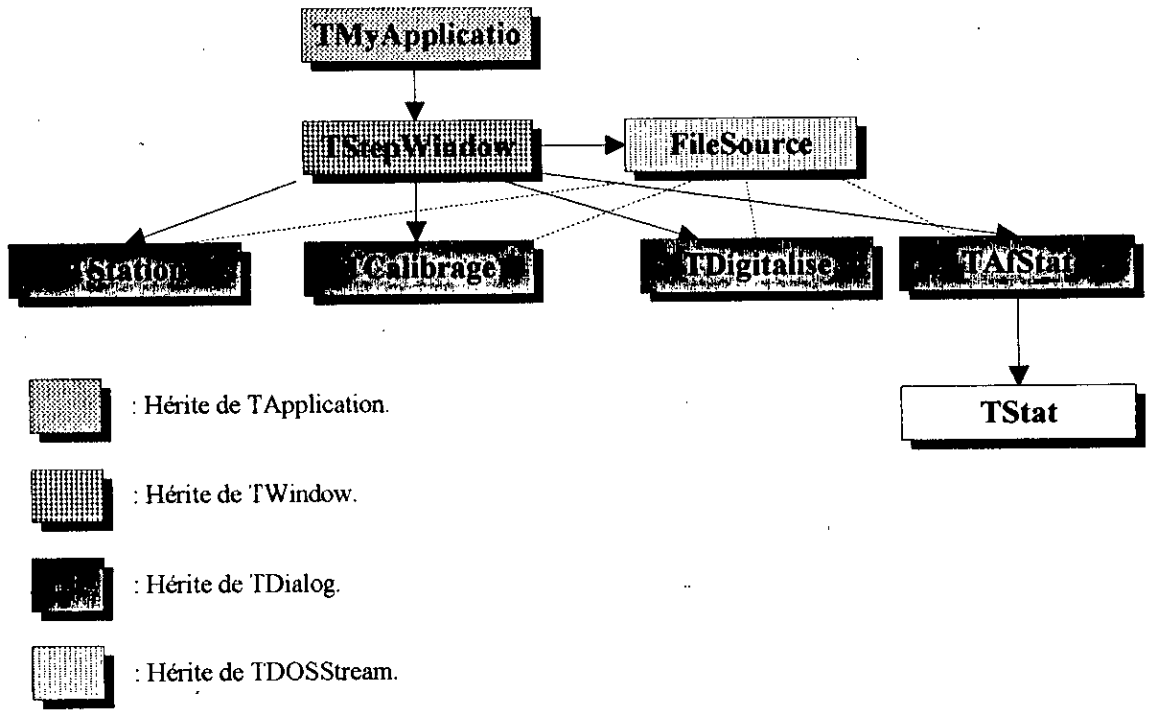


Fig. 4 : L'architecture générale du Programme IDF.

Les résultats donnés par l'étude statistique sont sauvegardé par un autre objet de type TDOSStream. On peut récupérer ainsi les paramètres de la loi IDF et les valeurs des intensités qu'on a obtenu après l'ajustement, puis on les insert dans un logiciel de graphisme (GRAPHER pour Windows) pour obtenir les courbes IDF.

III.4. Horizons du logiciel « IDF »:

Notre étude rentre dans un projet global qui a pour but l'élaboration d'une carte pluviométrique à partir des paramètres de la loi IDF. Le format des données choisi pour les enregistrements des pluies sera une base de données pour les lois régionales. Pour cela l'étude doit être reprise et améliorée dans cette optique.

CHAPITRE IV

Résultats et interprétations

Nous avons déroulé le logiciel pour la station de Birmourad-Rais qui a fonctionné depuis 1978, en somme 16 ans de données pluviographiques. Malgré la taille de l'échantillon qui est très inférieure à 35 ans (La valeur suffisante pour avoir un bon ajustement), il a comme même donné des résultats acceptables. Ce problème de manque de données est fréquent pour la totalité des stations pluviographiques existantes en Algérie. Souvent on a des séries manquantes due au mauvais entretiens de ces stations.

IV.1. Présentation des résultats:

Le balayage automatiques des données fait par le logiciel consiste à une discrétisation de l'échelle du temps en pas de 5 min puis la détermination des intensités max. en faisant un glissement de 5 min sur l'intervalle de temps qui constitue la durée de la pluie séparée.

Pour chaque pluie on détermine donc les intensité max. qui correspondent à la série de durée mentionnées dans le tableau si dessous.

Pour une série de pluie d'une année on ne choisie qu'une valeur qui est le max. des différents max. déjà déterminés.

Après avoir vérifié les critères statistiques (indépendance et homogénéité), on choisit la loi de distribution par le test de Kolmogorov-Smirnov. Pour notre cas la loi choisie est la Log-normale. Ceci confirme les études précédentes sur le nord Algérien.

L'estimation des quantiles est alors effectuée par la loi choisie (voir tableau 4). Les valeurs obtenues sont proches des valeurs observées ce qui valide l'estimation faite.

La loi de Montana généralisée donne de très bons résultats pour des périodes de retours n'excédant

pas les cinquante ans au delà il y a divergence. Cette divergence est due probablement à la taille de l'échantillon qui ne permet pas l'extrapolation pour les périodes importantes, et le fait qu'on pris le coefficient $f = 0$.

Les graphes III et IV montrent que les meilleurs ajustement sont obtenus pour les périodes comprises entre 10 et 40 ans. ces valeurs sont les plus utilisées dans le domaine de l'assainissement.

Les paramètres régionaux de la station Birmourad-Rais obtenus par l'étude statistique ont pour valeurs :

1. $C = 9,817$.
2. $m = 1,026$.
3. $n = -0,312$.

Ces résultats sont vraisemblables car les intensités proportionnelles aux périodes et inversement proportionnelles aux durées.

Les graphes obtenus seront présentés à l'Annexe I.

Tableau [3]

Les intensités max. déterminées à partir de l'analyse fréquentielle

Durées	Période de retour						
	1.1	1.25	2	5	10	20	40
5	4.83E+01	6.27E+01	9.90E+01	1.56E+02	1.99E+02	2.41E+02	2.85E+02
10	3.02E+01	3.80E+01	5.65E+01	8.38E+01	1.04E+02	1.23E+02	1.42E+02
15	2.43E+01	2.99E+01	4.29E+01	6.16E+01	7.47E+01	8.71E+01	9.95E+01
30	1.59E+01	1.97E+01	2.87E+01	4.18E+01	5.10E+01	5.99E+01	6.88E+01
60	1.14E+01	1.40E+01	2.03E+01	2.94E+01	3.58E+01	4.19E+01	4.79E+01
120	7.86E+00	9.55E+00	1.34E+01	1.88E+01	2.26E+01	2.61E+01	2.95E+01
180	6.01E+00	7.29E+00	1.02E+01	1.42E+01	1.70E+01	1.96E+01	2.22E+01
360	3.71E+00	4.46E+00	6.16E+00	8.48E+00	1.01E+01	1.15E+01	1.30E+01
720	1.99E+00	2.39E+00	3.30E+00	4.55E+00	5.40E+00	6.19E+00	6.97E+00
Durée	50	100	1000	10000			
5	3.01E+02	3.48E+02	5.22E+02	6.52E+02			
10	1.49E+02	1.69E+02	2.40E+02	2.91E+02			
15	1.04E+02	1.17E+02	1.61E+02	1.92E+02			
30	7.20E+01	8.12E+01	1.13E+02	1.36E+02			
60	5.01E+01	5.64E+01	7.83E+01	9.37E+01			
120	3.07E+01	3.43E+01	4.63E+01	5.47E+01			
180	2.31E+01	2.57E+01	3.46E+01	4.07E+01			
360	1.35E+01	1.50E+01	1.99E+01	2.33E+01			
720	7.24E+00	8.02E+00	1.07E+01	1.25E+01			

CONCLUSION

CHAPITRE V

Conclusion

Le logiciel « IDF » est conçu pour :

1. Permettre à tout utilisateur d'avoir un outil de digitalisation rapide et esthétique.
2. D'obtenir une banque de données de coefficients régionaux qui vont servir dans l'étude de la cartographie.

Notre étude a permis de relever un certain nombre de remarques. On notera tout d'abord la nécessité d'avoir un enregistrement pluviographique continu au lieu d'un enregistrement par basculements qui ne reflète pas avec précision le déroulement du phénomène de précipitation.

Il est clair que le problème de manque de données pluviographiques déjà mentionné va influencer l'étude de la cartographie.

Notre présente étude a aussi confirmé une fois de plus que la loi Log-Normale est la plus convenable pour le nord Algérien pour les « IDF ».

Enfin nous souhaitons que notre travail constituera un élément de départ dans le projet global qu'est l'élaboration de carte des « IDF » sur l'ensemble du territoire national.

Annexe (J)

Fig.I Courbe IDF pour T=1.1 (Station Birmourad-Rais).

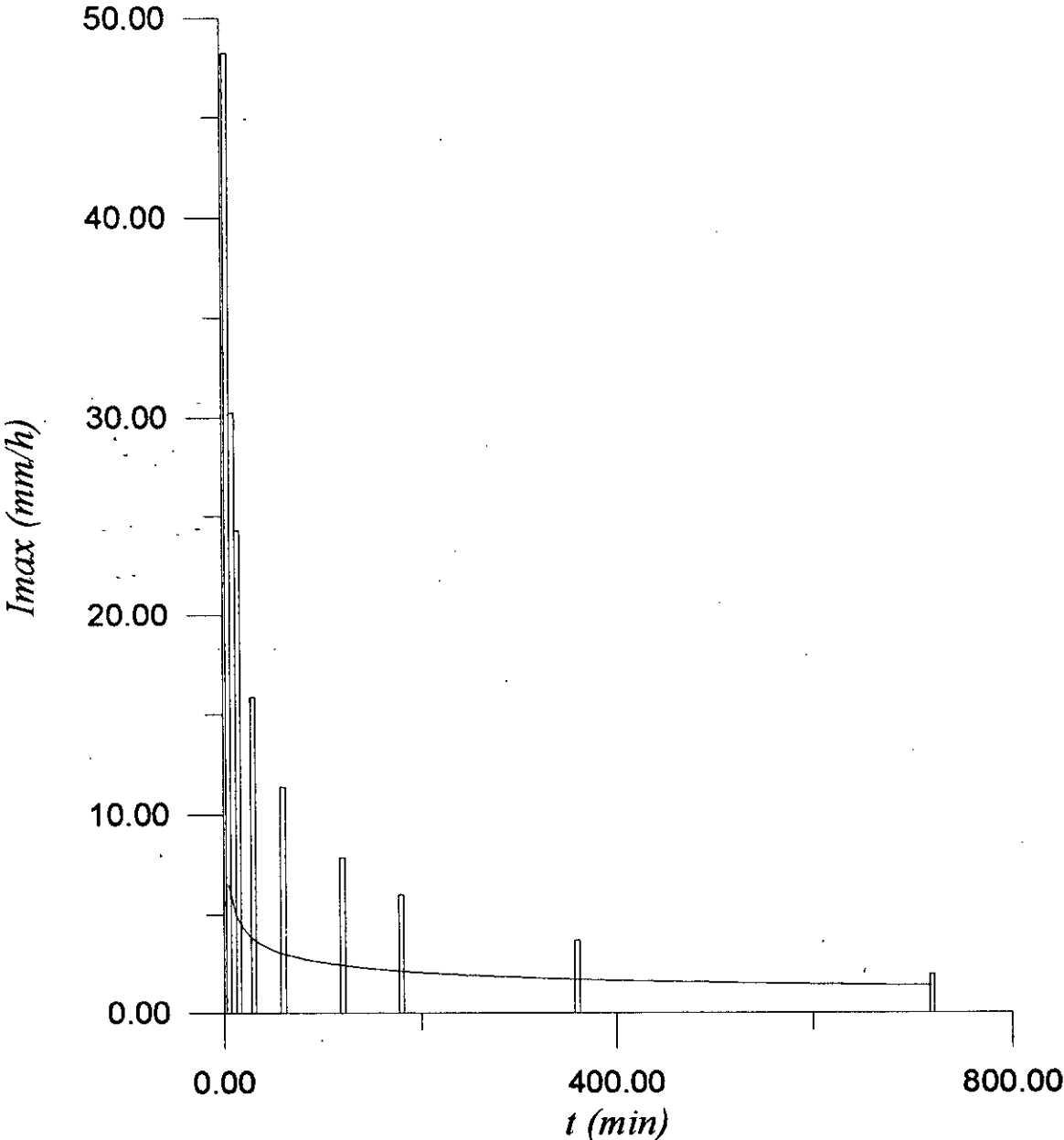


Fig.II Courbe IDF pour T= 5 ans (Station Birmourad-Rais).

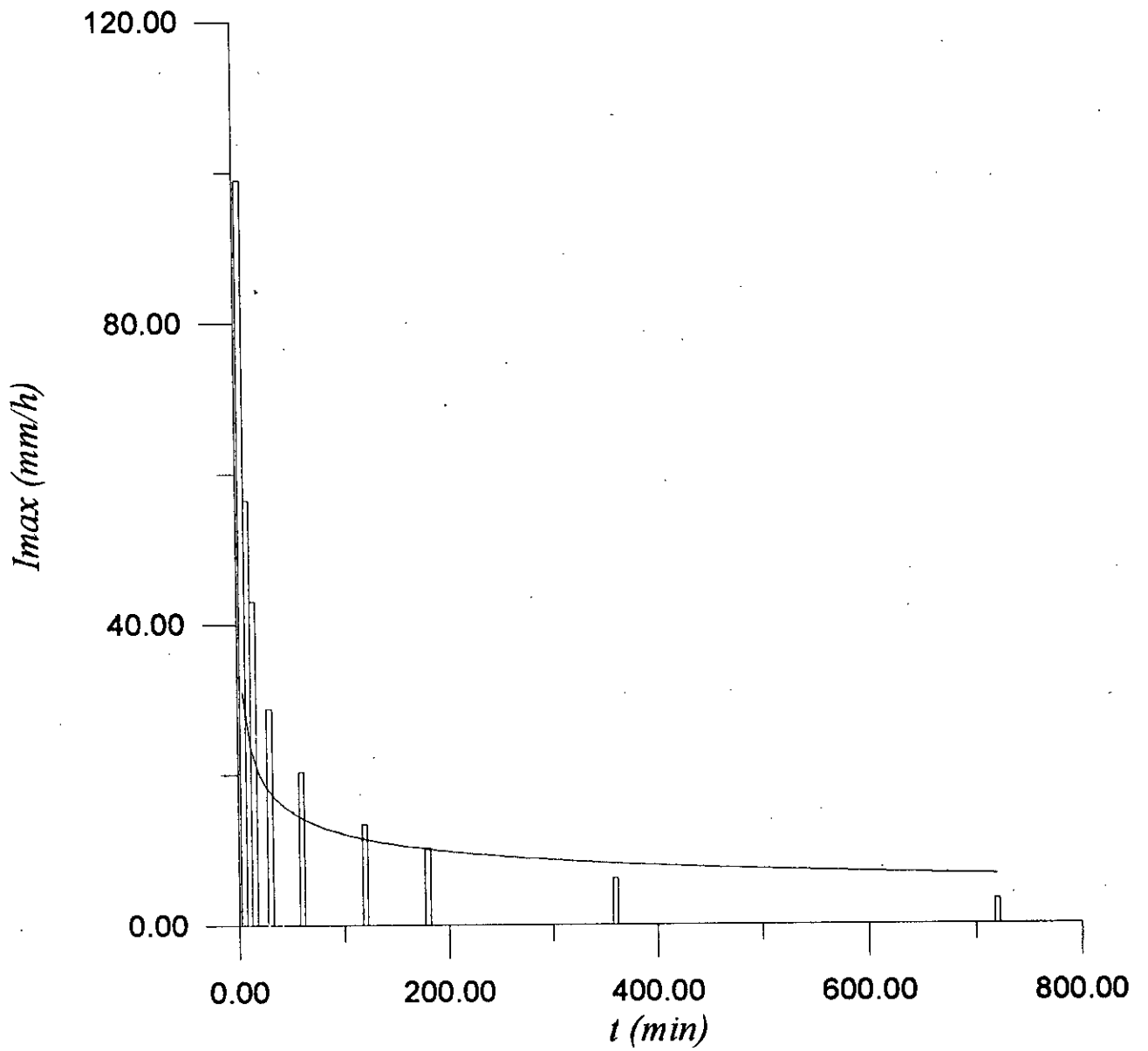


Fig.III Courbe IDF pour T= 10 ans (Station Birmourad-Rais).

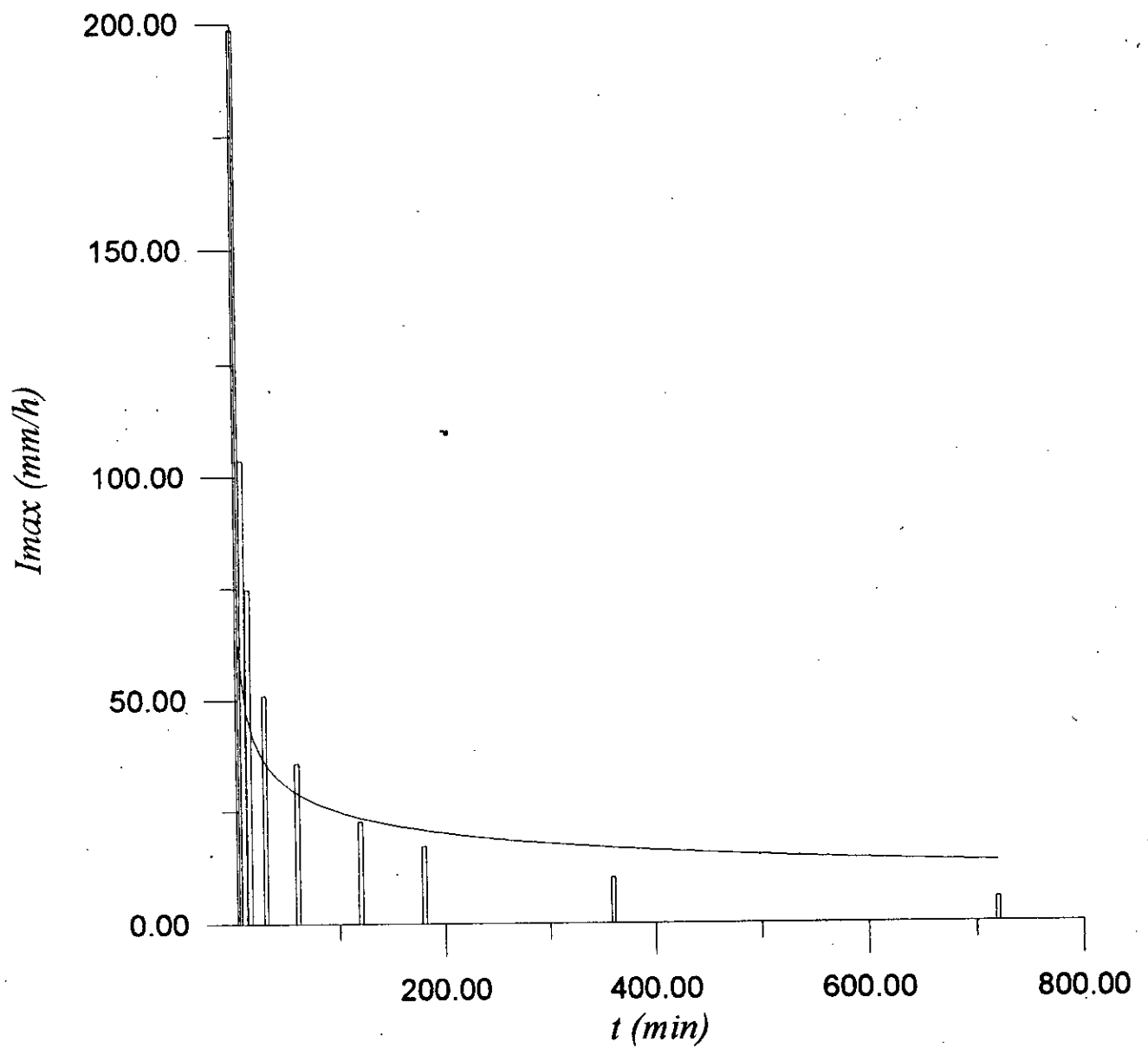


Fig.IV Courbe IDF pour T= 20 ans (Station Birmourad-Rais).

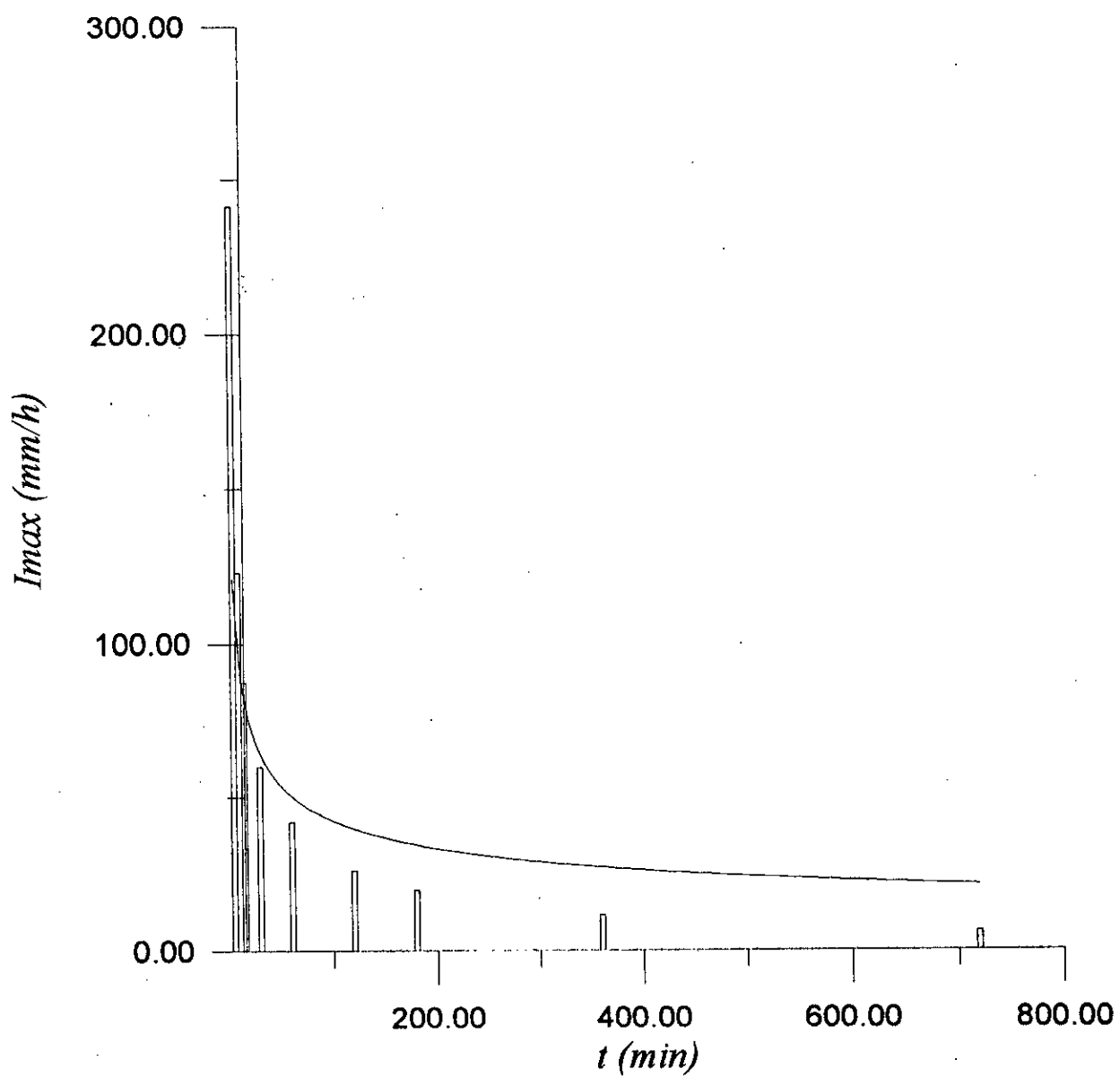
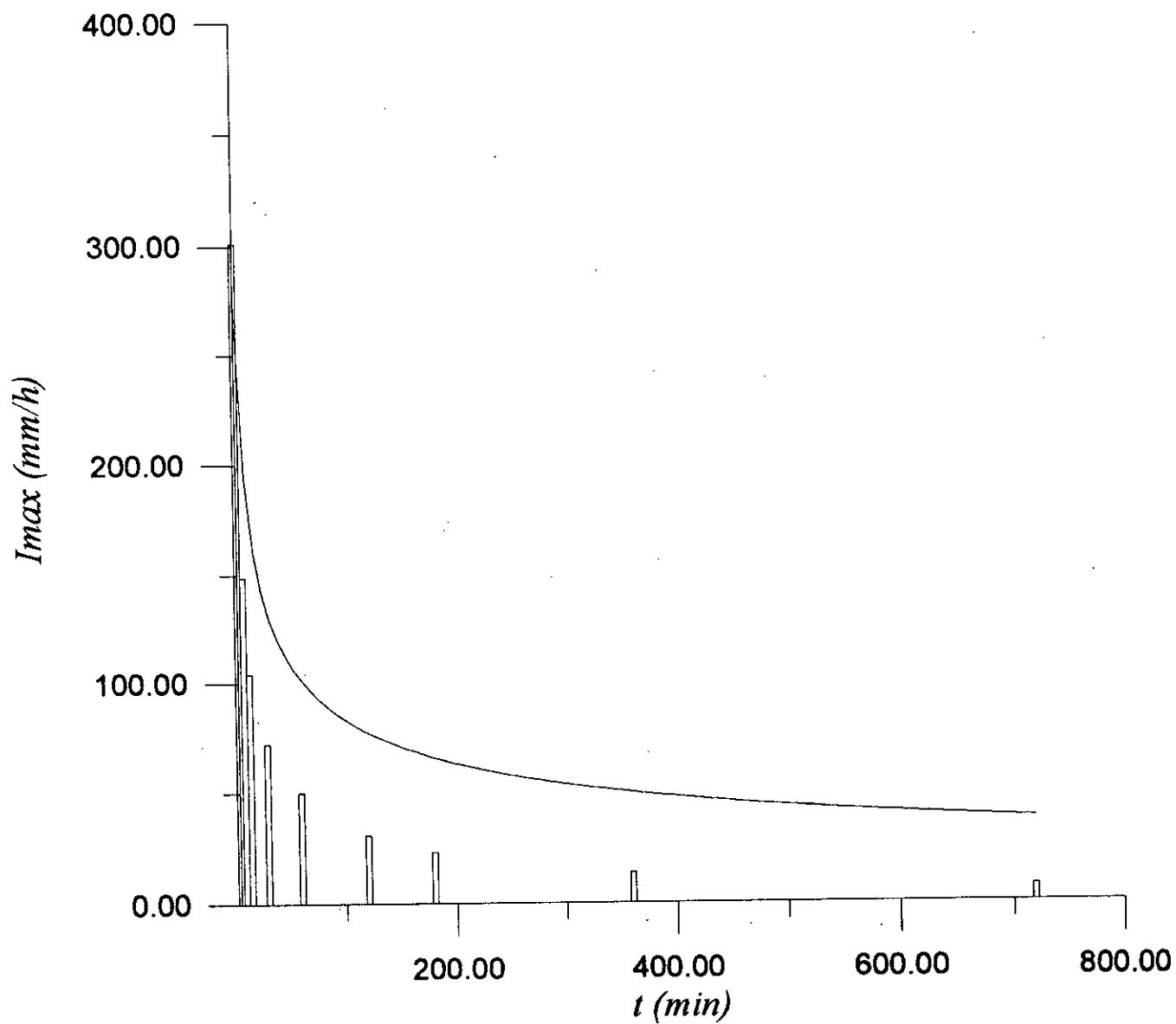
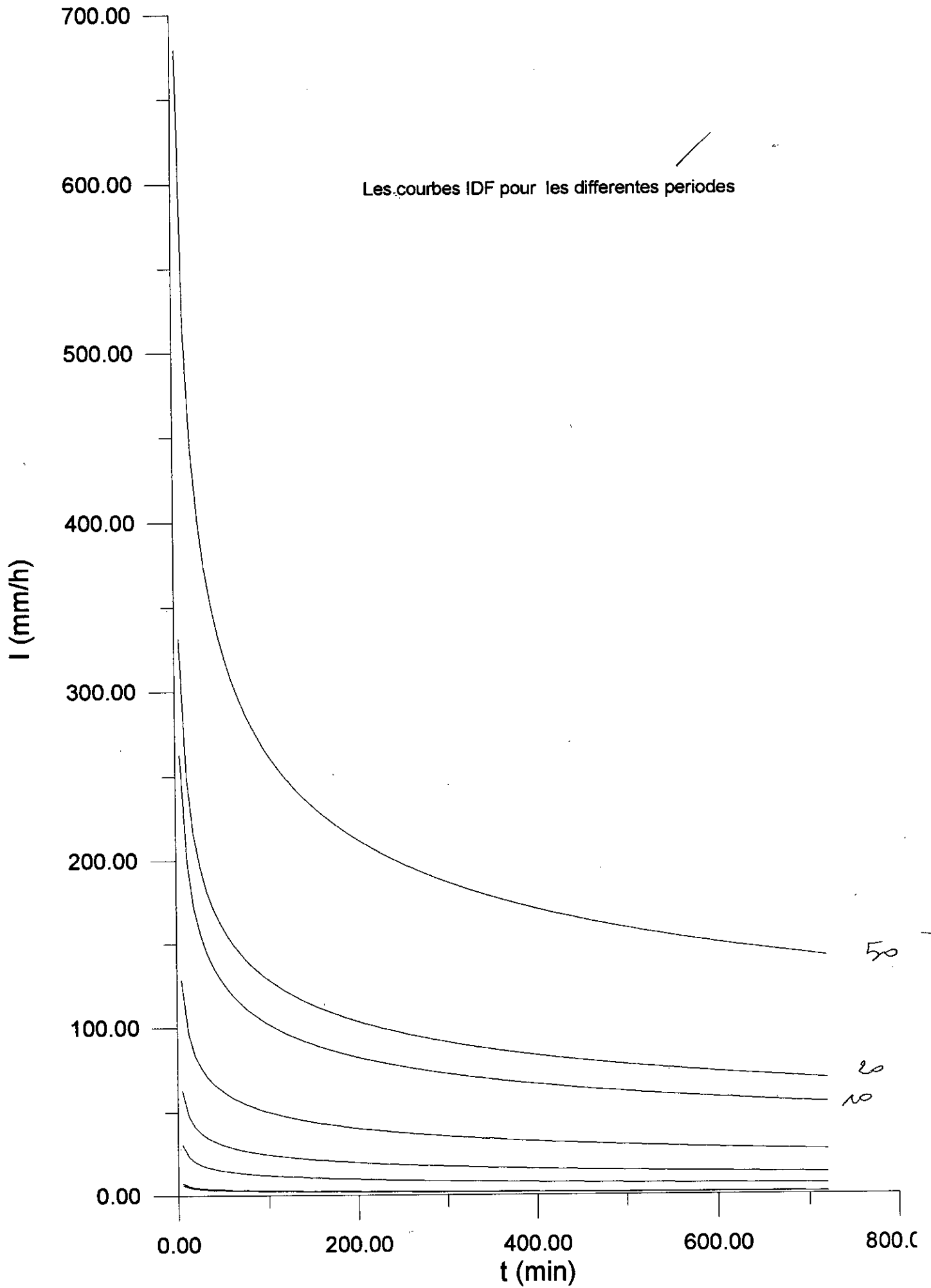


FIG.VI

Courbe IDF pour T=50 (Station Birmourad-Rais) avec coeff. $\mu=0.97$

μ : coefficient correcteur





Annexe (JJ)

Tableau [2] Le facteur de fréquence de la loi Pearson type 3

Période de retour T	Probabilité de non dépassement P(u)	Coefficient d'asymétrie																
		0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0
		1.0001 0.0001	-3.719	-3.299	-2.899	-2.525	-2.184	-1.884	-1.628	-1.418	-1.247	-1.111	-1.000	-0.800	-0.667	-0.571	-0.500	-0.444
1.0010 0.0010	-3.090	-2.808	-2.533	-2.268	-2.017	-1.786	-1.577	-1.394	-1.238	-1.107	-0.999	-0.800	-0.667	-0.571	-0.500	-0.444	-0.400	
1.0101 0.0100	-2.326	-2.178	-2.029	-1.880	-1.733	-1.588	-1.449	-1.318	-1.197	-1.087	-0.990	-0.799	-0.667	-0.571	-0.500	-0.444	-0.400	
1.0204 0.0200	-2.054	-1.945	-1.834	-1.720	-1.606	-1.492	-1.379	-1.270	-1.166	-1.069	-0.980	-0.798	-0.666	-0.571	-0.500	-0.444	-0.400	
1.0256 0.0250	-1.960	-1.864	-1.764	-1.663	-1.559	-1.455	-1.352	-1.250	-1.152	-1.060	-0.975	-0.797	-0.666	-0.571	-0.500	-0.444	-0.400	
1.0526 0.0500	-1.645	-1.586	-1.524	-1.458	-1.389	-1.317	-1.243	-1.168	-1.093	-1.020	-0.949	-0.790	-0.665	-0.571	-0.500	-0.444	-0.400	
1.1111 0.1000	-1.282	-1.258	-1.231	-1.200	-1.166	-1.128	-1.086	-1.041	-0.994	-0.945	-0.894	-0.777	-0.711	-0.660	-0.570	-0.500	-0.444	
1.2500 0.2000	-0.842	-0.850	-0.855	-0.857	-0.856	-0.852	-0.844	-0.832	-0.817	-0.799	-0.777	-0.711	-0.636	-0.562	-0.498	-0.444	-0.400	
2 0.5000	0.000	-0.033	-0.067	-0.099	-0.132	-0.164	-0.195	-0.225	-0.254	-0.281	-0.307	-0.360	-0.396	-0.413	-0.413	-0.400	-0.379	
5 0.8000	0.842	0.830	0.816	0.800	0.780	0.758	0.733	0.705	0.675	0.643	0.609	0.518	0.420	0.322	0.226	0.137	0.058	
10 0.9000	1.262	1.301	1.317	1.329	1.336	1.340	1.340	1.337	1.329	1.318	1.303	1.250	1.180	1.096	1.001	0.900	0.795	
20 0.9500	1.645	1.700	1.750	1.797	1.839	1.877	1.910	1.938	1.962	1.981	1.996	2.012	2.003	1.971	1.920	1.853	1.773	
40 0.9750	1.960	2.053	2.142	2.227	2.308	2.384	2.455	2.521	2.582	2.638	2.689	2.793	2.867	2.913	2.933	2.931	2.909	
50 0.9800	2.054	2.159	2.261	2.359	2.453	2.542	2.626	2.706	2.780	2.848	2.912	3.048	3.152	3.226	3.274	3.298	3.300	
100 0.9900	2.326	2.472	2.615	2.755	2.891	3.023	3.149	3.271	3.388	3.499	3.605	3.845	4.051	4.225	4.368	4.483	4.573	
1000 0.9990	3.090	3.377	3.666	3.956	4.244	4.531	4.815	5.095	5.371	5.642	5.908	6.548	7.152	7.720	8.253	8.752	9.220	
10000 0.9999	3.719	4.153	4.597	5.047	5.501	5.957	6.412	6.867	7.318	7.766	8.210	9.299	10.354	11.373	12.357	13.305	14.220	

STATISTICAL TREATMENT OF FLOODS

PLUVIOGRAPHE A AUGETS BASCULEURS - MODELE M.N.

Hauteur de la bague au-dessus du sol :

8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 0 1 2

UN TRAIT FORT
202 25 111 12 5 20 35

22 mm

BAGUE 2.000 cm² : UN TRAIT FORT tous les millimètres de pluie - BAGUE 400 cm² : UN TRAIT FIN tous les millimètres de pluie.

Pour obtenir le T.U. ajouter, retrancher

M. N. no 1049 bis

Bibliographie

- [1]. **BERNARD BOBEE & FAHIM ACHKAR**, *The gamma family and derived distributions applied in hydrology*, U.S. Library of congress catalog card.
- [2]. **BORLAND INTERNATIONAL**, *Turbo Pascal pour Windows (Guide du programmeur)*, Borland International 1987-1991.
- [3]. **C.SAPORTA**, *Théories et méthodes de la statistique*, Editions Technip.
- [4]. **GARDY BOOCH**, *Conception orientée objets et applications*, Addison-Wesley Publishing Company 1992.
- [5]. **KEITH E. GORLEN, SANFORD M. ORLOW & PERRY S. PLEXICO**, *Conception et programmation orientées objets en C++*, DUNNOD 1991.
- [6]. **MICHAEL TISCHER**, *Turbo Pascal pour Windows en 20 leçons*, Sybex 1991.
- [7]. **N.T. KOTTEGODA**, *Stochastic water resources technology*. The Macmillan Press LTD. 1989
- [8]. **PETER NORTON & PAUL YAO**, *Programmation orientée objets en C++ pour Windows*, Sybex 1992.
- [9]. **PHILIP B. BEDIANT & WAYNE C. HUBER**, *Hydrology and flood plain analysis*. Addison-Wesley. 1989
- [10]. **RAM. S. GUPTA**, *Hydrology and hydraulic systems*, Prentice Hall. 198
- [11]. **VEN TE CHOW , DAVID. R. MAIDMENT & LARRY. W. MAYS**, *Applied hydrology*, Mc Graw Hill. 1988.
- [12]. **YVES GIROUX**, *Borland Pascal 7.0*, Sybex 1993.