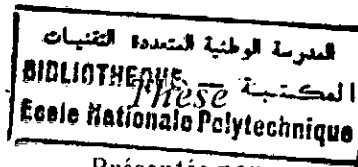


M0031/95A

Ministère de l'Enseignement supérieur et de la recherche scientifique
ÉCOLE NATIONALE POLYTECHNIQUE
Département de Génie Civil



Présentée par

LEILA MOULAI-HAMLAOUI
Ingénieur d'Etat en Hydraulique
(E.N.P.)

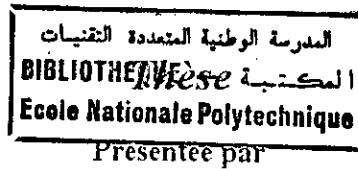
Pour obtenir le titre de
MAGISTER
en HYDRAULIQUE

sujet:

**ETUDE DES PRECIPITATIONS MAXIMALES
JOURNALIERES DANS LA REGION DU CENTRE
ALGERIEN**

Soutenue en Juin 1995 devant le jury composé de :

Président :	A. KETTAB	Maître de conférences, E.N.P.
Rapporteurs :	B. KHAMMARI	Chargé de cours, I.N.A.
	B. AISSANI	Maître assistant, USTHB
Examineurs :	M. CHERRARED	Chargé de cours, E.N.P.
	N. DECHEMI	Maître de conférences, E.N.P.
	Y. MOULOUDI	Chargé de cours, E.N.P.



LEILA MOULAI-HAMLAOUI
Ingénieur d'Etat en Hydraulique
(E.N.P)

Pour obtenir le titre de
MAGISTER
en HYDRAULIQUE

sujet:

**ETUDE DES PRECIPITATIONS MAXIMALES
JOURNALIERES DANS LA REGION DU CENTRE
ALGERIEN**

Soutenu en Juin 1995 devant le jury composé de :

Président :	A. KETTAB	Maître de conférences, E.N.P.
Rapporteurs :	B. KHAMMARI	Chargé de cours, I.N.A.
	B. AISSANI	Maître assistant, USTHB
Examineurs :	M. CHERRARED	Chargé de cours, E.N.P.
	N. DECHEMI	Maître de conférences, E.N.P.
	Y. MOULOUDI	Chargé de cours, E.N.P.

مُدخِصاً

على مستوى الجزائر الوطني، وفي إطار زمني تجاوز
الثلاثين سنة من القياسات الغيثية القموية، حاولنا
تحليل الظاهرة الغيثية انطلاقاً من أسس علم تحليل
المعلومات وعلم الجيوبوجيا الإحصائية و
بإستخدام الرسم الأوتوماتيكي للخرائط، الذي
توصلت منهجيته إلى تقييم مدى ارتباط الخبر
الغيثي بالتضاريس و من ثم تلاحظ حواشيها.

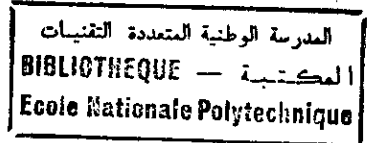
RESUME

Le travail que nous présentons est une contribution à l'étude des champs pluviométriques dans la région du centre Algérien, qui présente un intérêt économique certain pour notre pays. Dans un premier lieu, les précipitations ont fait l'objet d'une analyse statistique portant sur les pluies journalières extrêmes mensuelles observées sur une cinquantaine de postes; ensuite grâce à une étude géostatistique, les résultats d'une cartographie automatique ont montré l'influence du relief sur la répartition de la pluviométrie.

ABSTRACT

The present work is devoted to the technics of data analysis, using extreme values of monthlies rainfalls in the center Algerian area, observed during more than 30 years, on 50 stations. The automatic mapping contribute to the valorisation of relationships between rainfalls and topographic parameters.

REMERCIEMENTS



Ce mémoire a été réalisé sous la direction de Mr B. KHAMMARI, je tiens à lui exprimer ma sympathie et ma profonde gratitude.

Je tiens à adresser mes vifs remerciements à Mr B. AISSANI pour la confiance qu'il m'a témoignée en me permettant de poursuivre la recherche avec lui.

Mes remerciements s'adressent également à Mr N. DECHEMI et Mr A. OUABDESSALAM pour leurs conseils avertis et leurs critiques constructives.

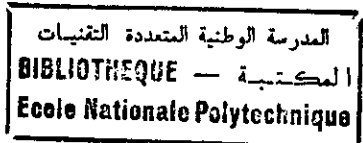
A Mr A. KETTAB qui m'a fait l'honneur de s'intéresser à ce travail et d'accepter d'assurer la présidence de mon jury, Mr M. CHERRARED, Mr N. DECHEMI et Mr Y. MOULOUDI qui ont bien voulu examiner mon document et faire partie de mon jury, j'exprime mes remerciements.

Je remercie aussi Mr OULD AMARA et son équipe du département hydrologie de l'A.N.R.H qui m'ont accueilli parmi eux pendant une année et m'ont facilité l'acquisition et le traitement de base des données.

Sans oublier, je tiens à remercier tous les enseignants du département en l'occurrence Mr BERKANI.

Je n'oublierai pas mon amie Mlle SOUAG Doudja pour tout le soutien qu'elle m'a apporté lors de la réalisation de ce travail.

SOMMAIRE



	Page
INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	1
I - LES PRECIPITATIONS.....	3
I.1 - Définition	
I.2 - Physique des précipitations.....	3
I.3 - Classification des précipitations.....	3
I.3.1 - Précipitations de convection.....	4
I.3.2 - Précipitations orographiques.....	4
I.3.3 - Précipitations cycloniques ou de front.....	5
I.4 - Influence de la mer et de l'altitude sur la pluviosité	5
I.5 - Précipitations maximales.....	5
I.6 - Mesure des précipitations.....	6
I.6.1 - Pluviomètre journalier.....	6
I.6.2 - Mesure des précipitations par radar.....	6
I.6.3 - Télédetection.....	7
II - DOMAINE D'ETUDE.....	8
II.1 - Présentation du domaine d'étude.....	8
II.2 - Conditions climatiques et pluviosité.....	10
II.3 - Caractéristiques climatiques	12
II.4 - Inventaire des données disponibles.....	16
III - CRITIQUE DES DONNEES.....	17

III.1 - Introduction	17
III.2 - Premières vérifications des données	17
III.2.1 - Présentation des données pluviométriques relatives à une station	17
III.2.2 - Elaboration du fichier stations pluviométriques	17
III.3 - Traitement statistique des données	18
III.3.1 - Test d'indépendance	19
III.3.2 - Test d'homogénéité	20
III.3.3 - Test de Grubbs et Beek	21
III.4 - Résultats des tests	22
III.4.1 - Indépendance	22
III.4.2 - Homogénéité	25
III.4.3 - Points singuliers	25
 IV - ANALYSE STATISTIQUE DES SERIES	 27
IV.1 - Introduction	27
IV.2 - Analyse fréquentielle	27
IV.2.1 - Choix de l'échantillon	27
IV.2.2 - Choix de la loi de distribution	35
IV.2.3 - Propriétés mathématique de la loi Gamma	35
IV.2.4 - Propriétés statistiques	37
IV.2.5 - Estimation des paramètres de la loi	39
IV.2.6 - Calcul de l'intervalle de confiance d'un élément X_t de période de retour T	41
IV.2.7 - Interprétation des résultats	42
IV.3 - Détermination de la hauteur maximale probable possible	50
IV.3.1 - Choix de la méthode d'estimation	50
IV.3.2 - Méthode statistique	51
IV.4 - Conclusion	54

V - CONCEPTION DE L'APPROCHE GÉOSTATISTIQUE.....	56
V.1 - Introduction.....	56
V.2 - Procédés d'estimation analytique.....	56
V.2.1 - Intérpolation linéaire par triangulation.....	56
V.2.2 - Interpolation polynomiale.....	56
V.2.3 - Interpolation par moindres carrés.....	57
V.2.4 - Interpolation par les méthodes de pondération.....	57
V.3 - Limites des méthodes d'interpolation.....	59
V.4 - Procédé géostatistique.....	60
V.4.1 - Analyse structurale - variographie.....	60
V.5 - Estimation : Krigeage.....	70
V.5.1 - Cas stationnaire : Krigeage simple.....	70
V.5.2 - Cas non stationnaire:krigeage universel:.....	76
VI . APPLICATION DE LA GÉOSTATISTIQUE A	
LA CARTOGRAPHIE DES VARIABLES PLUVIOMETRIQUES.....	79
VI.1 - Données a cartographier.....	79
VI.2 - Etude statistique.....	79
VI.3 - Construction du variogramme.....	85
VI.4 - Validation des modeles.....	88
VI.5 - Krigeage.....	93
VI.6 - Interpretation des cartes.....	95
VI.7 - Conclusion.....	99
CONCLUSION GÉNÉRALE.....	100
BIBLIOGRAPHIE.....	103
ANNEXES	106

LISTE DES FIGURES

Figure II.1 - Domaine d'étude.....	0
Figure III.2 - Test d'homogénéité.....	20
Figure IV.1 - Ajustement des pluies max. à la loi Gamma à 2 paramètres pour les différentes variantes.....	30
Figure IV.2 a - Ajustement des pluies max. à la loi Gamma 2.....	44
Figure IV.2.b - Ajustement eds pluies max. à la loi PEARSON III.....	45
Figure V.1 - Comportement du variogramme à l'origine.....	67
Figure V.2 - Comportement du variogramme à l'infini.....	68
Figure V.3 - Comportement pépitique du variogramme.....	68
Figure V.4 - Principaux modèles de variogrammes utilisés.....	69
Figure VI.1 - Histogramme de la variable X_2	81

Figure VI.2 - Histogramme des $\log X_2$	82
Figure VI.3 - Ajustement de la variable X_2 à la loi normale.....	83
Figure VI.4 - Ajustement de $\log X_2$ à la loi normale.....	84
Figure VI.5 - Variogramme experimental de $\log X_2$	86
Figure VI.6 - Histogramme des erreurs.....	89
Figure VI.7 - Représentation spatiale des écarts... ..	91
Figure VI.8 - Ajustement à un modèle Gaussien de $\log X_2$	92
Figure VI.9 - Carte des pluies max. decennales.....	96
Figure VI.10 - Bloc diagramme isométrique de la région d'Alger.....	97
Figure VI.11 - Carte des écarts-types d'estimation de la pluie decennale.....	98

L'urbanisation, le développement social et l'aménagement croissants des petits bassins versants posent avec acuité le problème de la maîtrise de l'eau dans les régions où les précipitations sont très irrégulières tant du point de vue spatial que temporel.

La connaissance des différents paramètres caractéristiques des pluies extrêmes s'avère primordiale dans l'estimation des débits de crue. De ce fait, il est très important de fournir au projeteur une étude synthétique des pluies tenant compte de l'ensemble des informations.

Dans le souci de donner une image synthétique du phénomène pluviométrique dans la région du centre Algerien, nous avons procédé à la cartographie des pluies de fréquences rares qui seront utilisées dans le dimensionnement de certains ouvrages hydrauliques .

En premier lieu, nous avons effectué une analyse critique des séries de pluies maximales journalières mensuelles et ce pour assurer le contrôle de qualité de ces données.

Les pluies de fréquences rares sont alors déterminées par des études statistiques basées sur deux approches complémentaires:

- une analyse fréquentielle des séries de pluies maximales,
- une estimation statistique de la pluie maximale probable pouvant survenir dans la région.

En seconde phase, une étude géostatistique des pluies de fréquences rares est faite en trois étapes:

- une analyse statistique des paramètres estimés dans la première partie;
- une analyse structurale à l'aide de variogrammes;
- estimation spatiale de ces paramètres par une méthode d'interpolation basée sur krigeage en voisinage glissant.

CHAPITRE I. LES PRÉCIPITATIONS

I.1 - DÉFINITION:

En hydrologie, le terme précipitation désigne toute quantité d'eau formée par condensation de la vapeur d'eau atmosphérique et entraînée par la pesanteur jusqu'au sol où elle parvient sous forme liquide ou solide.

I.2 - PHYSIQUE DES PRÉCIPITATIONS:

La cause de la condensation de la vapeur d'eau atmosphérique est le refroidissement de l'air par un soulèvement qui peut être: frontal, convectif ou orographique. Mais, pour qu'il y ait précipitation, il ne suffit pas qu'il y ait condensation: il faut encore que les gouttelettes microscopiques (d'un diamètre variant entre 10 et 20 μ m) qui forment les nuages, grossissent jusqu'à une taille telle que leur vitesse de chute dans l'air l'emporte sur les courants ascendants. Les gouttes de pluie ont une taille de 0,5 à 5mm et une vitesse de 2 à 15m/s.

I.3 - CLASSIFICATION DES PRÉCIPITATIONS:

Nous pouvons diviser les précipitations en trois classes sur la base des phénomènes météorologiques qui leur donnent naissance.

I.3.1 - PRÉCIPITATION DE CONVEXION:

Par temps chaud, des masses d'air situées au voisinage du sol sont chauffées par l'action directe du soleil et indirectement par le sol. Cet air contenant de la vapeur d'eau (sans pour cela être nécessairement saturé), va se dilater. Il se forme alors, des cellules de convection dans lesquelles les masses d'air s'élèvent en refroidissant d'environ $0,6^{\circ}\text{C}$ par 100 m. Lorsque l'air atteint le niveau de condensation, il y a formation de nuages.

Si le courant de convection vertical initial est assez intense et peut se produire suffisamment longtemps, on conçoit que le système nuageux, ainsi formé, peut atteindre une zone où règne une température assez basse ou un degré de turbulence assez fort pour déclencher la pluie. Ces précipitations peuvent être accompagnées d'éclairs, de coups de foudre et de vents locaux, et parviennent entièrement sous forme de pluies et occasionnellement de grêle.

I.3.2 - PRÉCIPITATIONS OROGRAPHIQUES:

Lorsqu'une masse d'air humide, se déplaçant horizontalement, rencontre une barrière montagneuse, il y a apparition d'un courant ascendant; l'air se refroidit alors suivant le gradient de température atmosphérique jusqu'à atteindre le niveau de condensation puis le niveau de déclenchement des précipitations. Les premières précipitations se font sous forme de pluie mais, si l'ascendance se poursuit, il y a formation de neige.

I.3.3 - PRÉCIPITATIONS CYCLONIQUES OU DE FRONT:

Ce type de précipitations se produit lorsque deux masses d'air de propriétés physiques (température et humidité) différentes se rencontrent.

Schématiquement, les masses d'air chaud et humide ont tendance à monter en altitude alors que les masses d'air froid se glissent sous l'air chaud.

L'ascendance des masses d'air chaud et humide, provoque un refroidissement énergétique et une condensation active qui peuvent être suffisants pour produire des précipitations. Ce type de précipitation est très fréquent et provoque des pluies abondantes et durables.

I.4 - INFLUENCE DE LA MER ET DE L'ALTITUDE SUR LA PLUVIOSITÉ:

Le régime maritime est caractérisé par des pluies d'hiver et un été relativement sec. Les précipitations vont en décroissant au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la mer.

La pluviosité augmente avec l'altitude du bassin jusqu'à une certaine hauteur dite de "l'optimum pluvial".

I.5 - PRÉCIPITATION MAXIMALE:

Les précipitations maximales sont les plus fortes pluies enregistrées durant un laps de temps (durée = 1h, ..., 6h, 24h) sur différentes périodes de l'année. En général, on considère les précipitations maximales journalières, mensuelles ou annuelles.

I.6 - MESURE DES PRECIPITATIONS:

Il y a plusieurs procédés de mesure des précipitations, parmi lesquels:

I.6.1 - Pluviomètre journalier:

C'est un sceau transparent en matière plastique, dont le fond cône gradué permet une lecture directe.

Il n'existe pas de normalisation internationale de la forme du pluviomètre, ce qui est sans grand inconvénient, puisque cette forme est sans importance quand le site de mesure est abrité.

L'unité de mesure habituelle est le millimètre, c'est à dire le litre par mètre carré, et les récipients de mesure sont gradués en dixième de millimètre.

I.6.2 - Mesure des précipitations par radar:

La réflexion des ondes centimétriques (5 et 10 cm de longueur d'onde) sur les gouttes d'eau fournit sur l'écran radar une image instantanée des contours des zones où il pleut dans un rayon de l'ordre de 200 Km en plaine. Mais les espoirs qu'a suscité, depuis 1950, l'emploi de ce procédé ont été en partie déçus par plusieurs limitations:

- il ya fréquemment des aberrations dues à des réflexions parasites sur des obstacles au sol, particulièrement gênantes en région accidentée,

- la réflexion sur des flocons de neige diffère selon leur structure cristalline ce qui complique l'interprétation en saison froide,

- à grande distance l'altitude des échos est de plus en plus grande, et leur corrélation de plus en plus lâche avec la précipitation réelle qui atteint le sol.

Outre ces limitations techniques, le coût élevé du radar met en regard son utilisation.

I.6.3 - Télédétection:

L'altitude du sommet des nuages, évaluée par la brillance des images obtenues par satellite, fournit une estimation spatiale des précipitations en cours dans une région. Cette cartographie est peu précise, avec des incertitudes de localisations dépassant 10 Km, mais peut fournir sur un grand bassin, une esquisse du régime des précipitations.

CHAPITRE II. DOMAINE D'ETUDE

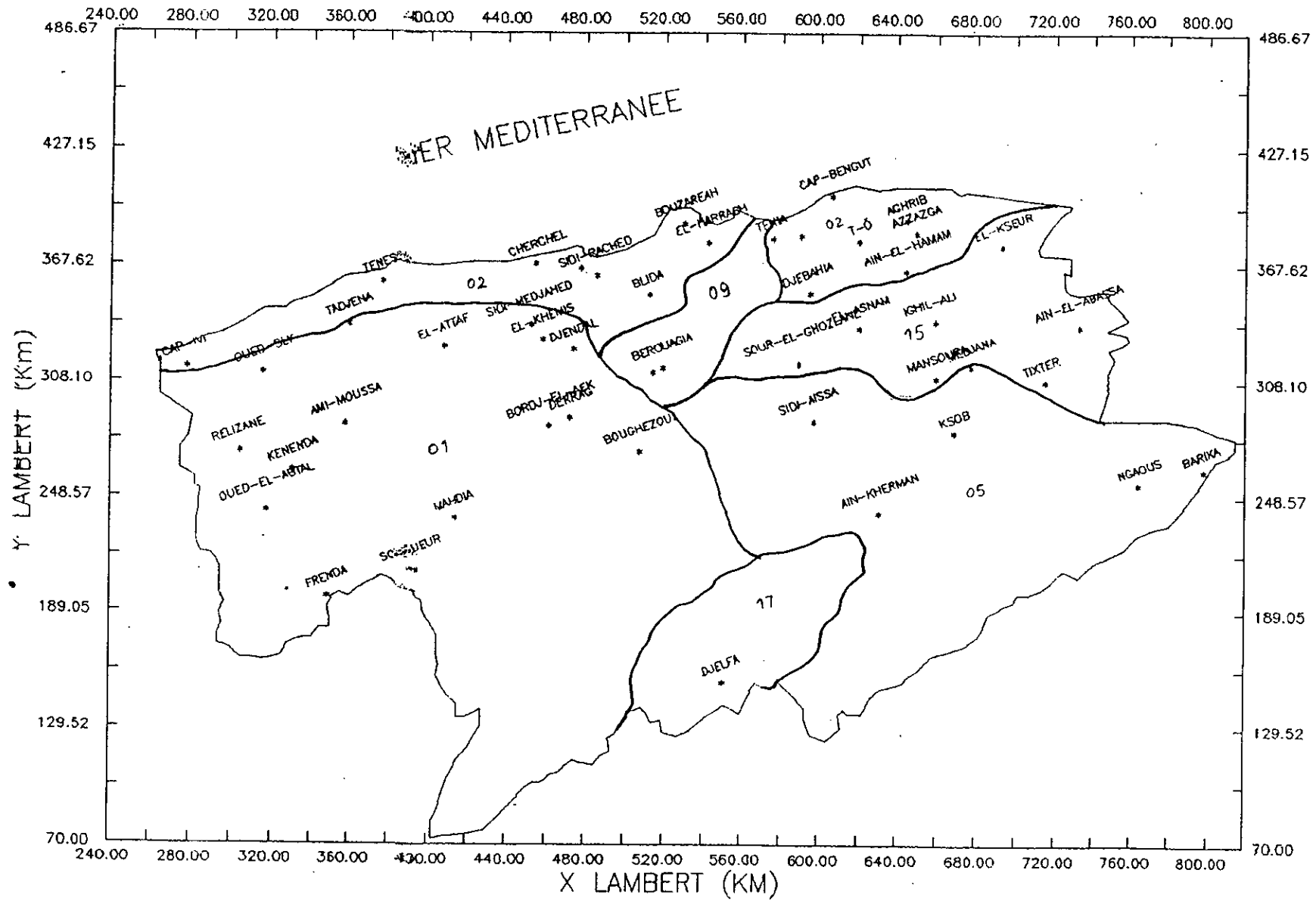
II.1 - PRÉSENTATION DU DOMAINE D'ÉTUDE:

Le domaine étudié couvre le bassin côtier Algérois (02), le bassin de l'Isser (09), la Soummam (15), le Hodna (05), le Chelif (01) ainsi que le Zahrez (17). La région d'Alger qui couvre l'Isser et la partie centrale du côtier Algérois, celle-ci avec une superficie de 8720 Km^2 , est située au centre de l'Algérois du nord, entre la cote Dahra et le bassin du Chelif à l'ouest, et les bassins du Sebaou et de la Soummam à l'est. Cette région ne forme pas un bassin hydrologique unique car elle est composée de plusieurs bassins individuels, le plus important de ceux-ci est l'Isser, avec une cuve de drainage de 9210 Km^2 .

Le bassin ouest de la Soummam, avec une superficie de 9200 Km^2 , se compose de deux plateaux (plateaux de Bouira et de Setif) et d'une vallée longue de 150 Km qui est la vallée du sahel Soummam (représentant la partie est du côtier Algérois). Au nord, il est limité par les montagnes de grande Kabylie. Au sud, par les contreforts des montagnes du Hodna. A l'ouest, il comprend le plateau de Bouira et à l'est, le plateau de Setif.

Le système de drainage principal du bassin comprend vers l'ouest, l'oued Sahel et ses affluents et vers l'est, l'oued Boussellam et ses affluents. Ces deux rivières se réunissent près d'Akbou pour former l'oued Soummam qui se jette dans la Méditerranée à Bejaia.

Figure II.1 - DOMAINE D'ETUDE



Le bassin de Chelif et la côte Dahra (partie occidentale du côtier Algérois) couvrent une superficie totale de 48600Km^2 . Cette région est située entre les régions d'Alger et du chott El Hodna à l'est, et entre les régions de l'Algérie occidentale et du chott Ech Chergui à l'ouest. La région de la côte Dahra, la plus septentrionale, est une bande côtière longue de 200 Km avec une superficie d'environ 3600Km^2 .

Le bassin de Chelif couvre une surface beaucoup plus grande que la côte Dahra avec presque 45000Km^2 , tandis que ceux du Hodna et du Zahrez couvrent respectivement des superficies de 25843Km^2 et 9102Km^2 .

Les différents bassins cités ci-dessus sont représentés par la figure (II.1).

II.2 - CONDITIONS CLIMATIQUES ET PLUVIOSITÉ [3]:

Région d'Alger:

Les conditions climatiques de cette région ne sont pas uniformes. A Alger et dans les vallées côtières, le climat est essentiellement méditerranéen humide, le plus souvent avec des changements de température modérés. A l'intérieur, le climat est continental et également humide, avec des hivers froids et des étés chauds.

La précipitation annuelle dans la région est caractérisée par des variations considérables, de moins de 500mm dans la partie sud du bassin de l'Isser à plus de 1000mm le long des régions montagneuses entre la plaine de la Mitidja et le

bassin de l'Isser. La précipitation dans les régions côtières varie approximativement entre 600 et 800mm.

On estime la moyenne régionale du nombre de jours de pluies par an à 85.

Bassin de la Soummam:

Les conditions climatiques dans le bassin de la Soummam ne sont pas uniformes. A Bejaia et dans la vallée de la Soummam inférieure, le climat est essentiellement méditerranéen, généralement humide avec de légers changements de température.

Sur les plateaux de Sétif et de Bouira, le climat est continental et sec avec des hivers froids et des étés chauds; la partie sud du plateau de Sétif est aride.

Les précipitations annuelles dans le bassin de la Soummam varient énormément, entre environ 300mm sur le plateau de Sétif et 1000mm près de la côte de Bejaia, elles atteignent approximativement 1500mm sur les flancs sud du massif du Djurdjura.

Les étés sont secs, avec seulement 30% des précipitations annuelles pendant la période des six mois entre Avril et la fin Septembre. La moyenne régionale du nombre de jours de pluie par an est de 88 [3].

Bassin du Chelif et la région de la côte Dahra:

La quantité de précipitation annuelle varie considérablement dans le bassin du Chelif et la côte voisine, mais elle est distribuée de façon plus uniforme dans les régions côtières et sur les plateaux.

La région ayant les précipitations les plus élevées est celle qui est proche des sources de l'Oued Ebda, un affluent de droite du bas Chelif, où la précipitation annuelle maximale enregistrée est 1500mm. La pluviosité annuelle minimum enregistrée est celle de la station de Ain Oussera, à l'extrémité nord est du plateau. Dans le bassin du Chelif et la région de la côte Dahra, la moyenne régionale du nombre de jours de pluies par an est 70.

II.3 - CARACTÉRISTIQUES CLIMATIQUES:

Nous possédons des données concernant la température, l'humidité relative et la nébulosité, sur une durée de 25 ans pour certaines stations météorologiques du domaine étudié [3],[19], voir (tableau (II.1)).

Tableau II.1 - Caractéristiques climatiques:

Station		BOU ISMAIL	BEJAIA	SETIF	MEDEA	BARIKA
Caract.						
Tempér. moyenne (°C)	Max (été)	30	32	35	34	35
	Min (Hiver)	8	9.2	2	3	3.5
Humidité relative moyenne (%)		76	69	59	62	-
Nebulosité moyenne		4.1	3.7	4.6	4.1	3

Les fréquences moyennes des directions des vents pour une durée de 25 ans, sont présentés dans le tableau (II.2) [3], [19]

Tableau II.2 - Fréquences moyennes des directions des vents.

Stations Direction	Région d'Alger	Bejaia	Setif	Barika
W	10-20	7	12	13
WE	11-28	20	22	14
E	4-10	13	5	10
SE	1-9	4	3	7
S	2-11	3	5	11
SO	11-27	10	11	16
O	12-25	20	15	17
NO	13-20	19	27	18

TABLEAU II - 3 -
CARACTERISTIQUES DES STATIONS

CODE DE LA STATION	NOM DE LA STATION	X	Y	Z	NOMBRE D'OBS.	N°
01 07 03	RECHEIGA	434.50	234.50	830	31	1
01 08 03	MEHDIA	413.89	237.37	903	37	2
01 09 01	SOUGUEUR	390.54	210.75	1120	65	3
01 10 04	KHEMISTI	434.14	263.29	928	46	4
01 12 08	BOUGHEZOUL	507.09	272.25	643	39	5
01 11 04	AIN BOUCIF	540.75	287.79	1250	48	6
01 13 02	DERRAG	472.00	289.84	1160	42	7
01 14 04	ZOUBIRIA	513.50	312.79	1000	49	8
01 15 03	DJENDEL	473.69	324.44	305	39	9
01 16 03	BORDJ E.EMIR AEK	461.09	285.29	1080	51	10
01 17 05	EL KHEMIS	457.89	329.29	310	50	11
01 18 03	SIDI MEDJAHED	452.14	337.04	85	50	12
01 20 03	EL ATTAF	408.19	325.50	166	39	13
01 22 06	TADJENA	359.75	336.89	500	37	14
01 23 09	OUED SLY	315.19	312.69	95	39	15
01 26 05	AMMI MOUSSA	357.39	286.14	140	56	16
01 27 03	KENENDA	330.14	262.59	590	38	17
01 30 02	FRENDIA	348.51	197.00	990	46	18
01 33 05	OUED EL ABTAL	317.34	241.44	245	62	19
01 35 11	RELIZANE	304.29	272.29	98	44	20
02 01 06	CAP IVI	277.75	315.39	70	64	21
02 02 05	TENES	376.79	359.00	5	42	22

CODE DE LA STATION	NOM DE LA STATION	X	Y	Z	NOMBRE D'OBS.	N°
02 03 12	CHERCHEL PHARE	454.34	368.00	16	60	23
02 04 01	TIPAZA	477.20	365.95	80	50	24
02 05 06	BOUZAREAH	529.84	388.54	346	77	25
02 06 12	THENIA	576.05	381.20	150	51	26
02 08 01	CAP BENGRIT	606.50	403.25	54	50	27
02 10 21	SIDI RACHED	485.29	362.34	60	64	28
02 12 15	BLIDA (MAIRIE)	511.90	352.60	267	42	29
02 14 09	EL HARRACH	542.75	379.09	20	53	30
02 15 04	AZAZGA	649.39	384.00	280	55	31
02 16 01	AGHRIB	644.60	390.69	730	34	32
02 17 03	AIN EL HAMMAM	644.14	364.50	1200	39	33
02 18 06	TIZI OUZOU	620.10	380.05	160	50	34
05 04 01	SIDI AISSA	597.04	287.94	662	58	35
05 07 02	AIN KHERMANE	631.17	240.44	490	50	36
05 09 06	MEDJANA	677.44	315.89	1060	40	37
05 10 05	KSOB	668.44	282.09	580	47	38
05 12 03	OUED EL MA	798.25	262.75	1050	40	39
05 13 06	N'GAOUS	764.09	255.09	730	55	40
09 02 08	BERROUAGHIA	519.19	315.00	928	36	41
09 04 03	DJEBAHIA	594.79	353.44	520	41	42
09 05 05	BORDJ MENAIL	590.50	382.75	27	36	43
15 01 01	SOUR EL GHOZLANE	589.29	317.14	705	52	44
15 02 04	EL ASNAM	620.39	335.50	430	51	45
15 04 03	MANSOURAH	659.19	310.09	700	35	46
15 05 03	IGHIL ALI	658.89	338.94	650	43	47
15 06 14	TIXTER	715.01	308.25	956	60	48
15 07 06	AIN ABESSA	733.09	336.39	1070	37	49
15 10 03	EL KSEUR	692.89	377.75	85	59	50
17 02 08	DJELFA	551.00	153.00	1160	81	51

II.4 - INVENTAIRE DES DONNÉES DISPONIBLES:

Les données concernant la variable à étudier sont les hauteurs de pluies maximales journalières mensuelles prélevées au niveau des différentes stations pluviométriques du centre Algériens qui est une zone présentant un important nombre de stations, mais beaucoup d'entre elles n'ont fonctionné qu'récemment.

Nous avons retenu parmi elles 51 stations qui ont fonctionné plus de 30 ans (le nombre d'observations par station étant variable). Ces données nous ont été fournies par l'Agence Nationale des Ressources Hydrauliques (A.N.R.H.).

Les caractéristiques de ces stations sont récapitulées dans le tableau suivant (tableau (II.3)).

CHAPITRE III. CRITIQUE DES DONNÉES

III.1 -^o INTRODUCTION:

Toute étude hydrologique est basée sur l'extrapolation de séries de données relevées pendant des périodes plus ou moins longues, continues ou discontinues. Ces données doivent être traitées pour obtenir à la fin quelques éléments en nombre aussi fiables que possibles, mais suffisants pour caractériser la station du point de vue qui nous intéresse.

III.2 - PREMIERES VÉRIFICATIONS DE DONNÉES:

III.2.1 - PRÉSENTATION DES DONNÉES PLUVIOMÉTRIQUES RELATIVES A UNE STATION:

A chaque station pluviométrique, l'observateur note ses relevés journaliers: hauteur des précipitations plus certains renseignements (orages, état du pluviomètre, durée de la pluie, heures du début et de la fin de la pluie).

III.2.2 - ELABORATION DU FICHER STATION PLUVIOMETRIQUE:

Une partie de l'étude a été consacrée à l'établissement d'un fichier critique en passant par les phases suivantes:

- Fichier historique qui résume tous les renseignements concernant les stations.

- Fichier des données originales qui reflètent l'image des archives.

- Fichier critique, qui est le fichier original repris après correction des erreurs de transcription (première critique) et présentant les précipitations maximales mensuelles saisies sur support informatique.

III.3 - TRAITEMENT STATISTIQUE DES DONNÉES:

L'objectif de notre travail est de donner une vue d'ensemble de la répartition des pluies extrêmes sur la région du centre Algérien. Pour cela, nous choisissons alors de déterminer, grâce à l'étude statistique (chapitre IV), des pluies de fréquences rares nécessaires pour le dimensionnement de certains ouvrages hydrauliques. Mais le premier problème qui se pose est dans le choix de l'échantillon de maximums à utiliser.

Nous proposons alors trois façons différentes de considérer l'échantillon de travail.

* première variante: un échantillon constitué par un seul maximum par année;

* deuxième variante: un échantillon constitué par deux maximums par année;

* troisième variante: un échantillon constitué par les maximums supérieurs à un certain seuil (maximum de l'année la plus sèche).

Pour que cette étude soit théoriquement valide, les séries sus-citées doivent vérifier certains critères statistiques sur lesquels nous nous pencherons au cours de ce chapitre.

III.3.1 - TEST D'INDÉPENDANCE [4]:

Wald et Wolfowitz, ont émis un critère d'indépendance signifiant qu'aucune observation appartenant à l'échantillon ne devrait influencer l'observation suivante; en d'autres termes, les observations ne devraient pas être corrélées entre elles.

Pour un échantillon de taille $N(X_1, X_2, \dots, X_n)$, le test de Wald-Wolfowitz considère la valeur statistique:

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} X_i \cdot X_{i+1} + X_1 X_N \quad (III.1)$$

Au cas où les éléments de l'échantillon sont indépendants, R suit une distribution normale, de moyenne et de variance.

$$R = (S_1^2 - S_2) / (N - 1) \quad (III.2)$$

$$\text{Var}(R) = \frac{(S_2^2 - S_4)}{(N-1)} - \bar{R}^2 + \frac{(S_1^4 - 4 S_1^2 S_2 + 4 S_1 S_3 + S_2^2 - 2 S_4)}{(N-1)(N-2)} \quad (III.3)$$

avec $S_r = N \cdot m'_r$

m'_r est le moment d'ordre r de l'échantillon.

La valeur $U = (R - \bar{R}) / (\text{Var}(R))^{1/2}$ suit une distribution normale standardisée (moyenne 0 et variance 1) et peut être utilisée pour tester, à un niveau de significations, l'hypothèse d'indépendance en comparant $|U|$ avec la valeur

normale standard $u, \alpha/2$ correspondant à la probabilité de dépassement de $\alpha/2$.

III.3.2 - TEST D'HOMOGENÉITÉ [4]:

Les méthodes statistiques d'analyse des séries pluviométriques exigent de celles-ci une homogénéité de leurs composantes car nous ne pouvons pas faire une analyse statistique, d'un échantillon composé de n observations d'une variable hydrologique que si certaines de ces n observations ne présentent pas d'erreur systématique rendant l'échantillon hétérogène.

Soient deux échantillons de tailles p et q ($p \leq q$); leur combinaison donne un échantillon de taille $N = p+q$, rangés par ordre croissant.

Le test de Mann-Witney (1947) considère les quantités:

$$V = R - P(P+1)/2 \quad (\text{III.4})$$

$$W = PQ - V \quad (\text{III.5})$$

où R est la somme des rangs des éléments du premier échantillon (de taille p) dans la série considérée.

V et W sont calculés à partir de R , P et Q .

V représente le nombre de fois où un élément de l'échantillon 1 suit dans l'ordre un élément de l'échantillon 2.

La valeur statistique de Mann-Witney est U et elle est définie par la plus petite des deux valeurs de V et W .

Quand $N > 20$ et $p, q > 3$, et quand les deux échantillons ne proviennent pas d'une même population, U est approximativement normalement distribuée avec une moyenne:

$$U = PQ/2 \quad (III.6)$$

et une variance:

$$\text{Var}(U) = [PQ/N(N-1)] [N^3 - N/12 - \sum T] \quad (III.7)$$

sachant que:

$$T = (J^3 - J)/12 \quad (III.8)$$

Où J est le nombre d'observations associées à une classe donnée. Pour un test à un niveau de signification α , la quantité:

$|u| = |(U - \bar{U}) \cdot [\text{Var}(U)]^{1/2}|$ est comparée avec la variable normale standardisée correspondant à une probabilité de dépassement de $\alpha/2$.

III.3.3 - TEST DE GRUBBS ET BECK (1972) [4]:

Ce test a pour but de mettre en évidence les points singuliers de la série. Pour appliquer ce test, nous devons calculer tout d'abord:

$$X_H = \exp(\bar{X} + K_N \cdot S) \quad (III.9)$$

$$X_L = \exp(\bar{X} - K_N \cdot S) \quad (III.10)$$

\bar{X} et S sont respectivement la moyenne et la variance des logarithmes naturels des éléments constituant l'échantillon;

K_N est la valeur statistique du test de Grubbs et Beck, tabulée, pour différentes tailles d'échantillon de niveaux de signification, par Grubbs et Beck en 1972.

Au niveau de 10% , l'approximation polynomiale suivante a été proposée par Pilon (1985).

$$K_N = -3,62201 + 6,28446.N^{1/4} - 2,49835.N^{1/2} + 0,491436.N^{3/4} - 0,037911.N. \quad (\text{III.11})$$

où N est la taille de l'échantillon.

En appliquant le test de Grubbs et Beck, toutes les valeurs de l'échantillon supérieures à X_H ou inférieures à X_L sont considérées comme points singuliers qu'il faut comparer avec les autres valeurs des autres stations.

III.4 - RÉSULTATS DES TESTS:

III.4.1 - INDÉPENDANCE:

Le test d'indépendance appliqué aux échantillons des trois variantes a été rejeté pour 3 séries de la première variante 9 de la deuxième et 5 de la troisième variante, les résultats détaillés sont présentés dans le tableau (III.1).

La première variante présente moins de stations ne vérifiant pas l'indépendance car elle est constituée de valeurs annuelles (période d'observation plus importante que celles des deux autres variantes).

La deuxième variante présente plus de stations ne vérifiant pas l'indépendance car en prenant à chaque fois (2 maximums proches) sur toutes les années de la série, ceci engendre une dépendance sur la série.

La troisième variante comporte moins de stations ne vérifiant pas l'indépendance que la deuxième, ceci est dû au fait qu' en prenant plus de deux maximums par année (les valeurs ont tendance à s'éloigner les unes des autres), les valeurs de la série bien que proches mais seront beaucoup plus diversifiées.

En conclusion, la première et troisième variantes donnent de meilleurs résultats que la deuxième variante. En travaillant avec la deuxième variante nous perdons beaucoup d'informations c'est à dire 9 stations ne sont pas prises en compte dans la suite du travail, ceci est très préjudiciable pour une étude spatiale du phénomène pluviométrique; ceci est-il une raison suffisante pour ne plus l'utiliser dans la suite du travail? C'est une question à laquelle on ne peut répondre qu' après l'analyse fréquentielle des trois variantes.

Tableau III.1 - Résultats du test d'indépendance

STATION	valeurs de U			STATION	valeurs de U		
	variantes				varaintes		
	1	2	3		1	2	3
010703	2.05	2.6	0.33	020801	1.88	-0.02	-1.53
010803	1.51	0.47	-0.59	021021	0.77	0.94	-0.54
010901	0.88	2.47	0.16	021215	1.01	0.31	0.12
011004	2.75	3.52	-1.63	021409	-0.78	-1.20	0.40
011208	0.85	0.83	0.01	021504	0.94	-1.33	1.32
011104	2.83	4.49	4.72	021601	-0.63	-1.62	-1.60
011302	-0.78	-1.92	0.36	021703	-0.15	0.70	-0.80
011404	-0.79	1.75	0.99	021806	0.76	-0.16	-1.17
011503	1.38	1.34	0.16	050401	0.34	-0.76	-0.90
011603	0.62	-0.58	-0.68	050702	0.32	-1.28	-0.80
011803	0.20	0.39	-1.96	050906	1.26	2.60	-0.06
012003	-1.21	-0.65	-0.40	051005	1.72	2.50	0.79
012206	0.96	1.34	0.85	051203	0.30	1.54	2.26
012309	0.83	1.95	-0.53	051306	-0.29	1.14	-0.35
012605	-0.64	-0.27	-1.10	090208	-1.56	0.18	2.24
012703	1.10	2.74	0.37	090403	0.79	1.62	0.72
013002	1.35	1.79	0.13	090505	0.96	1.79	2.16
013305	-1.72	0.28	-0.03	150101	0.33	0.67	1.50
013511	0.04	1.19	1.29	150204	-0.11	2.00	-0.98
020106	0.79	2.65	1.48	150403	0.68	0.47	-0.96
020205	-1.52	-0.79	-0.82	150503	1.26	-0.30	-1.47
020312	0.14	-0.28	-1.13	150614	-0.31	1.50	0.38
020401	-1.45	-1.07	-0.32	150706	0.44	0.67	0.43
020506	-0.26	-0.70	-0.36	151003	0.71	-0.41	0.09
020612	-0.48	-1.90	1.21	170208	0.45	1.53	0.65

U Valeur statistique du test d'indépendance de
WALD et WOLFOWITZ

si $|U| \leq 1.96$ test accepté à 5%

III.4.2 - HOMOGENÉITÉ:

Le test de MANN-WITHNEY appliqué pour tester l'homogénéité a montré que toutes les séries des trois variantes ont vérifié le test à un niveau de signification de 5%.

Un exemple du test d'homogénéité appliqué à la station ZOUBIRIA est représenté par la figure (III.1).

III.4.3 - POINTS SINGULIERS:

Pour la détection des points singuliers (observations aberrantes), nous avons utilisé le test de Grubbs et Becks

- Les observations considérées par le test comme singulières ont fait l'objet d'une comparaison avec d'autres stations (en tenant compte du voisinage, de l'altitude et du rapprochement de la mer):

Exemple: nous avons rejeté la valeur de (400mm) enregistrée au niveau de la station Zoubiria située à une altitude de 1000m, car en comparant cette valeur avec les valeurs de deux stations avoisinantes: Derrag (135mm) et Bordj El Emir (162mm) et qui se trouvent respectivement aux altitudes de 1080m et 1160m, celui-ci a une valeur nettement supérieure à celle des deux stations se trouvant à une altitude supérieure.

Remarque: Les tests statistiques utilisés dans ce chapitre ont été faits à l'aide du logiciel H.F.A.[9].

CHAPITRE IV . ANALYSE STATISTIQUE DES SÉRIES

IV.1 - INTRODUCTION:

L'analyse statistique est de plus en plus utilisée dans le domaine des ressources en eau pour l'extraction d'informations utiles à partir des séries de données.

Beaucoup de problèmes d'aménagement et de planification des ressources sont résolus à l'aide de ces méthodes.

Dans ce chapitre, nous utilisons deux de ces procédés pour caractériser les variables à cartographier:

-L'analyse fréquentielle des séries: à l'échelle d'une étude ponctuelle des pluies extrêmes, nous essayerons de fournir les principaux paramètres de la loi de distribution à partir desquels on peut retrouver n'importe quel quantile.

-La méthode d'évaluation de la pluie maximale probable (P.M.P): Cette méthode nous permet d'estimer la limite maximale de précipitation pouvant survenir dans la région.

IV.2 - ANALYSE FRÉQUENTIELLE:

IV.2.1 - CHOIX DE L'ECHANTILLON :

Pour la selection des variantes à retenir pour estimer les pluies de fréquences rares, nous procédons à l'ajustement à une loi statistique de six stations choisies au préalable de chaque

variante (soient 18 séries), nous choisissons à priori la loi Gamma à deux paramètres pour effectuer ces ajustements.

- Résultats et interprétations:

Nous avons constaté d'après les ajustements graphiques de la station (050401) pour les différentes variantes présentés par la figure (IV.1) :

- La série correspondant à la première variante a donné un bon ajustement (figure IV.1.a), les valeurs observées sont uniformément réparties de part et d'autre de la courbe théorique et sont toutes comprises à l'intérieur de l'intervalle de confiance.

- La série correspondant à la deuxième variante donne un bon ajustement (figure IV.1.b), l'intervalle de confiance est retreci et les valeurs observées sont relativement bien réparties avec un léger décalage vers le bas. Néanmoins, en consultant les résultats des quantiles (tableau IV.1) estimés à partir de ces ajustements nous constatons qu'ils sont sous-estimés, ceci peut s'expliquer par le fait qu'en intégrant à la série des maximums des valeurs inférieures induit une sous-estimation des quantiles de l'ordre de 20%, ce qui n'est pas recommandé pour l'évaluation des pluies de fréquences rares.

- Concernant la troisième variante, la série ne donne pas un bon ajustement figure (IV.1.c); les valeurs observées sont réparties d'une manière très désordonnée autour de la courbe théorique et présentent un effet de seuil dû à l'excédent

d'information qui perturbe l'ajustement et affecte la précision d'estimation.

De plus les valeurs observées dans certains cas s'alignent suivant des pentes différentes et sortent de l'intervalle de confiance, ce qui explique que l'échantillon présente un mélange de populations.

Les mêmes résultats ont été obtenus pour les autres stations dont les ajustements sont donnés en annexe (A.1)

Figure (IV.1.a) - Ajustement des pluies max. a une loi GAMMA
a deux parametres (Variante 1)
STATION 050401

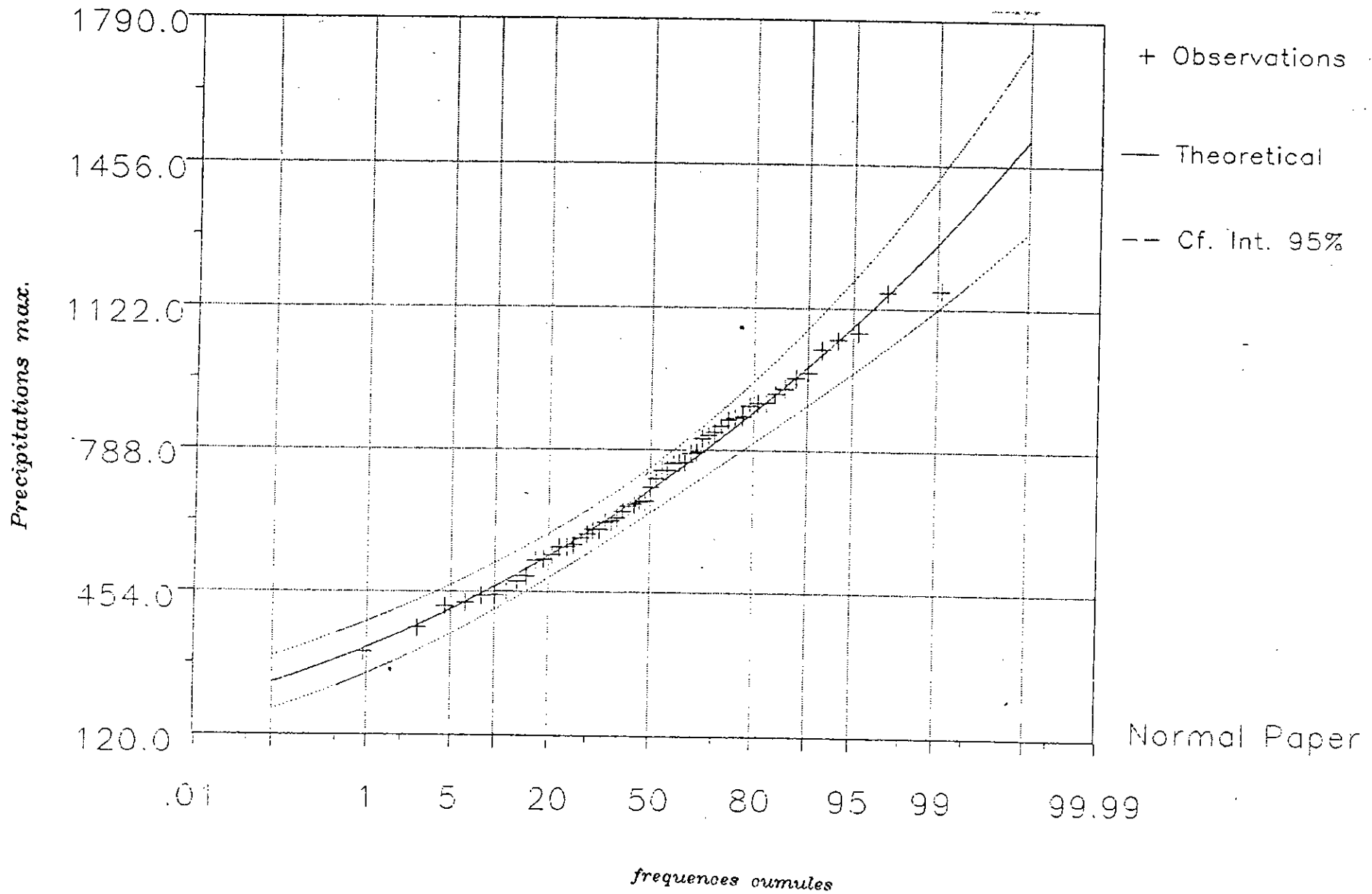


Figure (IV.1.b) - Ajustement des pluies max. a une loi GAMMA
a deux parametres (Variante 2)
STATION 050401

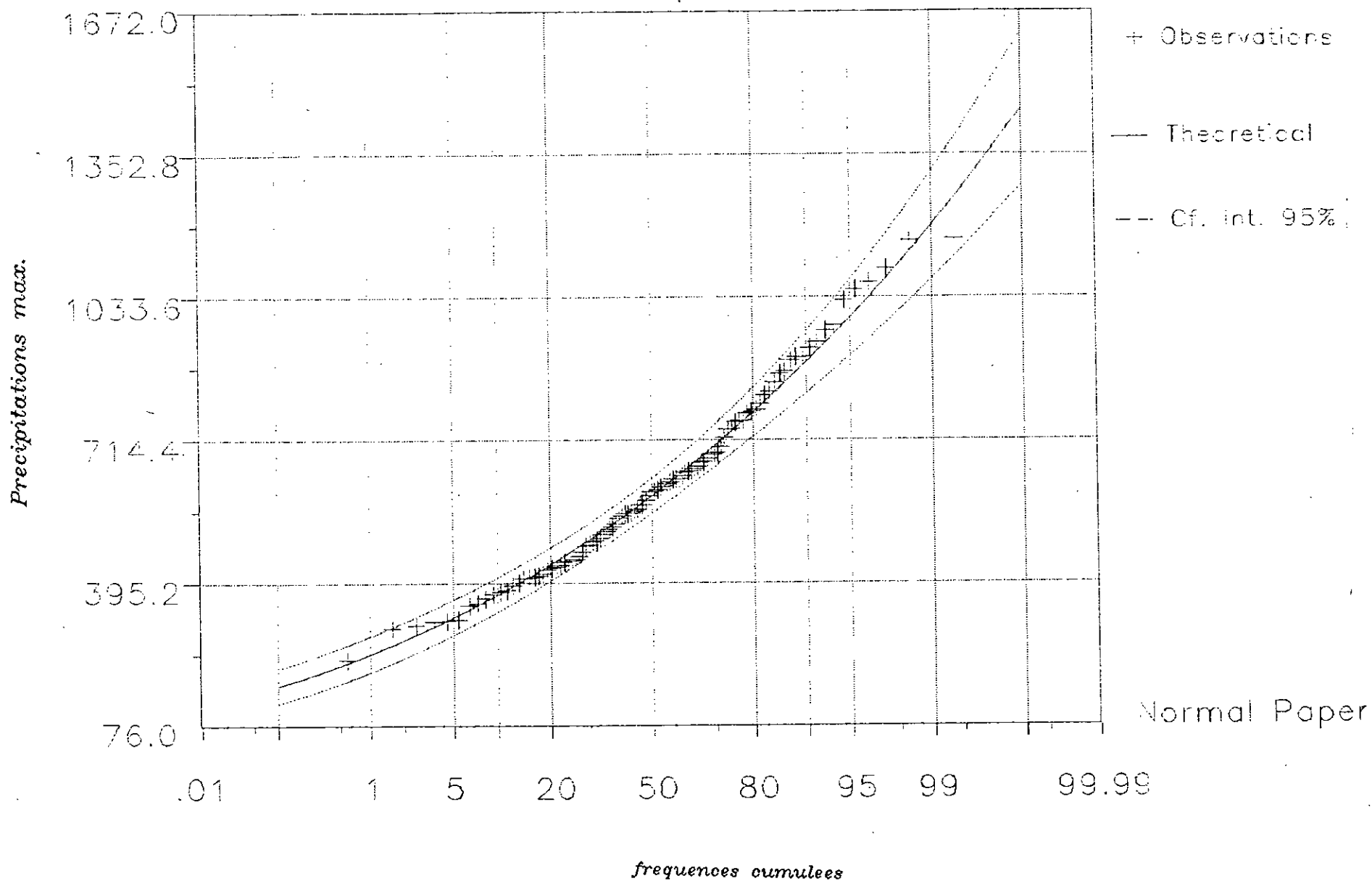


Figure (IV.1.c) - Ajustement des pluies max. a une loi GAMMA
 a deux parametres (Variante 3)
 STATION 050401

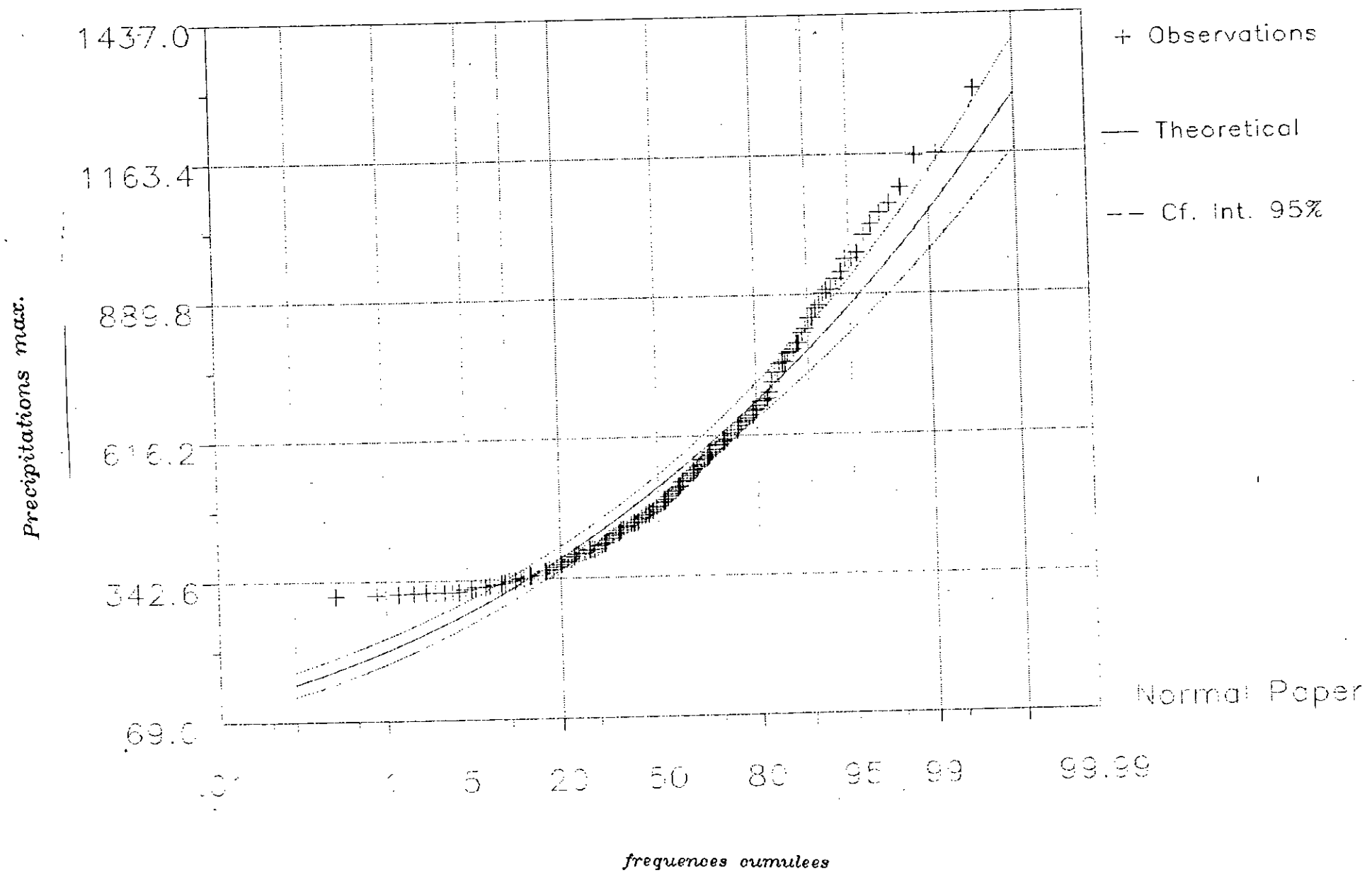


Tableau IV.1 - Quantiles, variances d'estimation
des trois variantes

STATION	periode	variante 1		variante 2		variante 3	
		X_t	σ	X_t	σ	X_t	σ
013305	100	185.1	12.2	165.6	8.2	153.4	6.0
	50	171.8	10.6	153.0	7.1	144.1	5.3
	10	137.8	7.0	120.8	4.7	119.7	3.6
011208	100	129.5	12.9	107.1	7.4	129.8	11.0
	50	118.4	11.2	98.1	6.4	121.4	9.7
	10	90.5	7.2	55.2	4.1	99.5	6.6
020506	100	367.2	20.3	329.7	13.9	318.6	11.2
	50	342.6	17.8	305.8	12.2	301.9	10.0
	10	278.7	11.8	244.4	8.1	257.7	5.6
050401	100	127.4	6.0	117.0	5.6	107.8	3.7
	50	119.4	5.3	108.7	4.8	101.4	3.3
	10	98.5	3.8	87.4	3.3	84.5	2.2
090403	100	338.4	27.5	305.1	19.1	269.4	11.2
	50	314.1	24.1	283.3	16.6	252.8	9.9
	10	251.4	15.9	222.4	10.8	208.4	6.5
150204	100	175.3	12.4	161.3	8.6	138.4	4.8
	50	163.1	10.8	149.4	7.5	129.2	4.2
	10	131.5	7.2	118.6	4.9	105.3	2.9

- Conclusion:

D'après ces résultats, nous pouvons conclure que:

- La troisième variante est à écarter car elle comporte des séries hétérogènes, de plus ce complément d'information n'améliore guère la précision d'estimation.

- La deuxième variante a donné des résultats comparables à ceux de la première variante, néanmoins nous avons décelé une sous-estimation des quantiles de l'ordre de 20%, ce qui est préjudiciable et à éviter lors de la conception des ouvrages hydrauliques: ce qui nous incite alors de ne retenir que les séries de la première variante.

Il reste à noter que la deuxième variante est exploitable dans le cas où nous disposons de séries très courtes ($N < 30$) comme a été montré dans une étude faite sur le bassin de SEBAOU, (1992) [2].

Ces résultats confirment ceux obtenus par B. AISSANI lors d'une étude des pluies maximales sur le centre Algérois (1983) [1] qui montre que lorsque l'échantillon est assez représentatif ($N > 30$) comme dans notre cas nous pouvons estimer les quantiles en utilisant les séries de maximums annuels, une interprétation en serait que les pluies de fréquences rares sont provoquées par des phénomènes météorologiques qui ne se rencontrent généralement qu'une fois par an. Si nous retenons plus d'une observation par an, nous introduisons dans les statistiques d'autres phénomènes météorologiques, certes plus fréquents, mais qui ne donnent pas naissance à des pluies vraiment catastrophiques.

IV.2.2 - CHOIX DE LA LOI DE DISTRIBUTION [4]:

Les lois généralement utilisées pour l'étude des valeurs extrêmes sont celles présentées par Weibull et Gumbel. Cependant, une récente étude [4] a permis d'obtenir des résultats appréciables en utilisant les lois appartenant à la famille des fonctions GAMMA pour l'ajustement des débits maximums.

Dans notre étude nous essayerons d'adapter une loi PEARSON III et une loi GAMMA à deux paramètres à nos stations et apporterons une appréciation de son efficacité en fonction des ajustements graphiques donnés par celle-ci.

IV.2.3 - PROPRIÉTÉS MATHÉMATIQUES DE LA LOI GAMMA [4]:

La fonction GAMMA à deux paramètres notée $G_2(y, \alpha, \lambda)$ est un cas particulier de la distribution PEARSON type 3: $P(z; \alpha, \lambda, m)$, obtenue en égalant le paramètre m (paramètre de position) à zéro, ou bien par transformation de forme $y = z - m$.
avec y : variable de la fonction $G_2(y; \alpha, \lambda)$.

z : variable de la fonction PEARSON type 3.

La loi PEARSON s'écrit sous la forme :

$$f(z) = \frac{\alpha}{\Gamma(\lambda)} \cdot e^{-\alpha(z-m)} [\alpha(z-m)]^{\lambda-1} ; m \leq z; \lambda > 0; \alpha > 0 \quad (IV.1)$$

$$f(z) = \frac{-\alpha}{\Gamma(\lambda)} \cdot e^{-\alpha(z-m)} [\alpha(z-m)]^{\lambda-1} ; z \leq m; \lambda > 0; \alpha < 0 \quad (IV.2)$$

$$\text{avec } \Gamma(\lambda) = \int_0^{+\infty} e^{-x} x^{\lambda-1} dx \quad (\text{IV.3})$$

$$\text{et } x = |\alpha| \cdot (z-m)$$

α : paramètre d'échelle, λ : paramètre de forme.

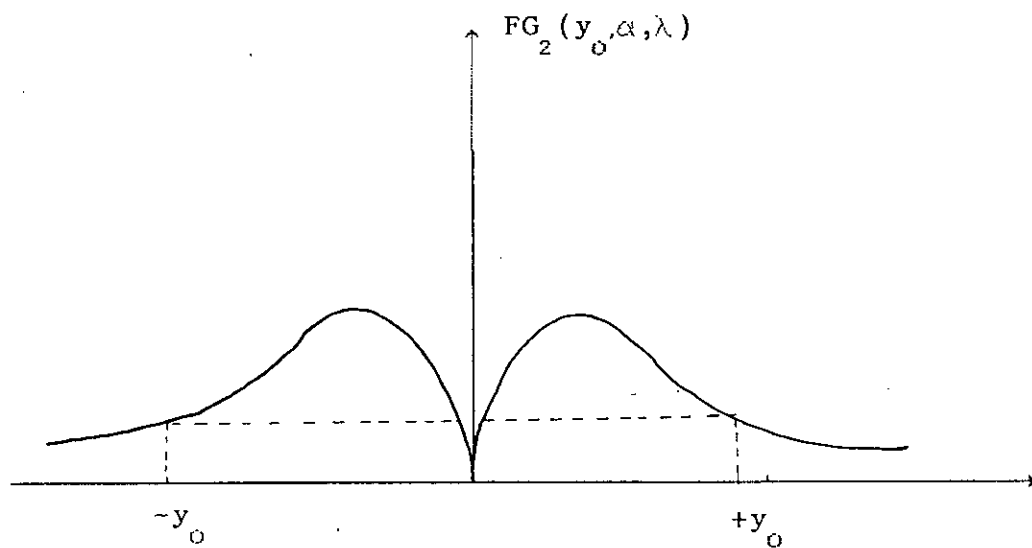
Suite à la transformation $y=z-m$, nous obtenons la fonction de densité de probabilité de la distribution $G_2(y;\alpha,\lambda)$ est:

$$FG_2(y;\alpha,\lambda) = |\alpha| e^{-\alpha y} (\alpha y)^{\lambda-1} / \Gamma(\lambda) \quad (\text{IV.4})$$

Le domaine de variation de la variable y est le suivant:

si $\alpha > 0$,	$0 \leq y < +\infty$	forme A
si $\alpha < 0$,	$-\infty < y \leq 0$	forme B

La forme des courbes de distribution de la fonction $G_2(y;\alpha,\lambda)$ est montrée sur la figure suivante:



$$FG_2(-y_0, -\alpha, \lambda) = FG_2(y_0, \alpha, \lambda)$$

IV.2.4 - PROPRIÉTÉS STATISTIQUES:

- Moments et coefficients de la loi:

Le moment non central d'ordre r d'une distribution statistique avec une fonction de densité de probabilité $f(x)$ est donnée par:

$$\mu'_r = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r f(x) dx \quad (\text{IV.5})$$

donc, le moment non central d'ordre 1 est la moyenne μ de la distribution $\mu'_1 = \mu$.

Le moment d'ordre r , centré à partir de la moyenne, est défini par:

$$\mu'_r = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^r f(x) dx \quad (\text{IV.6})$$

par conséquent le moment centré d'ordre 2 représente la variance de l'échantillon

$$\mu'_2 = \sigma^2. \quad (\text{IV.7})$$

Les plus importants moments centrés ou non centrés de la distribution peuvent s'écrire:

$$\mu'_1(G_2) = \frac{\lambda}{\alpha} = \mu \quad (\text{moyenne de la distribution}) \quad (\text{IV.8})$$

$$\mu'_2(G_2) = \frac{\lambda}{\alpha^2} = \sigma^2 \quad (\text{variance}) \quad (\text{IV.9})$$

$$\mu'_3(G_2) = \frac{2\lambda}{\alpha^3} \quad (\text{asymétrie}) \quad (\text{IV.10})$$

$$\mu'_4(G_2) = \frac{3\lambda(\lambda + 2)}{\alpha^4} \quad (\text{aplatissement}) \quad (\text{IV.11})$$

L'une des diverses utilisations des moments d'une loi de distribution est de déterminer certains coefficients qui caractérisent la distribution tels que:

- le coefficient de variation C_v

$$C_v(G_2) = \mu^{1/2} / \mu_1 = \frac{\sigma}{\mu} = \frac{\alpha}{|\alpha|} \cdot \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \quad (\text{IV.12})$$

- le coefficient d'asymétrie C_s :

$$C_s(G_2) = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{\alpha}{|\alpha|} \cdot \frac{2}{\sqrt{\lambda}} \quad (\text{IV.13})$$

$$* \text{ Si } \alpha > 0 \Rightarrow C_s(G_2) = \frac{2}{\sqrt{\lambda}}$$

$$* \text{ Si } \alpha < 0 \Rightarrow C_s(G_2) = -\frac{2}{\sqrt{\lambda}}$$

On remarque que $C_s = 2C_v$

- le coefficient d'aplatissement C_k

$$C_k = \frac{\mu_4}{\mu^4} = 3 + \frac{6}{\lambda} \quad (\text{IV.14})$$

IV.2.5 - ESTIMATION DES PARAMETRES DE LA LOI :[4]

Il peut être montré (Thom, 1958) que des liens statistiques peuvent être trouvés pour les paramètres de la distribution G_2 à partir desquels des estimations de variance minimums α_* et λ_* peuvent être trouvés.

Il est théoriquement connu, que ces estimations sont calculées par la méthode du maximum de vraisemblance.

Le logarithmes de la fonction de vraisemblance pour un échantillon $(x_1, \dots, x_i, \dots, x_N)$ de taille N et pour une distribution $G_2(\alpha, \lambda)$ est donné par:

$$\ln L = N\lambda \cdot \ln|\alpha| - N \cdot \ln \Gamma(\lambda) + (\lambda-1) \sum_{i=1}^N \ln(x_i) - \alpha \sum_{i=1}^N x_i \quad (\text{IV.15})$$

Lorsque l'on considère une distribution continue de densité $G_2(x; \alpha, \lambda)$, on définit la vraisemblance par:

$$L = G_2(x_1; \alpha, \lambda) \cdot G_2(x_2; \alpha, \lambda) \cdot \dots \cdot G_2(x_i; \alpha, \lambda) \quad (\text{IV.16})$$

Si les éléments de l'échantillon $(x_1, \dots, x_i, \dots, x_N)$ sont indépendants.

La méthode du maximum de vraisemblance consiste à rendre l'échantillon le plus vraisemblable possible, donc à maximiser L , l'échantillon $x_1, \dots, x_i, \dots, x_N$ étant fixe, la maximisation s'effectue par rapport aux paramètres α et λ en annulant les dérivées partielles par rapport aux paramètres.

$$\frac{N\lambda}{\alpha} = \sum_{i=1}^N x_i \quad \text{qui peut être écrit} \quad \frac{\lambda}{\alpha} = 4 \quad (\text{IV.17})$$

$$\text{Ln } \alpha = \frac{\partial \text{Ln } \Gamma(\lambda)}{\partial \lambda} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i = 0 \quad (\text{IV.18})$$

En résolvant ces deux équations, les paramètres α_* et λ_* sont obtenus dans le cas où $\alpha > 0$, qui est le plus souvent rencontré en hydrologie.

La deuxième équation du système peut être écrite sous la forme suivante:

$$\text{Ln } (\alpha) - \varphi (\lambda) + \text{Ln } G = 0 \quad (\text{IV.19})$$

En utilisant l'équation (IV.19), on obtient:

$$\text{Ln } (\alpha) - \varphi (\lambda) = \text{Ln } A - \text{Ln } G \quad (\text{IV.20})$$

où $\varphi (\lambda) = \frac{d \text{Ln } \Gamma(\lambda)}{d\lambda}$ Fonction digamma (IV.21)

$$A = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad \text{Moyenne arithmétique} \quad (\text{IV.22})$$

$$G = \sqrt{x_1 \cdot \dots \cdot x_i \cdot \dots \cdot x_N} \quad \text{Moyenne géométrique} \quad (\text{IV.23})$$

L'équation (IV.20) peut être utilisée pour calculer λ_* , l'estimateur de λ d'où α_* l'estimateur de α , peut être déduit en utilisant l'équation (IV.17) ($\alpha_* = \lambda_* / A$)

THOM (1958) a montré qu'une valeur approximative λ_{α} de λ_* est obtenue en utilisant la relation suivante:

$$\lambda_{\alpha} = \frac{1 + \sqrt{1+4u/3}}{4u} \quad (\text{IV.23})$$

$$\text{avec } u = \text{Ln } A - \text{Ln } G \quad (\text{IV.24})$$

Cette valeur de λ_a est légèrement biaisée pour λ , une meilleure approximation pour λ_* est obtenue à partir de λ_a (BOBEE et DEGROSEILLIERS, 1985)

$$\lambda_* = \lambda_a - \Delta\lambda_a \quad (\text{IV.25})$$

$$\text{avec } \Delta\lambda = 0.04475 \cdot (0.26)^{\lambda_a} \quad (\text{IV.26})$$

IV.2.6 - CALCUL DE L'INTERVALLE DE CONFIANCE D'UN ESTIMATEUR X_t DE PÉRIODE DE RETOUR T:

L'événement de période de retour T est estimé par:

$$\tilde{X}_T = \tilde{\mu}'_1 + k \sqrt{\tilde{\mu}'_2} \quad (\text{IV.27})$$

où $\tilde{\mu}'_1$ et $\tilde{\mu}'_2$ sont respectivement, les estimateurs de la moyenne et la variance, donnée par la distribution.

$K_r = K_p$ est la variable standardisée de PEARSON 3 (tabulée), pour une probabilité de non dépassement $p = 1 - \frac{1}{T}$ et pour une valeur estimée du coefficient d'asymétrie C_s .

Il peut être montré que pour des échantillons assez grand, la distribution de \tilde{X} est proche de la loi normale avec une moyenne $E(\tilde{X}_T) = X_T$ et une variance $(\text{Var}(\tilde{X}_T))$ calculée soit par la méthode du maximum de vraisemblance ou celle des moments.

Nous avons donc la variable standardisée:

$$U = \frac{\tilde{X}_T - X_T}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{X}_T)}} \quad (\text{IV.28})$$

qui suit asymptotiquement une loi normale $N(0,1)$, cette variable servira à calculer l'intervalle de confiance de X_T , avec une confiance statistique arbitraire $(1-\alpha)\%$.

En admettant une erreur gaussienne $1-\alpha = 95\%$:

$$\tilde{X}_T - U_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\tilde{X}_T)} \leq X_T \leq \tilde{X}_T + U_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\tilde{X}_T)}$$

Où $U_{\alpha/2}$ est la variable standardisée, correspondant à une probabilité de dépassement $\alpha/2$.

IV.2.7 - INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS:

Nous avons procédé à l'ajustement de 3 échantillons à chacune des deux lois, nous avons constaté d'après les ajustements graphiques donnés par la figure (IV.2) ainsi que ceux donnés en annexe (A.2) que les séries s'ajustent bien à ces deux lois, mais en partant du principe de parcimonie, nous avons opté pour la loi comportant le moins de paramètres à estimer: la loi Gamma à deux paramètres.

Nous avons ajusté les séries des maximums annuels des 48 stations à une loi Gamma à deux paramètres, ce qui nous a permis de calculer les caractéristiques statistiques des échantillons, et les paramètres de la loi d'ajustement (tableau (IV.2)).

L'examen des graphiques des ajustements nous a révélé que les séries de la plupart des stations s'ajustent bien pour les périodes de retour situées entre 2 et 200 ans, par précaution nous avons fait les extrapolations dans cet intervalle dont les résultats sont donnés dans le tableau (IV.3).

La loi Gamma à deux paramètres représente bien les séries des maximums journaliers annuels d'une manière générale de la région du centre Algérien; mais il serait imprudent de faire des simulations au delà de 200 ans à partir de cette loi et dans cette région précise. Car pour certaines séries, nous avons remarqué que les points correspondants aux fréquences très rares se trouvent à l'extérieur de l'intervalle de confiance.

Figure (IV.2.a) - Ajustement des pluies maximales
à la loi PEARSON III
STATION 050401

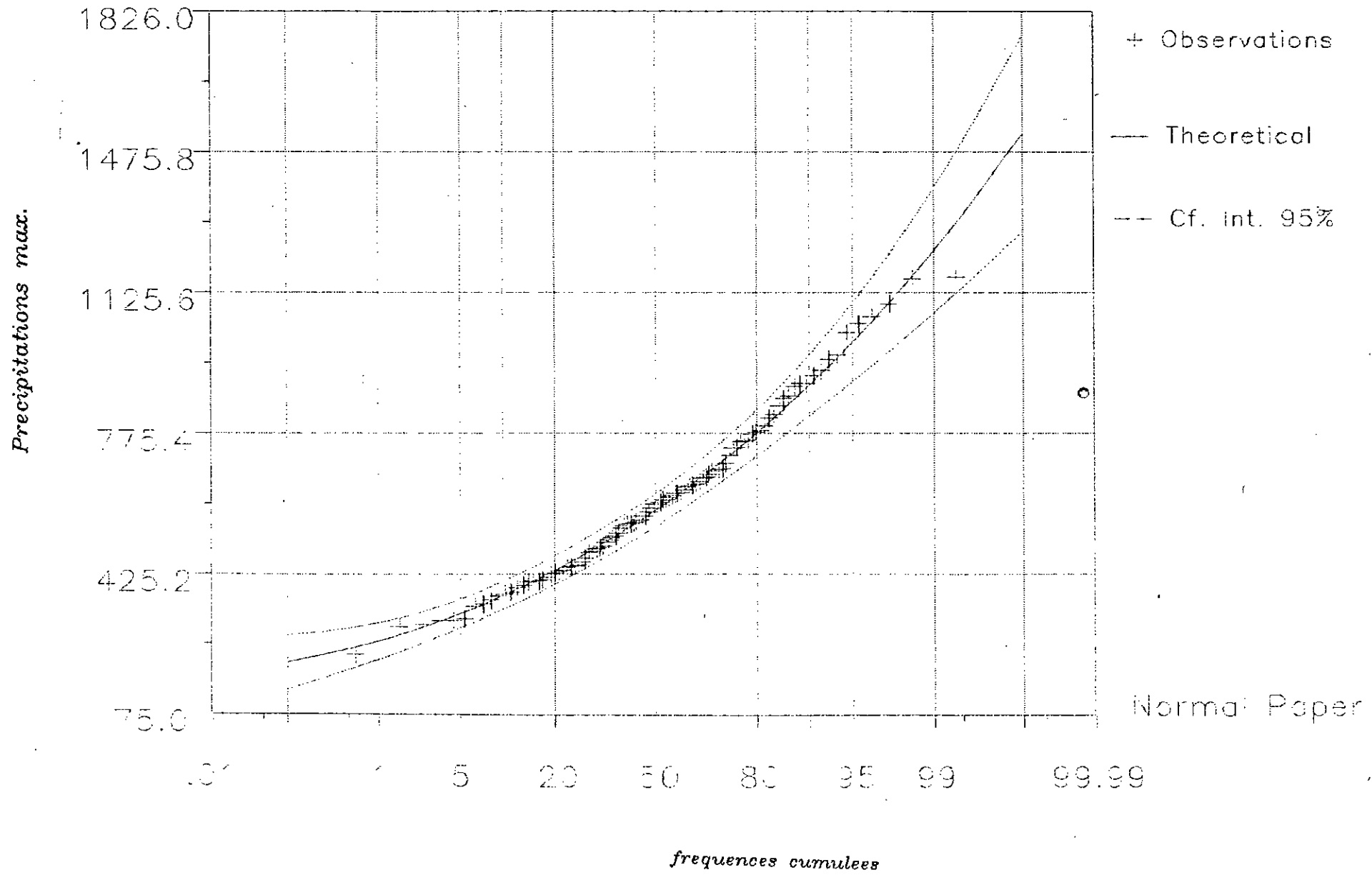


Figure (IV.2.b) - Ajustement des pluies maximales
 a la loi GAMMA
 STATION 050401

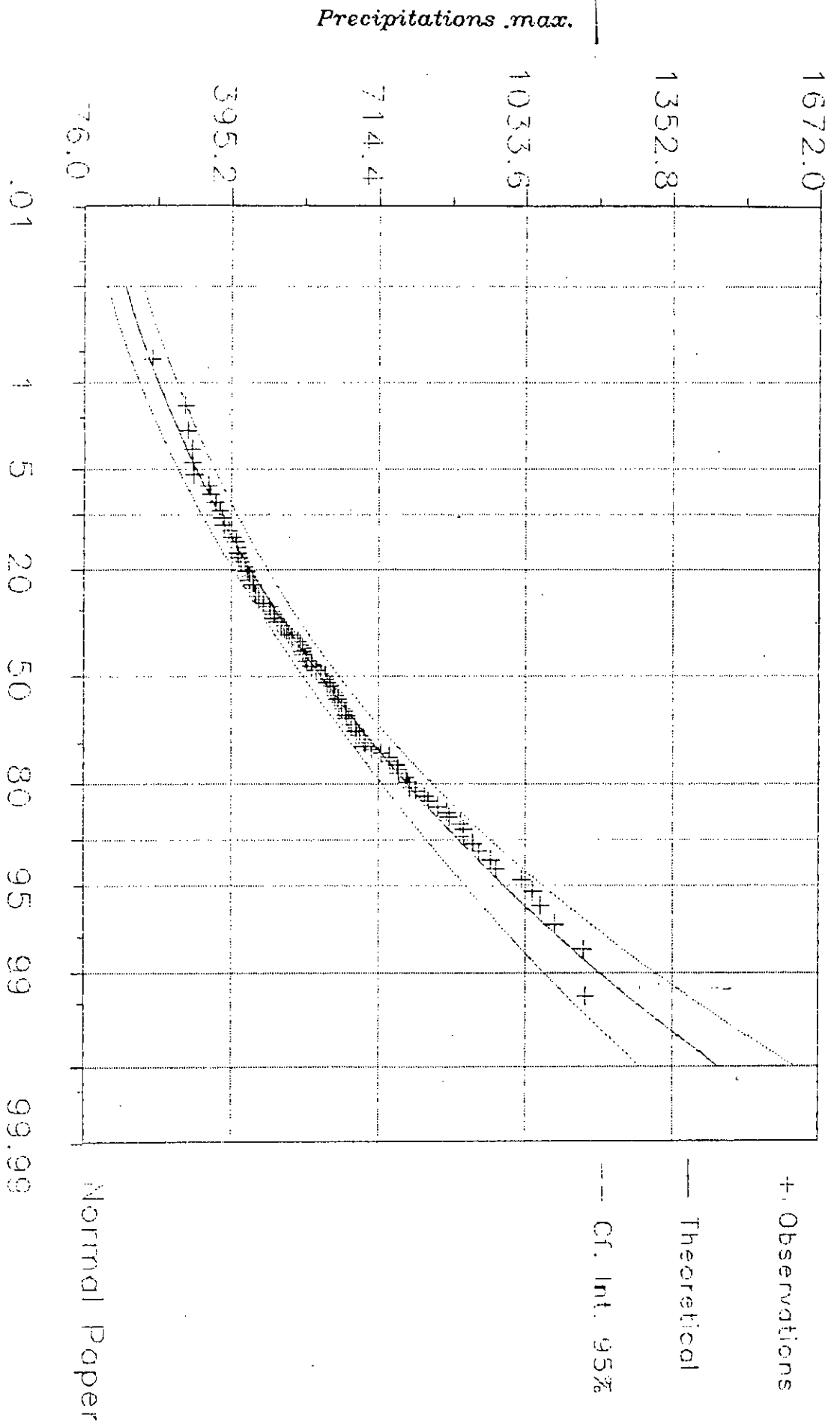


TABLEAU IV - 2
PARAMETRES DE LA LOI D'AJUSTEMENT GAMMA

STATION	ALPHA	LAMBDA
01 08 03	0.0132	12.5270
01 09 01	0.01056	9.7550
01 12 08	0.00912	5.3463
01 13 02	0.0047	6.6737
01 14 04	0.00814	10.4095
01 15 03	0.00329	5.2269
01 16 03	0.00578	7.3142
01 17 05	0.01108	14.2621
01 18 03	0.00517	10.6741
01 20 03	0.01271	13.1433
01 22 06	0.00473	6.3904
01 23 09	0.00914	8.7442
01 26 05	0.00852	9.1069
01 27 03	0.00273	3.4706
01 30 02	0.00899	10.1533
01 33 05	0.01183	11.1881
01 35 11	0.01143	10.5242
02 01 06	0.00760	7.9893
02 02 05	0.00512	8.9102
02 03 12	0.00519	8.6229
02 04 01	0.00838	13.7248
02 05 06	0.00517	10.2604

STATION	ALPHA	LAMBDA
02 06 12	0.00511	10.8814
02 08 01	0.00552	10.1804
02 10 21	0.00525	9.1976
02 12 15	0.00352	8.6169
02 14 09	0.00672	11.9412
02 15 04	0.00387	10.0088
02 16 01	0.00223	7.2067
02 17 03	0.00280	7.7091
02 18 06	0.00501	11.8203
05 04 01	0.01698	12.1083
05 07 02	0.0139	7.9850
05 09 06	0.00811	7.7389
05 10 06	0.01583	9.7809
05 12 03	0.01244	11.5882
05 07 02	0.0139	7.9850
05 09 06	0.00811	7.7389
05 10 06	0.01583	9.7809
05 12 03	0.01244	11.5882
05 13 06	0.01329	8.3322
09 02 08	0.00598	9.6911
09 04 03	0.00474	8.3495
09 05 05	0.00520	11.0530
15 01 01	0.0058	6.3891
15 02 04	0.0101	9.2113
15 04 03	0.01281	13.6783
15 05 03	0.0065	7.7280
15 06 14	0.01020	9.2240
15 07 06	0.00575	8.1069
15 10 03	0.00396	8.4708
17 01 08	0.00726	5.9258

TABLEAU IV - 3 QUANTILES CORRESPONDANTES AUX DIFFERENTS PERIODE DE RETOUR

PERIODE DE RETOUR	5	10	20	50	100
STATION					
01 08 03	116.871	130.977	143.425	158.318	168.776
01 09 01	115.958	131.778	145.846	162.791	174.754
01 12 08	78.199	92.527	105.549	121.532	132.984
01 13 02	182.993	213.061	240.156	273.166	296.683
01 14 04	159.491	180.568	199.273	221.762	237.616
01 15 03	212.506	251.875	287.693	331.685	363.226
01 16 03	163.247	188.891	211.922	239.901	259.788
01 17 05	156.228	173.924	189.482	208.035	221.027
01 18 03	257.153	290.721	320.488	356.253	381.452
01 20 03	126.353	141.250	150.376	170.062	181.065
01 22 06	176.862	206.548	233.341	266.031	289.345
01 23 09	121.367	138.835	154.426	173.264	186.597
01 26 05	134.959	154.000	170.972	191.455	205.939
01 27 03	178.052	218.429	255.839	302.474	336.302
01 30 02	141.213	160.103	176.881	197.068	211.306
01 33 05	177.212	192.165	145.404	161.272	172.474
01 35 11	114.724	129.804	143.182	159.263	170.596
02 01 06	134.103	154.622	172.724	194.656	210.211
02 02 05	220.312	251.731	279.755	313.598	337.540
02 03 12	211.017	241.609	268.917	301.929	325.296
02 04 01	199.272	222.272	242.516	266.679	283.612

PERIODE DE RETOUR	5	10	20	50	100
STATION					
02.05.06	247.813	280.795	310.077	345.299	370.137
02.06.12	264.514	298.720	329.034	365.438	391.075
02 08 01	230.332	261.105	288.434	321.312	344.501
02 10 21	220.914	251.933	279.570	312.916	336.489
02 12 15	307.672	352.276	392.106	449.252	474.341
02 14 09	218.939	245.992	269.899	298.537	318.665
02 15 04	323.744	367.359	406.112	452.758	485.670
02 16 01	417.794	483.904	543.308	615.507	666.844
02 17 03	353.412	407.517	456.018	514.841	556.600
02 18 03	291.120	327.271	359.228	397.520	424.439
05 04 04	87.742	98.510	108.222	119.412	127.416
05 07 02	73.391	84.435	94.323	106.302	114.799
05 09 06	122.470	141.184	157.957	178.298	192.736
05 10 05	77.503	88.062	97.452	108.761	116.745
05 12 03	115.053	129.180	142.240	157.538	168.298
05 13 06	79.868	91.638	102.161	114.893	123.955
09 02 08	203.367	213.314	256.083	285.923	306.994
09 04 03	224.218	257.228	286.737	322.440	347.737
09 05 05	263.813	297.668	327.456	363.653	388.996
09 05 05	263.813	297.668	327.456	363.653	388.996
15 01 01	143.389	167.458	189.184	215.689	234.593
15 02 04	115.008	131.145	145.522	162.867	175.129
15 04 03	130.021	145.053	158.284	174.079	185.149
15 05 03	153.332	167.778	197.793	223.280	241.371
15 06 14	114.099	130.097	144.350	161.545	173.701
15 07 06	180.085	206.983	231.053	260.201	200.868
15 10 03	271.998	311.761	347.288	390.255	420.689
17 02 08	107.692	126.450	143.430	164.138	179.038

IV.3 - DÉTERMINATION DE LA HAUTEUR MAXIMALE PROBABLE POSSIBLE:

Par définition, la hauteur maximale probable possible de précipitation (HMPP) est la hauteur maximale de la lame d'eau qui peut météorologiquement s'accumuler en un temps donné, dans une zone de perturbations d'une superficie déterminée, en un endroit particulier et à une certaine époque de l'année, sans qu'il soit tenu compte des tendances climatiques à long terme [23].

Les estimations de la pluie maximale probable (PMP) doivent être considérées, tout au moins pour le moment, comme des approximations. L'exactitude ou la fiabilité d'une estimation dépend fondamentalement de la quantité et de la qualité des données dont on dispose.

IV.3.1 - CHOIX DE LA MÉTHODE D'ESTIMATION :

Il existe plusieurs méthodes d'estimation de la PMP, et il n'est pas possible de les normaliser toutes étant donné qu'elles varient en fonction de la qualité des données disponibles, de la superficie et de la situation du bassin, des caractéristiques géographiques du bassin et de la région, de la nature des perturbations responsables des précipitations extrêmes et finalement du climat. A une exception près, toutes les méthodes sont basées sur la technique météorologique dite traditionnelle. la seule exception concerne une méthode statistique, et faute de données météorologique, nous n'utiliserons que cette dernière.

IV.3.2 - MÉTHODE STATISTIQUE:

Les procédures statistiques d'estimation de la PMP peuvent être utilisées dans le cas où les données sont suffisantes et sont particulièrement très utiles pour donner les estimations rapides.

La procédure évoquée ci-dessous et que nous allons décrire brièvement n'est pas unique, cependant elle demeure la plus acceptée.

La procédure telle qu'elle a été développée par HERSHFIELD, (1961) et plus tard modifiée (1965), est basée sur l'équation fréquentielle générale (SHOW, 1961)

$$x_t = \bar{x}_n + K.S_n \quad (\text{IV.29})$$

où x_t est la précipitation pour la période de retour t
 \bar{x}_n et S_n sont respectivement la moyenne et l'écart type de la série de n maximums annuels .

K variable statistique commune qui varie avec les différentes fréquences des valeurs extrêmes.

Si la précipitation maximale x_m , est substituée à x_t et K_m à K , nous aurons :

$$x_m = \bar{x}_n + K_m.S_n \quad (\text{IV.30})$$

Les valeurs de \bar{x}_n et S_n sont calculées par les procédures conventionnelles de statistique.

Des mesures de précipitations de 24h pour 2700 stations dans le programme d'observations climatologiques, dont 90% des stations se trouvent aux états unis, ont été utilisées pour la détermination initiale de la valeur enveloppe K_m .

La plus grande valeur de K_m calculée à partir des données de toutes ces stations est de 15. Mais plutard HERSHFIELD (1965) a montré que K_m varie entre 12 et 20.

Il a été suggéré (HERSHFIELD) que $K_m = 15$ donne une estimation acceptable de la PMP; mais elle peut être trop élevée pour des régions à très fortes précipitations et trop basse pour des régions arides car K_m est inversement proportionnel à l'intensité de la précipitation.

Vu que la région du centre Algérien n'est ni une région aride, ni à très fortes précipitations, nous pouvons lui adapter cette valeur ($K_m = 15$).

Pour le calcul de la pluie maximale probable aux différentes stations, nous avons établi un programme fortran, se basant sur l'équation (IV.30).

Les résultats sont donnés dans le tableau (IV.4).

TABLEAU IV - 4
 PLUIES MAXIMALES PROBALES
 DES DIFFERENTES STATIONS

CODE DE LA STATION	VALEURS DE LA PMP (mm) x 10
T 01 08 03	5145.627
T 01 09 01	5452.883
T 01 12 08	4909.671
T 01 14 04	7248.441
T 01 15 03	13631.770
T 01 16 03	8977.014
T 01 18 03	11659.090
T 01 20 03	5318.156
T 01 22 06	10238.980
T 01 23 09	5738.961
T 01 26 05	6798.567
T 01 27 03	11197.700
T 01 30 02	6674.687
T 01 33 05	5330.645
T 01 35 11	5450.609
C 02 01 06	6782.816
T 02 02 05	10797.770
C 02 03 12	9827.692
C 02 04 01	8415.749
C 02 05 06	11346.270
C 02 06 12	12028.910
C 02 08 01	11055.920
C 02 10 21	10662.150
C 02 12 15	15249.480
C 02 14 09	9678.727
C 02 15 04	15498.750
C 02 16 01	21608.090
C 02 17 03	18521.470
C 02 18 06	13463.270
C 05 04 01	3757.114
C 05 07 02	3633.568
C 05 09 06	6282.976
C 05 10 05	3745.499
C 05 12 03	5276.444
C 05 13 06	3964.392
C 09 02 08	9669.016
C 09 04 03	5737.326
C 09 05 05	12632.560
C 15 01 01	8050.972
C 15 02 04	5653.409
C 15 04 03	5571.858
C 15 05 03	7984.315
C 15 06 14	5694.974
C 15 07 06	9060.159
C 15 10 03	13163.710
C 17 02 08	5868.794

IV.4 - CONCLUSION

Une première étape a été faite, et a donné les échantillons de travail qui sont ceux donnés par la première variante et qui sont assez représentatifs pour pouvoir fonder des conclusions satisfaisantes, en éliminant ceux de la deuxième et troisième variantes pour les raisons suivantes:

- Perte d'information spatiale pour les deux variantes due à la non satisfaction du test d'indépendance qui conduit à rejeter un nombre important de stations. Cette diminution de la densité de postes entraînera, comparée à la variabilité du phénomène, des résultats peu précis lors du passage de la pluie ponctuelle à la pluie spatiale.

- Sous-estimation des quantiles pour les échantillons des deux variantes,

- effet de seuil dû à la redondance, et présence de mélanges de populations qui affecte la précision des estimations pour les échantillons de la troisième variante.

De plus, en prenant des échantillons de maximums annuels de tailles suffisamment longues ($N > 30$), nous pouvons avoir une estimation satisfaisante des pluies de fréquences rares.

Cependant, dans le cas d'une étude de valeurs maximales avec des échantillons très réduits, l'utilisation de la deuxième variante serait préférable (pour les homogénéiser et les allonger) à une estimation par des régressions ou autres moyens de simulation qui induisent des erreurs supplémentaires.

Nous avons expérimenté en deuxième étape l'ajustement de deux lois de la famille des fonctions Gamma (PEARSON III et GAMMA à deux paramètres) aux pluies maximales annuelles et nous avons retenu celle avec le moins de paramètres à estimer puisque les deux donnent de bons résultats.

Nous avons procédé à l'estimation de la pluie maximale probable et il apparaît clairement que les valeurs estimées par la méthode fréquentielle sont plus faibles que celle obtenues par la méthode PMP, ces dernières se sont avérées trop élevées, il serait donc onéreux de s'y conformer lors de la réalisation d'ouvrages, celles-ci sont seulement utilisés dans un but de contrôle.

Remarque: les ajustements ont été réalisés à l'aide du logiciel H.F.A [9].

CHAPITRE V CONCEPTION DE L'APPROCHE GÉOSTATISTIQUE

V.1 - INTRODUCTION :

Dans ce chapitre, nous allons étudier la structure des champs de pluies maximales journalières pour les différentes périodes de retour et de la pluie maximale probable, calculées au chapitre précédent et résoudre le problème d'estimation et de ces variables en des lieux non mesurés. Ces procédés d'estimation peuvent être analytiques (déterministes) ou probabilistes (stochastiques).

V.2 - PROCÉDES D'ESTIMATION ANALYTIQUE :

V.2.1 - INTÉROPOLATION LINÉAIRE PAR TRIANGULATION :

C'est une pratique manuelle d'interpolation linéaire qui consiste à former un réseau de triangles dont les sommets sont représentés par les points expérimentaux les plus voisins possibles. Le lissage des courbes isovaleurs se fait entre les points des sommets à travers les côtés de ces triangles. Cette méthode est trop fastidieuse à exécuter et peu précise.

V.2.2 - INTERPOLATION POLYNOMIALE :

On essaye dans ce cas d'ajuster, une fonction polynomiale aux données expérimentales x et y supposés être assez réguliers:

$$Z(x_i) = f(x_i, y_i)$$

Le modèle doit être exact de telle sorte que la surface d'ajustement doit passer par les données d'échantillonnage.

L'utilisation d'une telle méthode est trop difficile car elle suppose que les données sont bien réparties avec une structure régulière ce qui n'est pas toujours le cas.

V.2.3 - INTERPOLATION PAR MOINDRES CARRÉS:

Elle se pratique dans le cas où on suppose que le phénomène est en fait régulier mais qu'il est affecté d'une erreur $\varepsilon(x)$ de moyenne nulle, de variance constante et sans autocorrélation spatiale:

$$Z(x) = m(x) + \varepsilon(x)$$

$m(x)$ peut prendre un modèle généralement polynomial.

La méthode des moindres carrés consiste à minimiser la somme des carrés des écarts entre valeurs observées et valeurs estimées par le modèle choisi.

$$\sum \left[Z^*(x) - Z(x) \right]^2 \text{ minimum}$$

Cette approche lisse les résultats et entraîne une perte de détails.

V.2.4 - Interpolation par les méthodes de pondération:

On calcule la valeur de la variable spatiale Z_i par la moyenne pondérée des autres valeurs échantillonnées parmi ces méthodes:

- méthode des polygones d'influence de THIESSEN,
- méthode de pondération en fonction de la distance.

a - Méthode de THIESSEN:

C'est une méthode géométrique arbitraire, elle consiste à déterminer un certain nombre de polygones formés à partir des médiatrices des droites reliant les points adjacents. La valeur expérimentale Z_i est supposée être la moyenne représentative du polygone si:

$$\bar{Z}_i = \frac{1}{S} \sum S_i \cdot Z_i$$

S_i surface de polygone élémentaire,

S surface totale du domaine étudié.

Le pourcentage S_i par rapport à S est de coefficient de pondération propre à chaque valeur Z_i .

b - Pondération en fonction de la distance:

Dans ce cas la valeur de Z_0 non échantillonnée peut être estimée en fonction de la distance qui sépare Z_0 et les points expérimentaux Z_i qui se trouvent dans son proche entourage par le biais de la formule suivante:

$$Z_0 = \frac{\sum g(d_i) \cdot Z_i}{\sum g(d_i)}$$

avec $g(d_i)$: fonction de pondération,

d_i : distance séparant le point Z_0 à estimer du point expérimental Z_i .

On peut citer parmi les fonctions de pondération les plus connues:

- $g(d) = 1/d$ interpolation par l'inverse de la distance,
- $g(d) = 1/d^2$ interpolation par l'inverse du carré de la distance.

V.3 - LIMITES DES METHODES ANALYTIQUES:

Les procédés analytiques d'estimation notés ci-dessus, outre la difficulté de leur mise en oeuvre, présentent deux inconvénients majeurs; à savoir:

- ils ne donnent pas la variance d'estimation pour déterminer l'intervalle de confiance pour chaque valeur estimée,

- Ils ne tiennent pas compte de la structure spatiale du phénomène [5].

En effet D. CREUTIN (1979) a testé une comparaison objective entre plusieurs méthodes d'interpolation en travaillant sur une région où la variabilité spatiale de la pluie est forte (Cevennes, Vivarais, Haute Loire), il en est ressorti une nette supériorité des méthodes probabilistes sur les méthodes analytiques [15].

En raison de l'irrégularité spatiale de la distribution des données, l'étude mathématique directe de telles variables reste illusoire ; la plupart des paramètres hydrologiques présentent une certaine structure par un processus de dépendance ou autocorrélation régionalisée qu'une méthode déterministe ne peut déceler, il convient alors d'adapter une approche stochastique basée sur la théorie de la variable régionalisée (procédé géostatistique) [12].

V.4 - PROCÉDE GEOSTATISTIQUE:

G. MATHERON (1962) a été le premier à avoir utilisé le terme de variable régionalisée et ce à partir duquel il a fondé la géostatistique qui emploie la statistique dans l'étude de phénomènes naturels, caractérisés par la répartition dans l'espace d'une ou plusieurs variables régionalisées.

L'analyse structurale est un outil capable de caractériser la variabilité spatiale d'un phénomène, le premier but de la théorie de la variable régionalisée sera donc atteint, il reste à faire le lien avec les problèmes d'estimation (passage de la valeur ponctuelle à la valeur spatiale): c'est ce que réalise la théorie du krigeage.

V.4.1 - ANALYSE STRUCTURALE - VARIOGRAPHIE :

V.4.1.1 - Variable régionalisée :

Par variable régionalisée (V.R), nous entendrons une fonction d'espace décrivant un phénomène naturel possédant une certaine structure et dont la valeur varie d'un lieu à un autre.

Du point de vue mathématique, une V.R est simplement une fonction $Z(x)$ donnant la valeur au point x (de l'espace à 1, 2 ou 3 dimensions) d'une caractéristique Z du phénomène naturel étudié. Mais généralement, ces fonctions ont un comportement spatial trop complexe pour pouvoir être décrites à l'aide d'expressions analytiques classiques. Pour cela, une façon commode, à la fois sur le plan conceptuel et pratique de traiter une V.R, est d'utiliser la théorie probabiliste des fonctions aléatoires (F.A).

V.4.1.2 - Interprétation probabiliste :

Dans le cas de l'étude des phénomènes pluviométriques, une fonction aléatoire sera définie de la façon suivante: (J.D. CREUTIN) " A chaque point du domaine étudié est associée une variable aléatoire dont chaque réalisation représente une distribution particulière de la pluie notée $Z(x)$.

L'ensemble des réalisations de ces V.A, constitue une fonction aléatoire (F.A): $Z(x)$ ($x \in D$). Chaque réalisation de la fonction aléatoire définit une répartition du champ pluviométrique considéré ayant affecté le domaine d'étude D " [1]

Une variable régionalisée est supposée être une réalisation de la fonction aléatoire à déterminer.

L'application des résultats de la théorie des F.A, impose la reconstitution de la loi de la F.A en question, ou du moins ses premiers moments; ceci est appelé inférence statistique et n'est envisageable que si nous connaissons un nombre important de réalisations. L'estimation des caractéristiques de la F.A est alors possible à l'aide de moyennes sur l'ensemble des différents événements. Cependant, de nombreux phénomènes naturels ont une existence unique et la démarche adoptée devient dans ce cas impossible. Il est donc nécessaire d'introduire des hypothèses supplémentaires afin de lever cette impossibilité.

V.4.1.3 - Stationnarité d'ordre 2 : [5]

La stationnarité d'un phénomène exprime son homogénéité spatiale qui fait qu'il se répète lui même en quelque sorte dans l'espace.

Une F.A est dite stationnaire si sa loi de probabilité ou du moins ses deux premiers moments (moyenne et variance) sont invariants par translation. On parle alors de stationnarité d'ordre 2 si:

- l'espérance mathématique est une constante:

$$E [Z(x)] = m \text{ indépendant de } x$$

- la covariance entre deux points x et y ne dépend pas séparément des deux points d'appuis mais seulement du vecteur $x - y$.

$$E [Z(x) - m].[Z(y) - m] = K.(x - y)$$

L'inférence statistique, à partir d'une réalisation unique, est alors possible. En remplaçant les moyennes, que l'on est normalement amené à faire sur l'ensemble des réalisations disponibles, par des moyennes spatiales sur l'unique réalisation [5].

V.4.1.4 - Hypothèse intrinsèque : [5]

Cette hypothèse plus faible que la stationnarité d'ordre 2 suppose que pour tout vecteur h , l'accroissement $[Z(x+h)-Z(x)]$ possède une espérance mathématique et une variance indépendantes du point x .

On supposera ainsi

$$E [Z(x+h)-Z(x)] = 0$$

$$\text{Var } [Z(x+h)-Z(x)] = 2\gamma(h)$$

Dans ce cas, la F.A correspondante est dite fonction aléatoire intrinsèque (F.A.I).

La fonction $\alpha(h)$ s'appelle "Demi variogramme" mais appelée communément "variogramme".

Il faut noter que parfois l'hypothèse intrinsèque n'est pas vérifiée sur toute l'étendue de l'espace du phénomène étudié. Alors, on se contente uniquement d'une hypothèse quasi-intrinsèque où la stationnarité des accroissements est localement vérifiée pour des distances (h) inférieures à une limite "a", et on définit ainsi des voisinages glissants à l'intérieur des quels l'espérance et la covariance (ou variogramme) peuvent être considérés comme stationnaires et où l'information disponible est suffisante pour faire l'inférence.

Cette hypothèse, pourrait être trop restrictive. En effet, par exemple, les précipitations sont plus abondantes en altitude qu'en plaine. Dans le cas d'une région à relief varié, leur moyenne présente ainsi une dérive, et ne peut être considérée constante. Ceci rend impossible une telle hypothèse. C'est pourquoi au lieu d'exiger la stationnarité de la F.A, on impose seulement aux accroissements de cette F.A d'être stationnaires d'ordre 2. C'est ce qu'on appelle: Hypothèse intrinsèque.

Avant d'aborder l'hypothèse intrinsèque, notons qu'une autre hypothèse appelée: hypothèse d'ergodicité a été imposée pour faciliter le travail.

Elle consiste à supposer que la réalisation unique étudiée suffit à rendre compte de l'ensemble des réalisations éventuelles; elle permet alors de déterminer la loi de probabilité de la F.A par la connaissance d'une seule réalisation.

V.4.1.5 - Variogramme :

Au travers de la fonction aléatoire $Z(x)$, comment pourra-t-on caractériser la structure de la variabilité spatiale de V.R $Z(x)$ étudiée?

Pour identifier cette fonction de structure nous allons devoir utiliser l'outil variogramme qui se chargera de quantifier toute l'information structurale sur le phénomène étudié. [1]

Le variogramme d'une fonction aléatoire intrinsèque est par définition:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot \text{Var} [Z(x+h) - Z(x)] \quad (\text{V.1})$$

comme on a supposé par ailleurs que

$$E [Z(x+h) - Z(x)] = 0 \quad (\text{V.2})$$

on peut également écrire cette expression sous la forme:

$$\sigma(h) = \frac{1}{2} \cdot E [(Z(x+h) - Z(x))^2] \quad (\text{V.3})$$

ce qui exprime que $2\sigma(h)$ est l'accroissement quadratique moyen entre deux points distants de h .

Cette formulation, se limitant à deux dimensions, suppose que l'unique réalisation est munie d'une densité de probabilité ergodique permettant ainsi de caractériser l'éventuelle homogénéité statistique zonale par des "moyennes spatiales stationnaires". On peut alors explorer l'intégralité du domaine considéré par translation de moyennes stationnaires en s'appuyant sur des classes de distances convenables à l'aide du variogramme expérimental.

a - Construction du variogramme :

Considérons deux valeurs numériques $Z(x)$ et $Z(x+h)$ enregistrés en deux points distants d'un accroissement h , la variabilité entre ces deux mesures sera caractérisée par la fonction variogramme.

Le variogramme expérimental est construit à partir de la formule:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \cdot \sum_{i=1}^{N(h)} (Z(x_i+h) - Z(x_i))^2 \quad (V.4)$$

X_i : Les points pour les quels les données sont disponibles à la fois en X_i et en X_i+h ,

$N(h)$: le nombre de couples de points distants de h .

Lorsque les points expérimentaux sont irrégulièrement espacés dans le plan, on procède à un regroupement en classes de distances pour calculer les accroissements quadratiques moyens, c'est à dire que l'on considère, par exemple tous les couples de points séparés par une distance inférieure à 1 Km, comprise entre 1 et 2 Km, etc.

Ce variogramme représente "l'inférence statistique" dans le cadre des "accroissements intrinsèques". Il fournit ainsi la structure de la variabilité spatiale en indiquant les éventuelles tendances locales et hétérogénéités zonales. La variabilité spatiale du paramètre étudié se réduit à une "constante répartie" sous forme de moyennes spatiales [12].

b - Comportement du graphe:

Le graphe de cette fonction présente normalement le comportement suivant:

- il passe par l'origine, les écarts étant évidemment nuls pour $h=0$

$$\gamma(0) = 0$$

- il croît ensuite, car les valeurs d'un phénomène différent statistiquement au fur et à mesure qu'augmente la distance entre les points considérés. Cette croissance, plus ou moins rapide, caractérise ainsi d'une manière statistique la façon dont se détériore l'information apportée par un enregistrement ponctuel quand on s'éloigne de ce point connu.

L'examen du graphe $\gamma(h)$ est donc particulièrement important; car le variogramme donne une description synthétique de la structure du phénomène étudié et permet en outre la liaison entre cette structure et la précision avec laquelle pourront être résolus les différents problèmes d'interpolation et d'estimation posés. Nous étudierons en particulier avec soin le comportement au voisinage de l'origine et à l'infini. [10]

i - Comportement à l'origine:

Le comportement du variogramme à l'origine traduit les propriétés de continuité et de régularité du phénomène régionalisé, la figure (V.1) illustre les différents cas.

Les variables à haute continuité ont un comportement parabolique à l'origine "a": variable régulière (figure (V.1.a)).

Le type de comportement à l'origine représenté par la

figure (V.1.b) se caractérise par une tangente oblique à l'origine. Ce cas concerne les variables relativement régulières.

Il arrive que, lorsque h tend vers 0, le variogramme ne tend pas vers 0 mais vers une constante positive:

$$\left\{ \begin{array}{l} \gamma(h) = C_0 \\ h \rightarrow 0 \end{array} \right\}$$

En effet, très souvent les variogrammes expérimentaux présentent une discontinuité à l'origine (effet de pépite) qui signifie que la variable est très irrégulière. Ce cas de comportement est représenté par la figure (V.1.c).

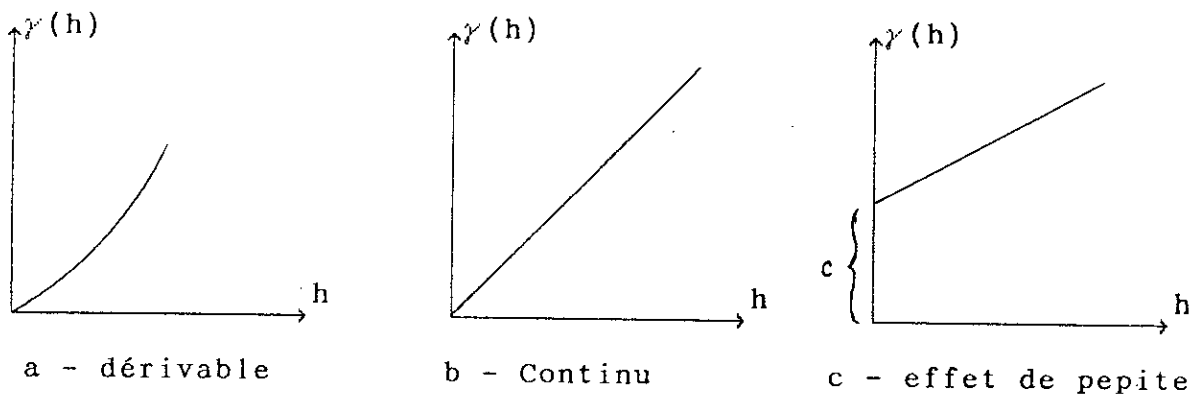
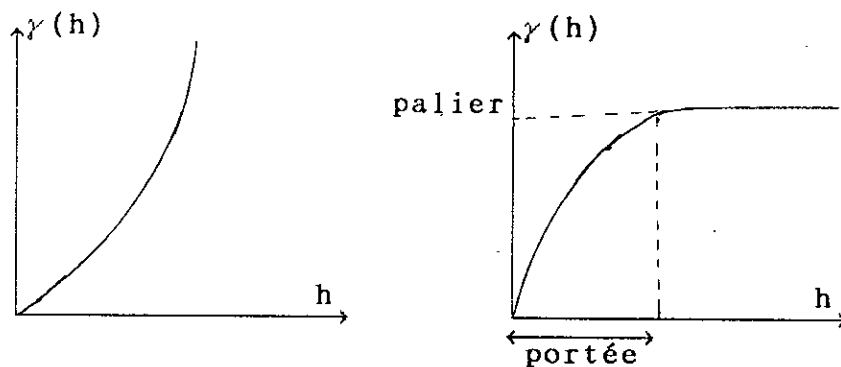


Figure V.1 - Comportement du variogramme à l'origine

ii- Comportement à l'infini :

On cherchera à détecter la présence ou non d'un palier, c'est à dire d'une valeur bornée du variogramme à partir d'une certaine distance qui est la portée. Celle-ci renseigne sur l'extension de la zone d'influence du point expérimental aux distances supérieures à la portée, les corrélations sont nulles.

S'il existe un palier, c'est en théorie la variance du champ (σ^2) si le variogramme est non borné, cela peut être le signe qu'il existe une dérive (figure (V.2)).



Variogramme non borné

Variogramme à palier

Figure V.2 - Comportement du variogramme à l'infini

iii-Comportement pépitique:

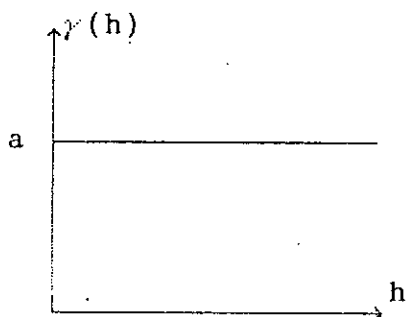


Figure V.3 - Comportement pépitique

La fonction variogramme se réduit à une droite parallèle à l'axe des distances, où 'a' représente la pépité. Cela signifie que le phénomène est purement aléatoire.

c - Ajustement à un modèle:

Pour pouvoir bien exploiter le variogramme expérimental et d'en tirer le maximum d'informations sur la structure du phénomène, il est nécessaire de le caler à un modèle théorique connu.

Les modèles de variogrammes les plus fréquemment utilisés sont les modèles: linéaire, sphérique, exponentiel et gaussien; représentés sur la figure (V.4).

d - Vérification de la validité du modèle:

Une fois que le graphe expérimental du variogramme est ajusté à un modèle théorique, il est plus commode de s'assurer qu'un tel modèle est adéquat au phénomène étudié pour être utilisé par la suite dans la résolution du problème d'estimation par krigeage.

Une vérification consiste à estimer par krigeage chaque valeur connue $Z(X_i)$ par la combinaison linéaire des autres valeurs disponibles. On dispose ainsi à la fois de la variance d'estimation théorique du krigeage $\sigma_k^2(x_i)$ et de l'erreur expérimentale $[Z(X_i) - Z^*(X_i)]$ en chaque point X_i d'implantation d'une donnée [10]. On dit qu'on a un bon ajustement si:

la moyenne de non biais tend vers zero :

$$- m = \frac{1}{n} \sum (Z(X_i) - Z^*(X_i)) \longrightarrow 0$$

et le rapport des variances tend vers 1 :

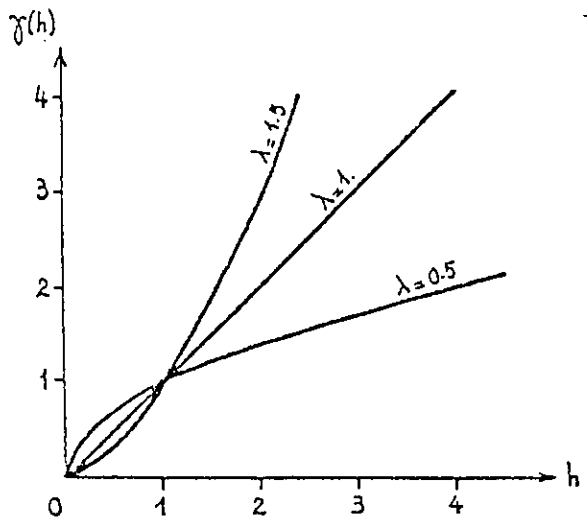
$$- g = \frac{1}{n} \sum ((Z(X_i) - Z^*(X_i))/\sigma_k)^2 \longrightarrow 1$$

où σ_k est variance de krigeage (variance d'estimation).

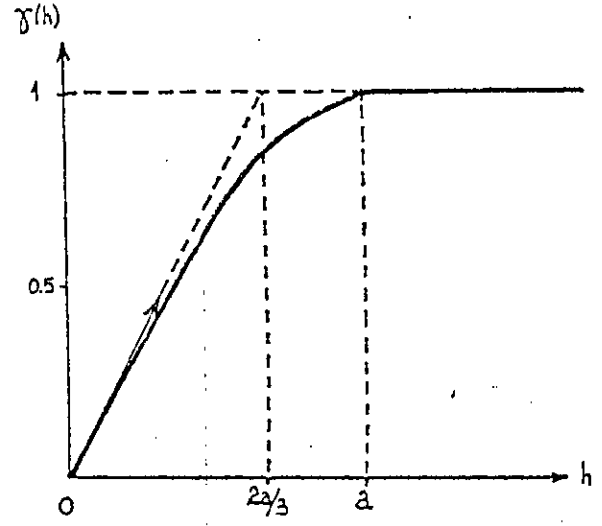
Figure V.4 - Principaux modèles de variogrammes utilisés et exemple d'ajustement.

(DELHOMME, 1976)

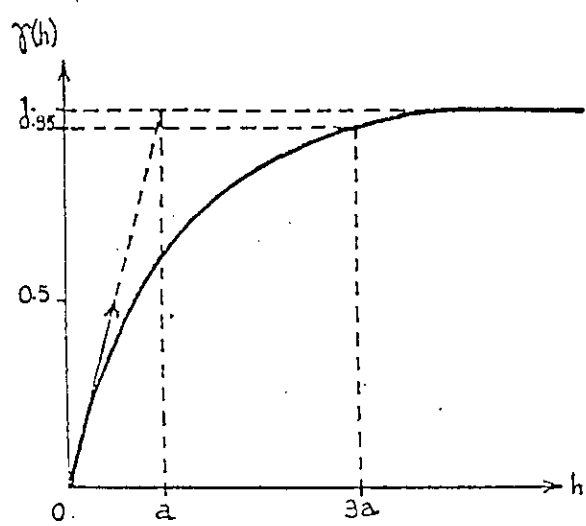
-54-



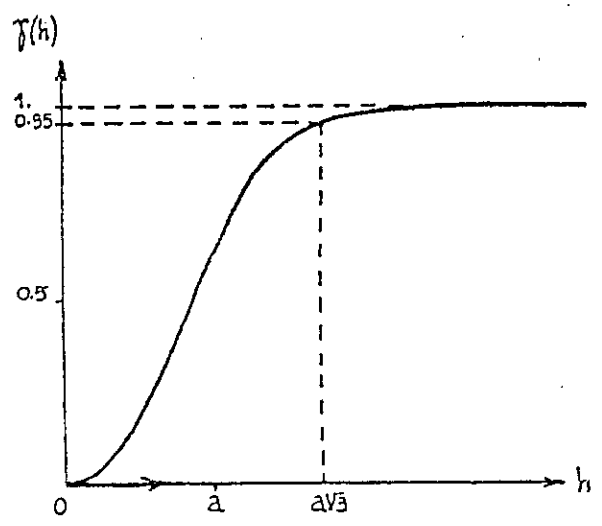
modèle en h^λ : $\gamma(h) = w|h|^\lambda$



modèle sphérique:
 $\gamma(h) = w \left[1.5 \frac{|h|}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{|h|}{a} \right)^3 \right]$



modèle exponentiel:
 $\gamma(h) = w \left[1 - e^{-\frac{|h|}{a}} \right]$



modèle gaussien:
 $\gamma(h) = w \left[1 - e^{-\left(\frac{|h|}{a} \right)^2} \right]$

L'analyse structurale de la variable spatiale étant étudiée à l'aide du variogramme nous étendons l'approche statistique à une seconde étape consistant à traiter le problème de l'estimation dans un contexte géostatistique donnant ainsi lieu à une méthode d'estimation optimale appelée krigeage. Celle-ci représente le lien étroit entre la précision d'une estimation et la structure du phénomène, chose qui fait défaut dans les méthodes analytiques d'interpolation linéaire.

Le krigeage est une technique de détermination de coefficients de pondérations λ_i pour l'estimateur optimal [11]. La variable spatiale Z_0^* est estimée par la somme pondérée des autres valeurs échantillonnées en $Z(x_i)$

$$Z_0^* = \sum \lambda_i Z(x_i)$$

Deux cas de krigeage sont à considérer:

- cas stationnaire : krigeage simple,
- cas non stationnaire : krigeage universel.

V.5.1 - CAS STATIONNAIRE : Krigeage simple

Il consiste à estimer la valeur de Z_0^* par la somme pondérée des autres valeurs Z_i disponibles, en déterminant les coefficients de pondérations λ_i .

$$Z_0^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z_i \quad (V.5)$$

V.4.1.2 - Interprétation probabiliste :

Le krigeage simple s'effectue dans la condition de non biais où l'espérance mathématique est supposée être constante.

$$E [Z_o^*] = E [Z_o] \quad \text{d'où} \quad E [Z_o^* - Z_o] = 0 \quad (\text{V.6})$$

remplaçons Z_o^* par sa valeur $Z_o^* = \sum \lambda_i \cdot Z_i$

$$E \left[\sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z_i \right] = E [Z_o] = m$$

$$\sum \lambda_i \cdot E [Z_o] = m$$

$$\sum \lambda_i \cdot m = m \quad \sum \lambda_i = 1 \quad (\text{V.7})$$

L'équation (V.7) représente la condition de non biais de l'estimateur.

Le krigeage s'effectue aussi en minimisant le mieux possible la variance d'estimation, donc une espérance mathématique de l'espérance quadratique minimale:

$$E [(Z_o^* - Z_o)^2] \quad \text{minimum} \quad (\text{V.8})$$

C'est ce qu'on appelle condition d'optimalité de l'estimateur linéaire.

- Equation du krigeage simple (par point)

Soit $Z(x)$ la fonction aléatoire, étudiée stationnaire d'ordre 2 avec pour espérance et variogramme

$$E [Z(x)] = m$$

$$2\gamma(h) = E [(Z(x_i+h) - Z(x_i))^2]$$

Nous formulerons dans ce qui suit les équations du krigeage soumis aux deux conditions:

- condition de non biais: $E[Z_o^* - Z_o] = 0$
 - condition d'optimalité: $E[(Z_o^* - Z_o)^2]$
- $$\sum \lambda_i = 1$$
- minimum.

L'équation (V.8) peut être développée de la manière suivante:

$$E[(Z_o^* - Z_o)^2] = E\left[\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z_i - Z_o\right)^2\right] \quad (V.9)$$

En développant l'équation du variogramme, nous obtenons:

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \gamma(x_i - x_j) - \frac{1}{2} \cdot E[(Z_i - Z_j)^2] \\ &= \frac{1}{2} \cdot E[(Z_i - Z_j)^2] - (Z_j - Z_o)^2 \\ &= \frac{1}{2} \cdot E[(Z_i - Z_o)^2] + \frac{1}{2} \cdot E[(Z_j + Z_o)^2] - \end{aligned}$$

$$E[(Z_i - Z_o) \cdot (Z_j - Z_o)] = \gamma(x_i - x_o) + \gamma(x_j - x_o) - E[(Z_i - Z_o) \cdot (Z_j - Z_o)]$$

d'où

$$E[(Z_i - Z_o) \cdot (Z_j - Z_o)] = \gamma(x_i - x_o) + \gamma(x_j - x_o) - \gamma(x_i - x_j) \quad (V.10)$$

développons maintenant la variance:

$$\begin{aligned} E[(Z_o^* - Z_o)^2] &= E\left[\left(\sum \lambda_i \cdot Z_i - Z_o\right)^2\right] \\ &= E\left[\left(\sum \lambda_i \cdot Z_i - \sum \lambda_i \cdot Z_o\right)^2\right] \text{ car } \sum \lambda_i = 1 \\ &= E\left[\left(\sum \lambda_i \cdot (Z_i - Z_o)\right)^2\right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= E \left[\left(\sum_i \lambda_i \cdot (z_i - z_0) \cdot \sum_j \lambda_j \cdot (z_j - z_0) \right) \right] \\
&= \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \cdot E \left[(z_i - z_0) \cdot (z_j - z_0) \right] \quad (V.11)
\end{aligned}$$

d'où en remplaçant le premier membre de l'équation (V.10) dans le deuxième membre de (V.11), nous obtenons:

$$E \left[(z_0^* - z_0)^2 \right] = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \cdot \left[\gamma(x_i - x_0) + \gamma(x_j - x_0) - \gamma(x_i - x_j) \right]$$

comme :

$$\sum_i \lambda_i \cdot \gamma(x_i - x_0) = \sum_j \lambda_j \cdot \gamma(x_j - x_0)$$

on peut mettre en facteur $\sum_i \lambda_i$ ou $\sum_j \lambda_j$ dans les deux derniers termes du deuxième membre de cette équation:

$$E \left[(z_0^* - z_0)^2 \right] = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \cdot \gamma(x_i - x_j) + 2 \cdot \sum \lambda_i \gamma(x_i - x_0) \quad (V.12)$$

L'utilisation des multiplicateurs de LAGRANGE μ permet la minimisation de (V.12) après avoir annulé les dérivées partielles par rapport à λ_i de l'expression suivante:

$$\begin{aligned}
&\frac{1}{2} E \left[(z_0^* - z_0)^2 \right] - \mu \cdot \left[\sum \lambda_i - 1 \right] \\
&\frac{1}{2} \cdot \frac{\partial}{\partial \lambda_i} \left[E \left[(z_0^* - z_0)^2 \right] - \mu \cdot \left[\sum \lambda_i - 1 \right] \right] \\
&= - \sum \sum \lambda_i \gamma(x_i - x_j) + \gamma(x_i - x_0) - \mu = 0 \\
\Rightarrow &\begin{cases} \sum \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \mu = \gamma(x_i - x_0) \\ \sum \lambda_j = 1 \end{cases} \quad (V.13)
\end{aligned}$$

C'est le système linéaire du krigeage simple de $N+1$ équations à $n+1$ inconnues, avec les n poids λ_i et le multiplicateur de LAGRANGE μ .

Pour l'estimation ponctuelle, comme d'ailleurs pour celle de moyenne par maille (zonale), autant de système de krigeage que de point (ou de maille) à estimer. Nous parlerons de voisinage unique si au cours de calcul nous tenons compte à chaque point estimé de toute les données disponibles du domaine et de voisinage glissant si nous ne tenons compte que de certains points situés au voisinage du point à estimer.

Le système d'équations (V.13) peut s'écrire sous forme matricielle

$$\begin{vmatrix} 0 & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} & 1 \\ \gamma_{21} & 0 & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \\ 1 \end{vmatrix} \quad (V.14)$$

Si le variogramme γ est défini positif, le système ne possède qu'une seule solution unique. Pour obtenir la valeur estimée par krigeage simple, il suffit seulement de remplacer les λ_i trouvés par la solution de la matrice 10 dans l'expression de départ (1).

- Calcul de la variance d'estimation

En remplaçant l'expression 9 dans l'équation (V.12) nous obtenons:

$$\text{Var } E [(Z_o^* - Z_o)] = E [(Z_o^* - Z_o)^2] = \sum \lambda_j \gamma (x_i - x_o) + \mu \quad (\text{V.15})$$

D'où l'écart type d'estimation:

$$\sigma = \sqrt{\text{Var } E [(Z_o^* - Z_o)]} = \sqrt{\sum \lambda_j \gamma (x_i - x_o) + \mu} \quad (\text{V.16})$$

Remarque: Le développement des équations pour aboutir au système de krigeage par bloc (estimation zonale) est identique à celui de l'estimation ponctuelle développée ci-dessus.

L'estimation zonale qui consiste à prendre $Z_o = \frac{1}{2} \int_{S_o} Z(x) ds$ valeur moyenne $Z(x)$ sur la maille S_o de surface S_o , centré au point $x = x_o$ ou bien $Z = \frac{1}{S} \int_{S_o} Z(x) - s$, valeur moyenne de $Z(x)$ sur le domaine S pour estimer $Z = \sum \lambda_i Z(x_i)$; aboutit au système linéaire de krigeage suivant:

$$\begin{cases} \sum \lambda_i \gamma_{ij} + \mu = \sigma_{is} \\ \sum \lambda_j = 1 \end{cases} \quad (\text{V.17})$$

avec une variance : $\gamma^2 = \sum \lambda_i \sigma_{is} + \mu - \gamma_{ss}$

$\gamma_{ij} = \gamma (x_i - x_j)$: variogramme entre les deux points x_i et x_j

$\gamma_{is} = \gamma (x_i - x_s)$: valeur moyenne du variogramme entre le point x_i et un point décrivant le domaine S

$\gamma_{ss} = \gamma (x_s - x'_s)$: valeur moyenne du variogramme entre deux points décrivant indépendamment le domaine S .

V.5.2 - CAS NON STATIONNAIRE: KRIGEAGE UNIVERSEL:

Dans le cas des phénomènes non stationnaire où l'hypothèse intrinsèque n'est plus vérifiée et par conséquent la moyenne n'est plus constante, elle est fonction de x :

$$E [Z(x)] = m(x)$$

Le variogramme n'est pas seulement fonction de h :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot E [(Z(x+h) - Z(x))^2] - \frac{1}{2} \cdot E [(Z(x+h) - m(x+h)) - (Z(x) - m(x)) - (m(x+h) - m(x))]^2]$$

Le deuxième terme de la différence n'est pas nul à défaut de stationnarité.

D'où

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot E [(Z(x+h) - Z(x))^2] - \frac{1}{2} \cdot (m(x+h) - m(x))^2 \quad (V.18)$$

Supposons que la dérive $m(x)$ est régulière et peut prendre la fonction suivante:

$$m(x) = \sum a_k F^k(x) \quad (V.19)$$

x et y désignent les coordonnées d'un point du plan, $F(x)$ peut s'écrire sous forme de polynôme du type:

$$m(x) = a_0 + a_1 x + a_2 y + a_3 x^2 + a_4 xy + \dots$$

L'estimation du krigeage est toujours:

$$Z_o^* = \sum \lambda_i Z_i$$

Mais la condition du non biais est différente :

$$\begin{aligned} E [Z_o^*] &= E [Z_o] \\ E \left[\sum \lambda_i \cdot Z_i \right] &= E [Z_o] \end{aligned} \quad (V.20)$$

Comme

$$E [Z] = m(x) \Rightarrow \sum \lambda_i m(x_i) = m(x_0)$$

Remplaçons (V.19) dans (V.20), nous obtiendrons:

$$\begin{aligned} \sum \lambda_i \left[\sum a_k F^k(x_i) \right] &= \sum a_k F^k(x_0) \\ \sum a_k \left[\sum \lambda_i F^k(x_i) \right] &= \sum a_k F^k(x_0) \\ \sum \lambda_i F^k(x_i) &= F^k(x_0) \quad k = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (V.21)$$

- Équation du krigage universel:

La démarche du calcul des équations du krigage universel est identique à celle du krigage simple. En minimisant la variance de l'estimation $\text{Var} (Z_0^* - Z_0)$ sous la condition de non biais (13) et en introduisant les k multiplicateurs de LAGRANGE $(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$ on aboutit au système suivant, à n+k équations et n+k inconnues.

$$\begin{cases} \sum \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \sum_k \mu_k F^k(x_i) = \gamma(x_i - x_0) & i = 1, \dots, n \\ \sum \lambda_i F^k(x_i) = F^k(x_0) \end{cases} \quad (V.22)$$

avec $\sigma^2 = \text{Var} [Z_0^* - Z_0] = \sum \lambda_i \gamma(x_i - x_0) + \sum_k \mu_k F^k(x_0)$

sous forme matricielle

$$\begin{array}{|cccc|}
 \hline
 0 & \gamma_{12} \dots \dots \gamma_{1n} & & 1 \\
 \hline
 \gamma_{12} & 0 \dots \dots \gamma_{2n} & & 1 \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 \gamma_{n1} & \gamma_{n2} \dots \dots 0 & & 1 \\
 \hline
 1 & 1 \dots \dots 1 & & 0 \\
 \hline
 F_1^2 & F_2^2 \dots \dots F_n^2 & & 0 \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 F_1^k & F_2^k \dots \dots F_n^k & & 0 \\
 \hline
 \end{array}
 \begin{array}{|cccc|}
 \hline
 F_1^2 \dots \dots F_1^k \\
 \hline
 F_2^2 \dots \dots F_2^k \\
 \vdots \\
 \vdots \\
 F_n^2 \dots \dots F_n^k \\
 \hline
 0 & 0 & & 0 \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 \vdots & \vdots & & \vdots \\
 0 & 0 & & 0 \\
 \hline
 \end{array}
 \begin{array}{|c|}
 \hline
 \lambda_1 \\
 \hline
 \lambda_2 \\
 \vdots \\
 \vdots \\
 \lambda_n \\
 \hline
 \mu_1 \\
 \vdots \\
 \mu_2 \\
 \vdots \\
 \mu_k \\
 \hline
 \end{array}
 =
 \begin{array}{|c|}
 \hline
 \gamma_{10} \\
 \hline
 \gamma_{20} \\
 \vdots \\
 \vdots \\
 \gamma_{n0} \\
 \hline
 1 \\
 \vdots \\
 F_0^k \\
 \vdots \\
 F_0^k \\
 \hline
 \end{array}
 \quad X$$

(V.23)

CHAPITRE VI . APPLICATION DE LA GÉOSTATISTIQUE A LA CARTOGRAPHIE DES VARIABLES PLUVIOMETRIQUES

VI.1 - DONNÉES A CARTOGRAPHIER :

Nous disposons comme nous l'avons déjà mentionné précédemment de 48 stations réparties aléatoirement sur tout le centre algérien.

A partir de ces stations et grâce à l'étude statistique, nous avons estimé les pluies maximales journalières annuelles pour différentes périodes de retour (10 ans, 50 ans, 100 ans et PMP), que nous nous proposons d'étudier et d'en ressortir une image synthétique du phénomène pluviométrique en les cartographiant par une méthode géostatistique qui est le krigeage.

VI.2 - ETUDE STATISTIQUE :

Une analyse statistique est très utile avant toute étude géostatistique.

La répartition graphique des pluies maximales décennales en fonction de leurs fréquences relatives données par la figure (VI.1) montre une dissymétrie vers la gauche, qui nous laisse penser à une loi log-normale.

Cela nous a incité à représenter les logarithmes décimaux de ces variables (figure (VI.2)) qui montrent une certaine symétrie indiquant leur normalité. L'examen des diagrammes représentant

la variable en fonction des fréquences cumulées (droite de HENRY) confirme ce résultat; en effet, la droite de HENRY présentée par la figure (VI.3) rejette la normalité des pluies maximales décennales x_2 par contre elle l'accepte pour celles des logarithmes de x_2 (figure (VI.4)).

G.MATHERON [5] a montré que si la loi de distribution de la variable étudiée est log-normale, alors sa structure dans l'espace ainsi que le krigeage seront meilleurs si on utilisait le logarithme de la variable au lieu de la variable originale.

Il serait donc plus intéressant, dans la suite du travail, d'utiliser les logarithmes des variables.

Figure VI.1 - Histogramme de la variable X_2

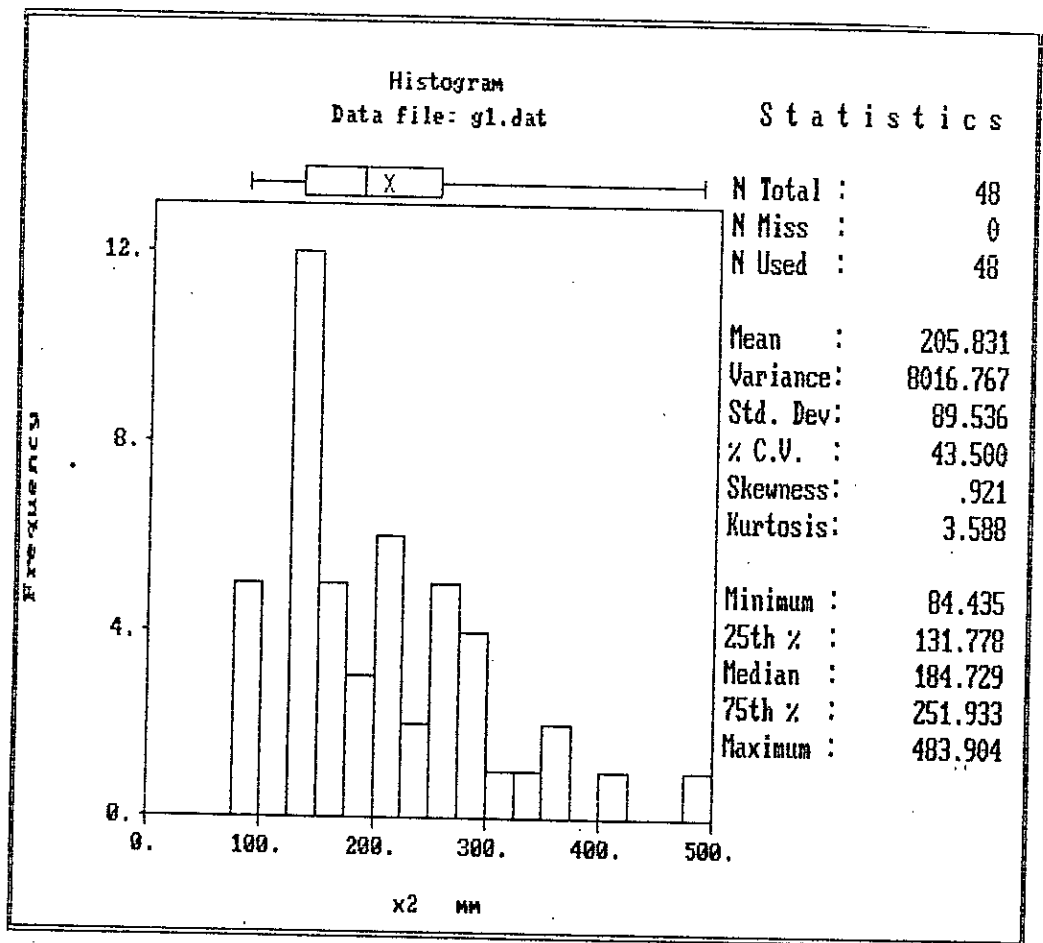


Figure VI.2 - Histogramme des logarithmes
de la variable x_2

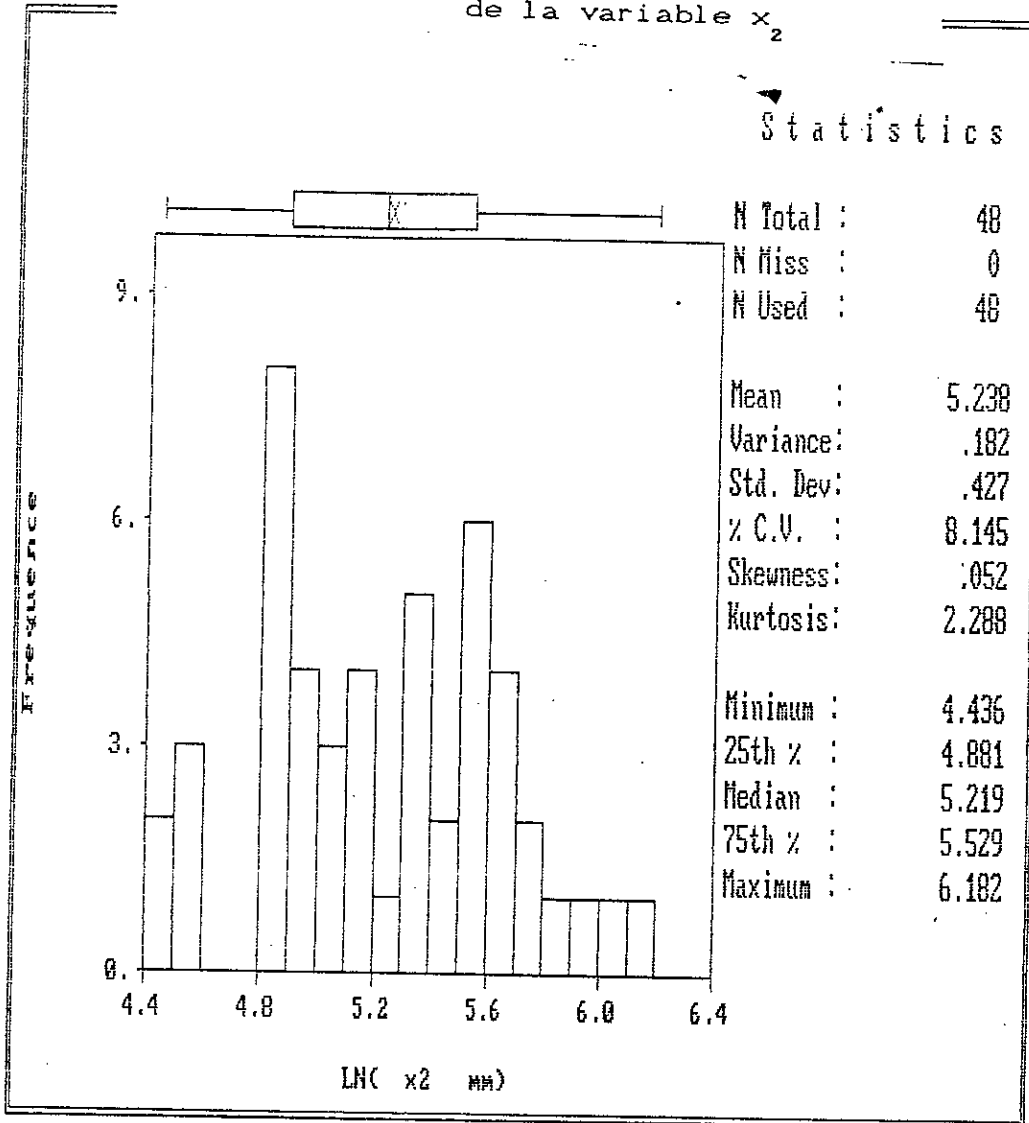


Figure VI.3 - Ajustement de la variable x_2

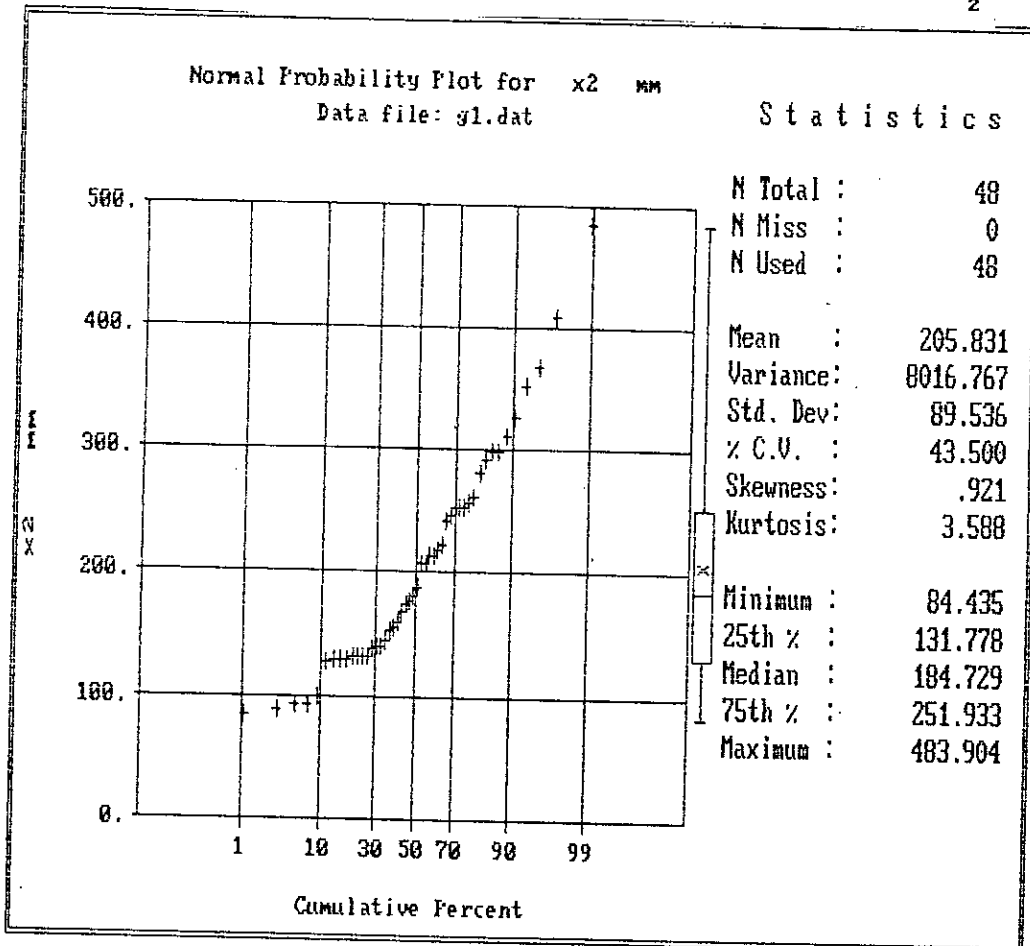
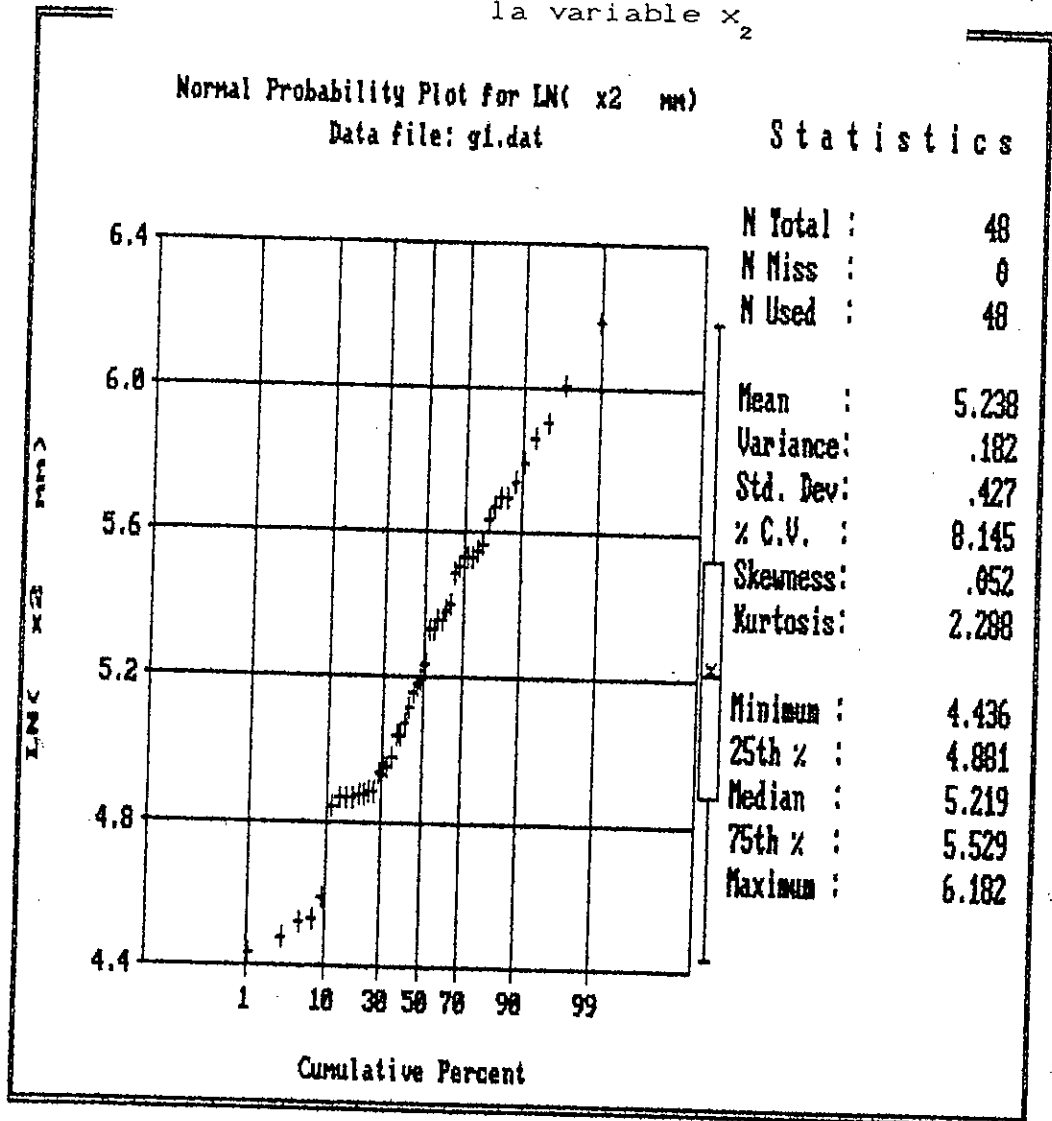


Figure VI.4 - Ajustement des logarithmes de
la variable x_2



VI.3 - CONSTRUCTION DU VARIOGRAMME :

L'étude de l'analyse structurale depuis la construction jusqu'à la modélisation et sa validation est assurée par le programme GEOEAS [7].

En utilisant les coordonnées x et y , l'option PREVAR établit le fichier .PCF qui renferme le nombre de couples $N(N-1)/2$ nécessaires pour construire le variogramme expérimental correspondant. Ce même fichier va être utilisé par l'option VARIO pour la construction du variogramme et sa modélisation. Le variogramme expérimental est donné dans le tableau (VI.1) et représenté par la figure (VI.5).

Figure VI.5 - Variogramme expérimental de $\log(x_2)$

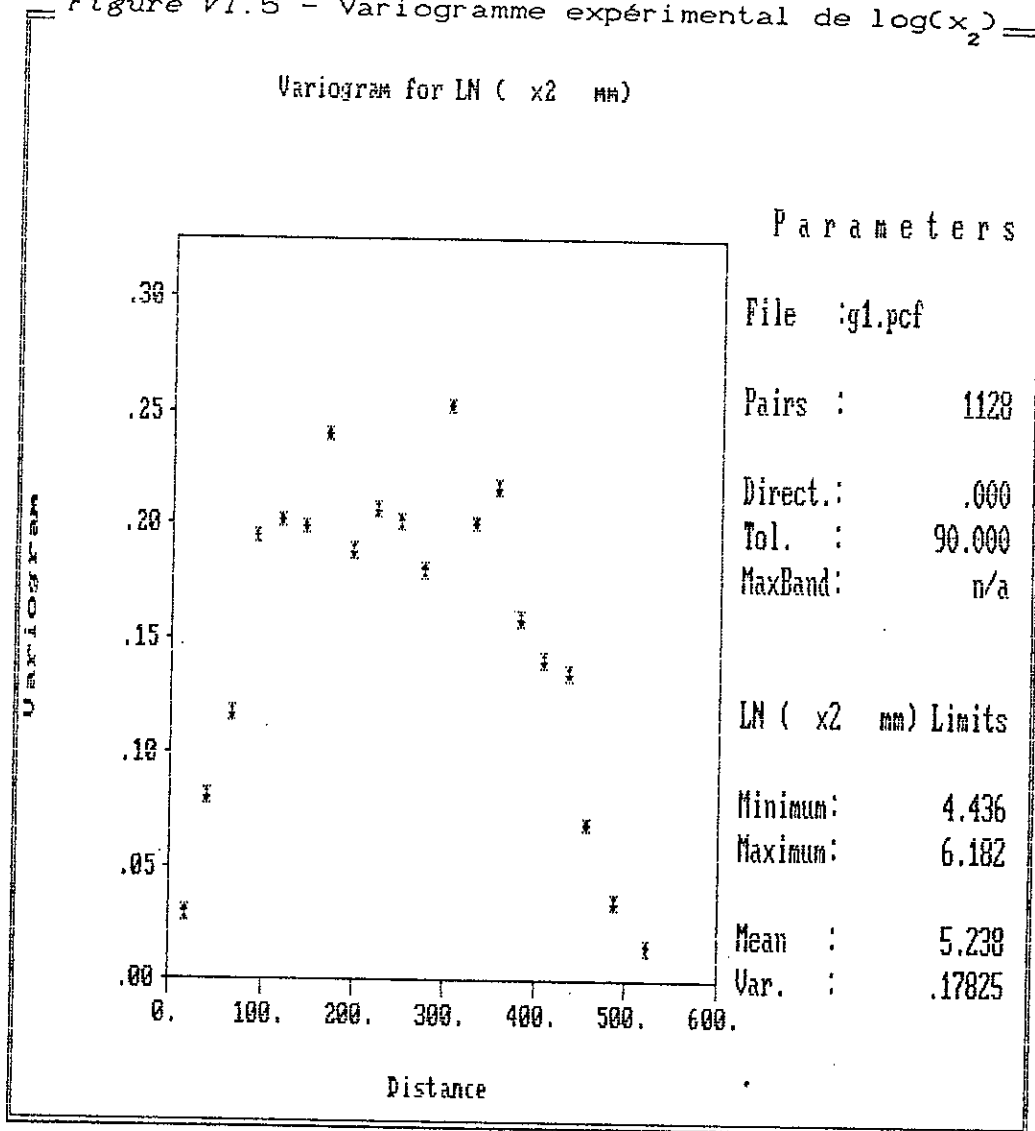


Tableau VI.1 - Variogramme expérimental

Distance moyenne	Nbre de couples	$\sigma(h)$ (mm ²)
17.063	15	0.030
40.275	86	0.081
66.469	106	0.117
91.308	111	0.195
117.617	109	0.202
144.361	121	0.199
169.204	101	0.239
197.036	104	0.188
223.095	74	0.206
248.990	58	0.202
275.040	62	0.180
302.592	53	0.252
330.359	42	0.200
354.605	36	0.216
380.647	16	0.159
407.591	16	0.141
435.695	7	0.135
456.353	6	0.069
487.783	4	0.035
523.155	1	0.016

Après plusieurs ajustements, en jouant sur les paramètres du modèle: pépite, variance et portée, un modèle d'ajustement sera visuellement accepté pour chaque variable étudiée (tableau (VI.2)).

tableau VI.2 - Caractéristiques du variogramme.

Variable	Type de modèle	Pépite (mm ²)	Portée (Km)	Variance (mm ²)
$\lg(x_{\frac{2}{2}})$	Gaussien	0.030	120	0.178
$\lg(x_{\frac{4}{4}})$	Gaussien	0.035	120	0.180
$\lg(x_{\frac{5}{5}})$	Gaussien	0.040	120	0.181
$\lg(x_{\frac{p}{p}})$	Gaussien	0.060	120	0.198

$\log(x_{\frac{2}{2}})$: \log_{10} de la pluie max decennale.

$\log(x_{\frac{4}{4}})$: \log_{10} de la pluie max cinquantennale.

$\log(x_{\frac{5}{5}})$: \log_{10} de la pluie max centennale.

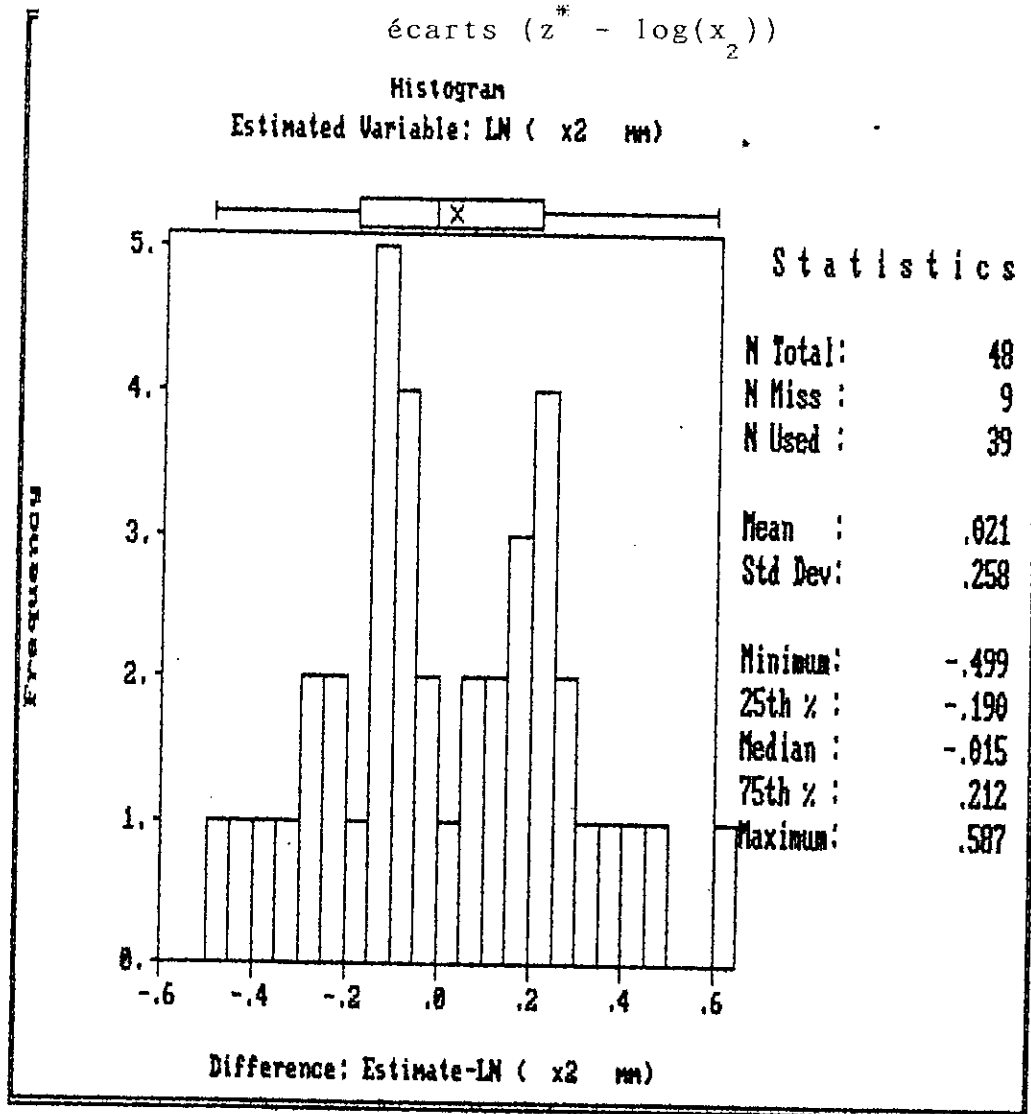
$\log(x_{\frac{p}{p}})$: \log_{10} de la pluie max probable.

VI.4 - VALIDATION DES MODELES ET INTERPRETATIONS:

La décision d'accepter ou de rejeter définitivement les modèles, présentés dans le tableau (VI.2), ne peut se faire qu'après passage par l'option XVALID qui permet le test de validation du modèle choisi.

La méthode consiste à supprimer fictivement les points expérimentaux l'un après l'autre, à les kriger à partir de leurs voisins et à comparer les erreurs d'estimation ainsi constatés aux écarts types théoriques.

Figure VI.6 - Représentation des histogrammes des écarts ($z^* - \log(x_2)$)



Sur la figure (VI.6) nous trouverons les statistiques élémentaires et les histogrammes correspondants aux écarts: (valeur estimé de $\log(x_2) - \log(x_2)$) aux 48 points expérimentaux.

On peut vérifier qu'en moyenne il n'ya sur-estimation ni sous-estimation.

$$\begin{aligned} \text{Erreur moyenne} = m &= \frac{1}{n} \sum (\text{valeur estimé de } \log(x_2) - \log(x_2)) \\ &= 0.019 \simeq 0 \end{aligned}$$

Et que les écarts types d'estimation sont bien cohérents avec les erreurs constatées.

Erreur quadratique réduite = g =

$$\frac{1}{n} \sum \left[\frac{(\text{valeur estimé de } \log(x_2) - \log(x_2))^2}{\sigma_k} \right] = 1.044 \simeq 1$$

Nous pouvons aussi visualiser la répartition spatiale de ces erreurs figure(VI.7) où on peut distinguer les valeurs sur-estimé par le symbole + et les valeurs sou-estimé par le symbole x, notons que la taille de l'erreur est proportionnel à la taille du symbole.

Le tableau (VI.3) montre bien que les indices m et g calculés par XVALID pour les différentes variables étudiées et pour les modèles choisis pour chacune d'elles sont asymptotiques aux normes recommandées.

Figure VI.7 - Répartition spatiale des écarts
 $(z^* - \log(x_2))$

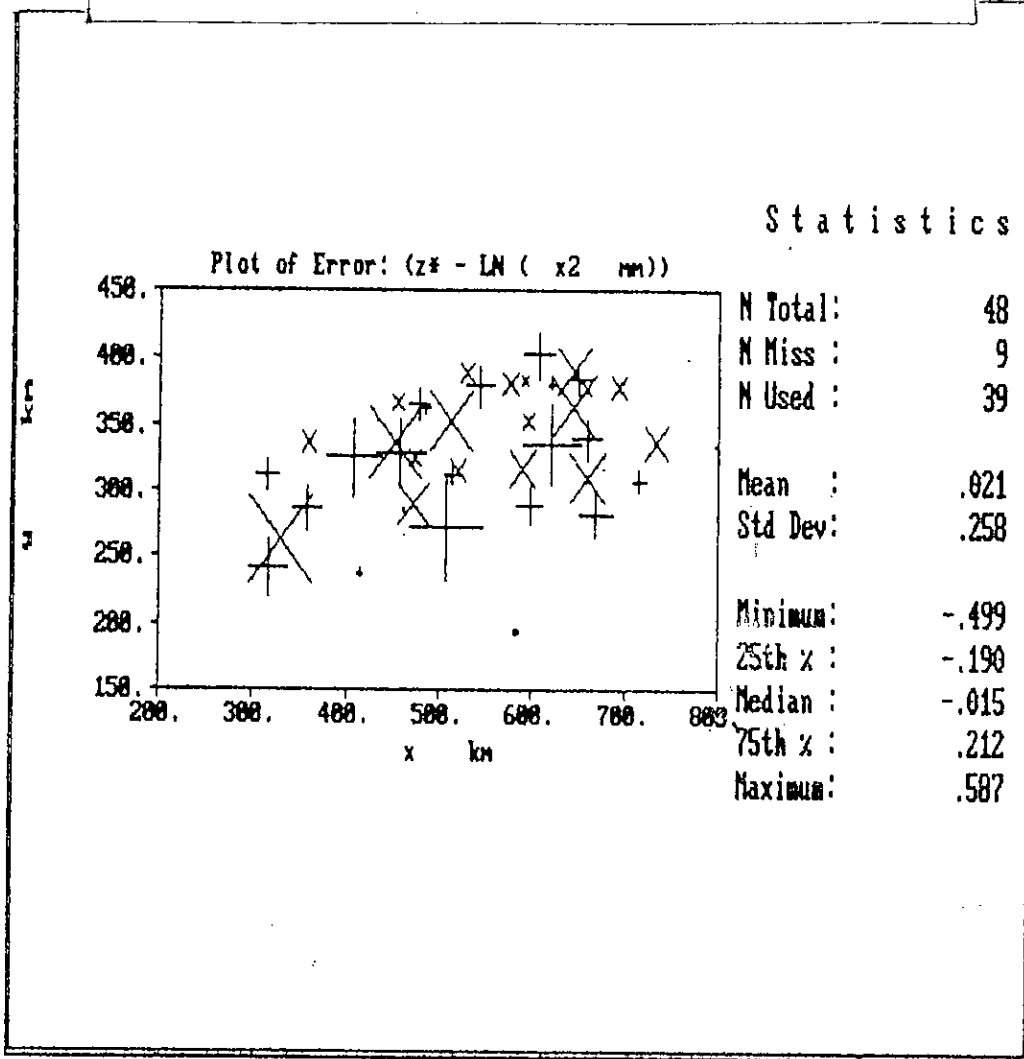
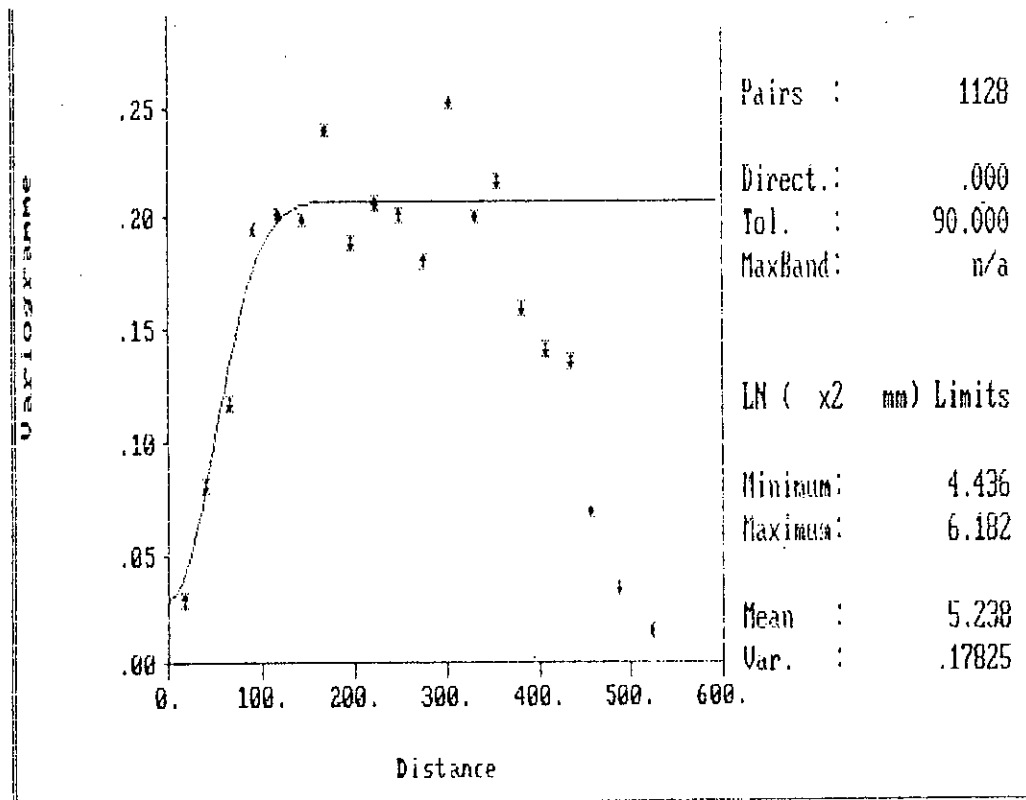


Tableau VI.3 - Résultats de la validation

Variable	m	g
$\log(x_2)$	0.019	1.044
$\log(x_4)$	0.019	1.080
$\log(x_5)$	0.020	1.268
$\log(x_p)$	0.017	1.050

A partir du tableau (VI.2) nous citerons comme exemple le calage d'un modèle Gaussien de pépite 0.03 mm^2 , de portée 120 Km et de palier 0.178 mm^2 est accepté pour les log des pluies maximales décennales (figure (VI.8)).

Figure VI.8 - Ajustement à un modèle Gaussien de $\log(x_2)$



Pour la même variable, l'examen des variogrammes nous a conduit à faire les observations suivantes:

- présence d'une pépite de 0.03 mm^2 qui représente la variance du phénomène qui se développe à une échelle inférieure à celle des distances entre les observations, il est aussi très souvent la conséquence d'erreurs faites sur les mesures de précipitations ou sur l'estimation des quantiles, sachant que ceux-ci présentent déjà une erreur d'estimation de 5% .

- le graphe croit rapidement et a tendance ensuite à se stabiliser (variogramme borné) autour d'un palier de 0.178 mm^2 et l'atteint à partir de la valeur 120 Km qui est la portée du phénomène. Cela signifie que les log des pluies max décennales sont autocorrélées jusqu'à une distance de 120 Km qui correspond à une variance de 0.178 mm^2 . Au delà de cette distance l'influence d'une donnée est trop faible.

Ayant ainsi vérifié la validité des paramètres structuraux retenus, nous pouvons passer à la résolution du problème posé par le krigeage.

VI.5 - KRIGEAGE:

Après l'étude de l'analyse structurale qui se termine par l'obtention et la fixation des paramètres du modèle, caractérisant la situation de chaque variable ($\log(x_2)$, $\log(x_4)$, $\log(x_5)$, $\log(x_p)$), l'estimation par krigeage universel se fait par voisinage glissant de 130 Km de rayon pouvant contenir 24 points au maximum et 8 points au minimum, se contentant ainsi d'une stationnarité locale à l'échelle d'une petite zone.

Sachant que le variogramme est souvent mieux connu pour les petites distances et devient de moins en moins certain au fur et à mesure que la distance augmente, il est donc préférable de rester dans la gamme où les incertitudes sur le variogramme sont encore petites.

Pour les logarithmes des pluies maximales décennales: en utilisant les paramètres du modèle retenu (pépite=0.03 mm², variance=0.178² et portée =120 Km), l'estimation par krigeage universel a été faite suivant une grille de (30x15) mailles de 20Km de coté pour l'ensemble du domaine d'étude par l'option KRIGE du programme GEOEAS.

Les résultats de ces estimations sont donnés dans un fichier de sortie d'extension .GRD contenant en plus des coordonnées x et y les valeurs estimées des logarithmes des pluies max. decennales et leurs écarts-types d'estimation correspondants nécessaires à la cartographie.

Ayant estimé la pluviométrie par krigeage des valeurs ponctuelles aux noeuds de la grille, nous avons tracé les cartes représentant le relief pluviométrique par un ensemble d'isohyètes sur un fond comportant le contour du bassin et les positions des postes pluviométriques (figure (VI.9), annexe B6).

La pratique courante veut que l'on associe à chaque carte krigée la carte des écarts-types d'estimation, on peut alors quantifier la précision de l'estimation en tout point du domaine (voir figure VI.12, annexe B.7). En effet, pour accéder à la valeur réelle, il faudra ajouter à la valeur estimée l'écart-type d'estimation.

VI.6 - INTERPRETATION DES CARTES:

En examinant la figure (VI.9), la carte des pluies max. décennales semble plus fouillée au nord et au nord est mais plus lisse au fur et à mesure qu'on se rapproche du sud du domaine, du fait du manque de stations dans cette région.

L'évolution des isohyètes se présente de façon croissante du sud vers le nord du domaine, cela va en faveur du fait que la pluviosité est d'autant plus grande que l'on se rapproche de la mer et de la chaîne des montagnes de l'Atlas.

En effet, en examinant le bloc diagramme de la région du centre Algérois donné par la figure (VI.10) [19], nous pouvons voir clairement que le phénomène pluviométrique est intimement relié au relief topographique; les plus grandes valeurs de la pluviométrie sont observées dans la région de la SOUMMAM à relief important et proche de la mer et s'étend en diminuant vers le bassin du CHELIF et de la côte DAHRA en passant par l'ATLAS BLIDEEN, les plus faibles valeurs sont observées au sud de la HODNA du CHELIF et du ZAHREZ qui se trouvent à basses altitudes et éloignées de la mer.

Il apparaît clairement, d'après les résultats obtenus (figure VI.11), que les variances d'estimation évoluent de façon croissante du nord vers le sud, ceci conforte l'idée que les cartes obtenues sont plus précises dans les zones présentant une forte densité de stations.

Figure VI.9 -

CARTE DES PLUIES MAX. DECENNALES (Centre Algerien)

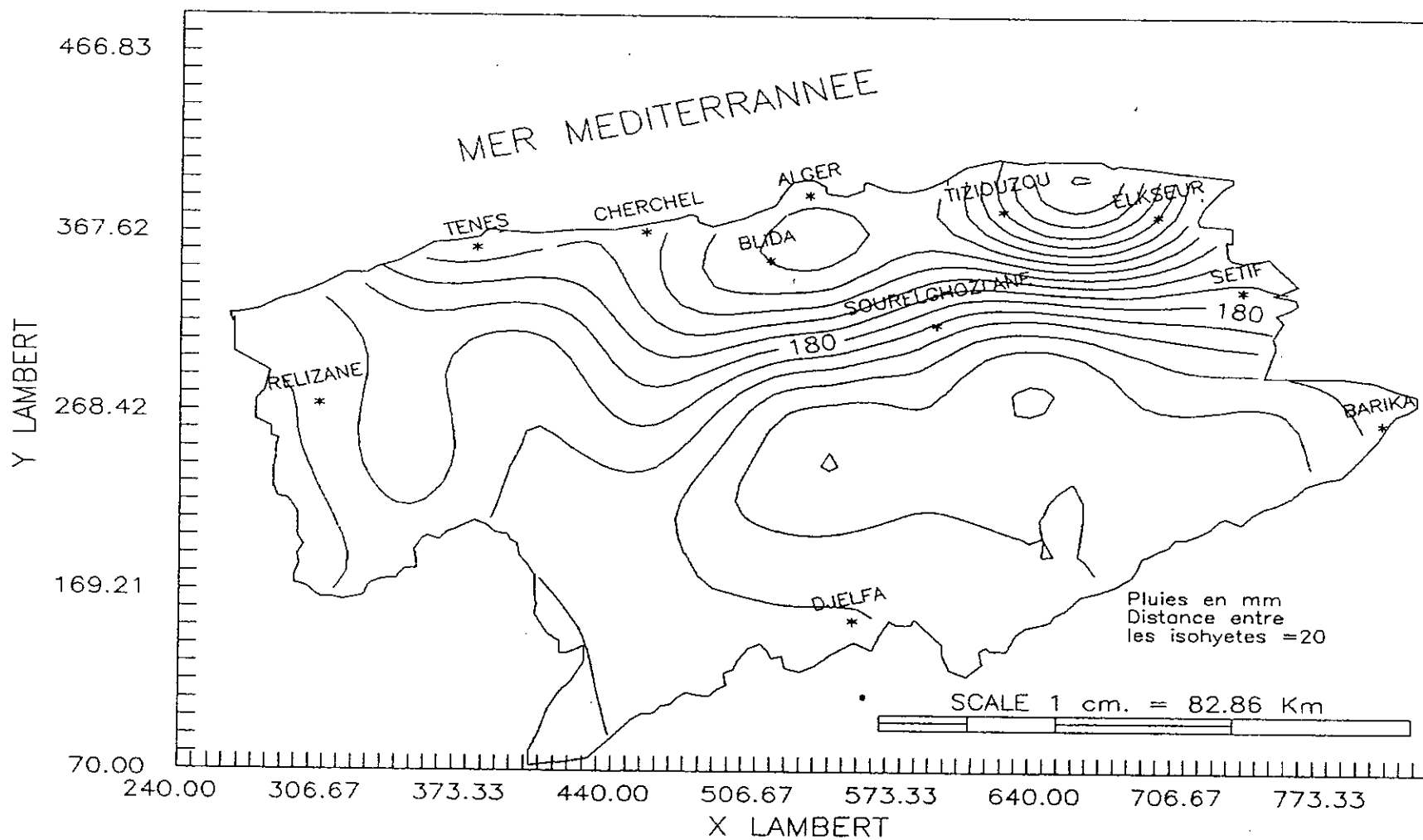


Figure VI.10 – Bloc-diagramme isometrique
de la region d'Alger

(vue du Nord-Est).

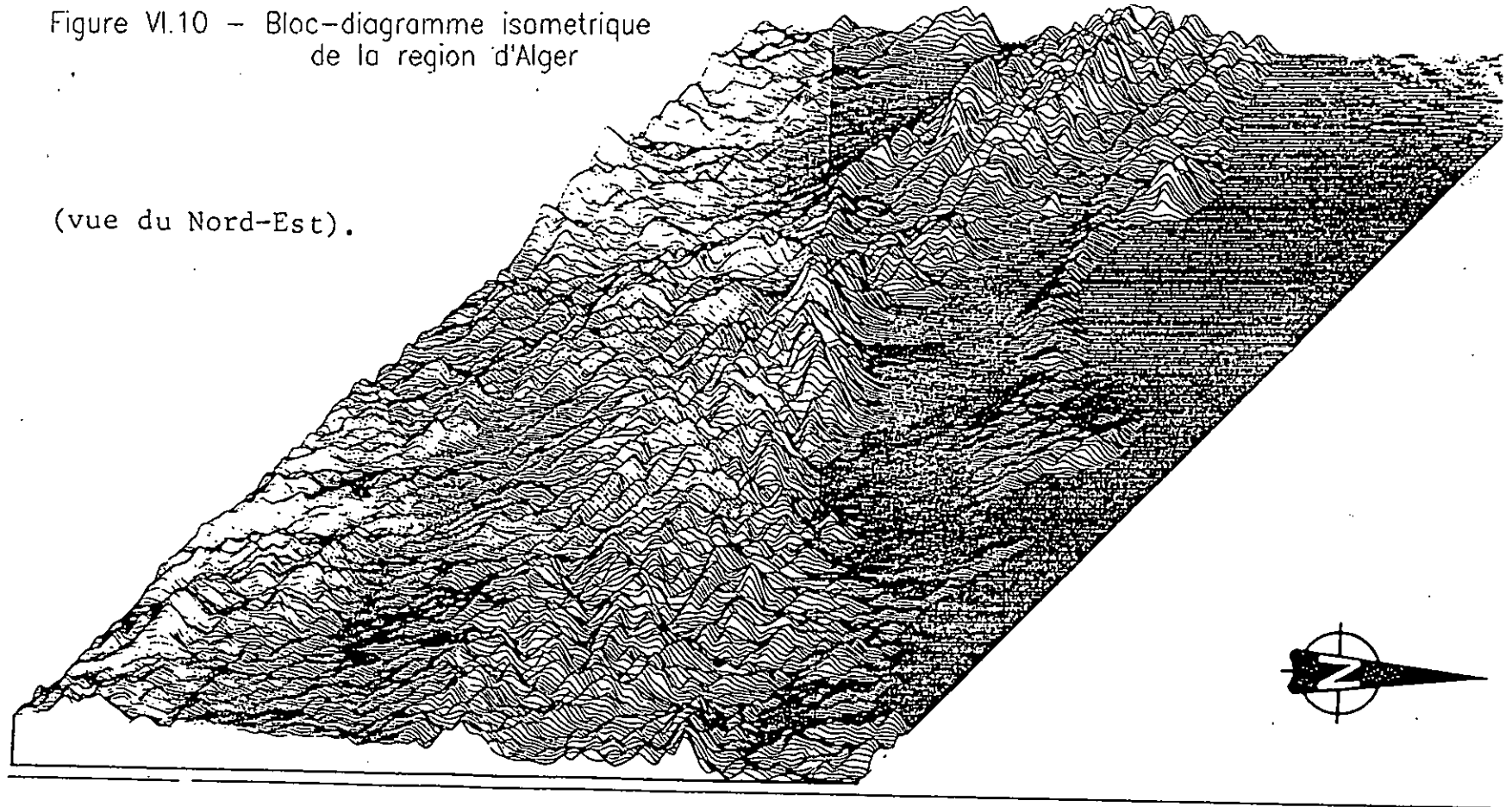
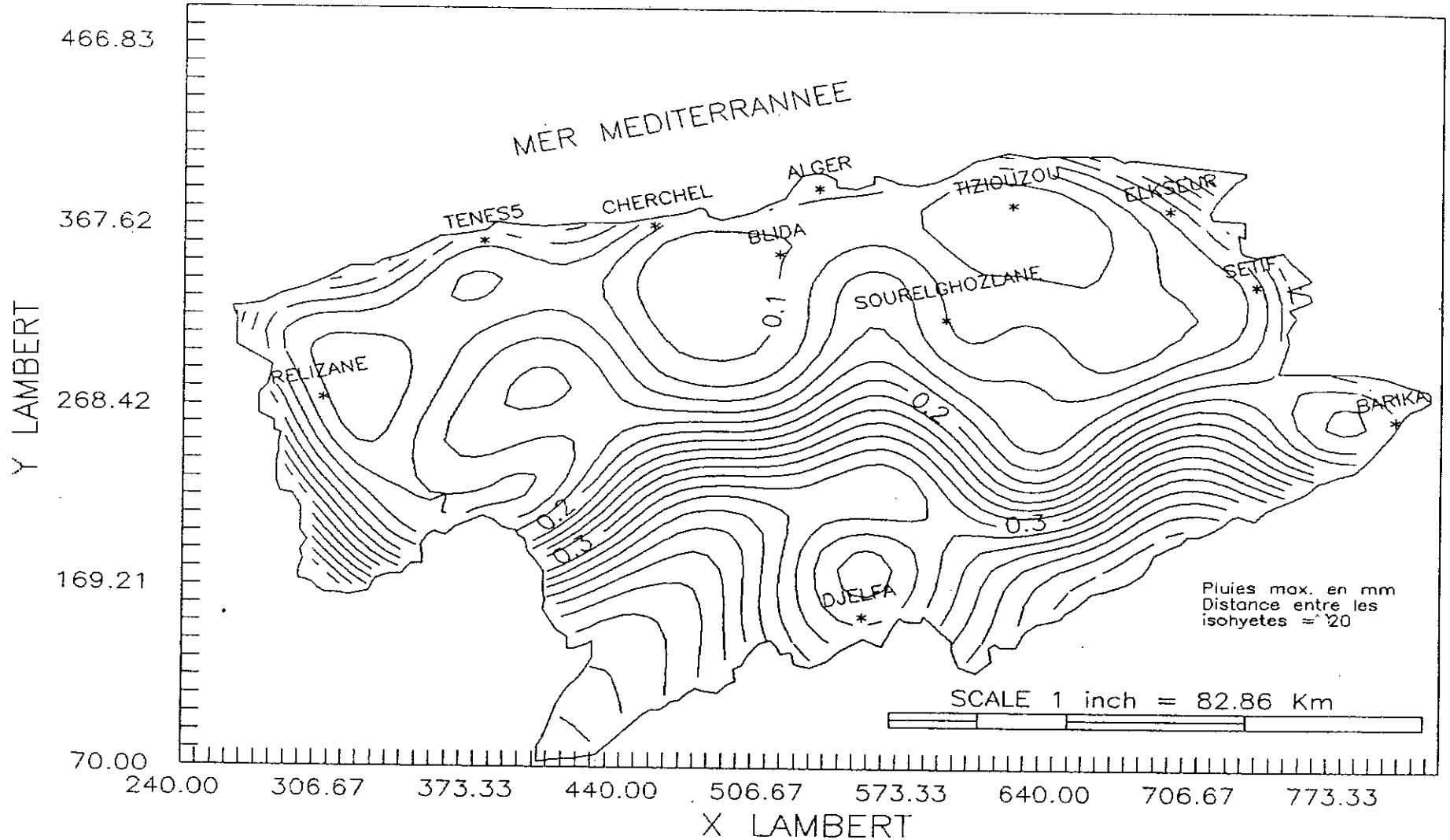


Figure VI.11

CARTE DES ECARTS TYPES D'ESTIMATION DES PLUIES MAX. DECENNALES



VI.7 - CONCLUSION:

Le variographie nous a permis de tirer les conclusions suivantes (figure VI.8 et annexe P 5):

- Les variogrammes présentent une discontinuité à l'origine traduisant une irrégularité à petite échelle, que nous expliquons soit par des perturbations locales, l'instabilité de l'air au voisinage du sol et l'arrivée de la pluie sur le pluviomètre par rafales irrégulières, soit par une micro-régionalisation d'échelle très inférieure à l'espacement des données.

- La variographie a montré que nous pouvons admettre une isotropie du phénomène grâce à un variogramme borné; présence d'un palier atteint à partir d'une certaine distance: la portée qui est le point d'extinction de corrélation entre les stations.

L'étude des champs pluviométriques sous l'angle de la théorie des variables régionalisée nous a permis de dégager certaines caractéristiques de la structure spatiale du phénomène pluviométrique. Comme le montrent les résultats obtenus, la variabilité spatiale de la pluviométrie n'est pas un phénomène purement aléatoire, mais comporte un certain déterminisme qui tend à imposer sa propre structure; la pluviométrie est d'autant plus importante au fur et à mesure que l'on se rapproche du nord et de l'est de la région. La composante déterministe principale est donc l'effet du relief.

Rien que le krigeage soit un estimateur optimal, il demeure cependant que celui-ci est dans l'impossibilité de restituer des détails qui n'ont pas été observés d'où la nécessité de prendre en compte le maximum d'information.

Le krigeage filtre le phénomène pluviométrique de sa composante chaotique. Comme les erreurs d'échantillonnage (qui sont modélisées par l'effet de pépite) ne sont pas corrélées spatialement aux autres points expérimentaux; le krigeage, étant un interpolateur exact, restituerait la valeur mesurée en dehors de ces erreurs.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Au terme de ce travail, il est utile de rappeler l'objectif de notre contribution qui a visé surtout la mise en oeuvre d'une approche qui a servi à cartographier automatiquement des pluies de fréquences rares, obtenues à partir d'une analyse statistique de séries de maximums journaliers annuels.

Cette contribution à la cartographie automatique à l'aide d'une approche géostatistique, a été effectuée d'abord, pour analyser la variabilité structurale des pluies de fréquences rares étudiée par les variogrammes, puis de procéder à l'estimation par krigeage sur des zones où les postes pluviométriques sont inexistantes, et enfin d'effectuer le tracé des cartes par l'utilisation des valeurs ainsi estimées.

D'après notre modeste contribution, nous pouvons conclure que :

La qualité des données est un élément qui conditionne les résultats des estimations. La critique des données doit donc constituer la première grande phase préalable à toute étude statistique portant sur la pluviométrie.

Pour l'estimation des pluies de fréquences rares, il n'est pas nécessaire de considérer plusieurs valeurs maximales par année puisque cela entraînerait une sous-estimation flagrante

des quantiles d'autant plus que les séries choisies sont de tailles assez représentatives.

La loi Gamma à deux paramètres représente convenablement les séries de maximums journaliers annuels sauf pour certaines qui sont influencées par le caractère orographique. Des résultats similaires ont été obtenus pour des ajustements à la loi de GUMBEL [1]. L'étude statistique nous a montré par ailleurs que la méthode de la PMP a tendance de surestimer les pluies maximales.

La variographie des pluies de fréquences rares a montré que l'on peut admettre une isotropie du phénomène à l'échelle de notre région, à travers un variogramme borné. Elle a montré aussi que l'évolution de la pluviométrie n'est pas un phénomène purement aléatoire.

Les pluies max. des différentes périodes de retour étudiées présentent une forte ressemblance dans leur structure (figures (VI.8), (B.5) et (VI.9), (B.6))

Les cartes des variances ont montré que le krigeage universel convient bien à la cartographie des pluies max. de fréquences rares, dans la région du centre Algérien. De même que cette méthode, jadis limitée au seul domaine minier, s'est avérée parfaitement adaptée aux problèmes rencontrés en hydrologie.

La qualité du krigeage dépend essentiellement de la variabilité spatiale du phénomène qui est quantifiée, notamment à l'aide de la portée (distance d'extinction de la corrélation entre stations) et de la densité du réseau.

Il serait souhaitable de disposer d'un complément de postes d'observation dans certaines parties du domaine. Ceci aurait un effet positif, en diminuant la portée (qui est à notre avis trop importante pour des pluies de fréquences rares) et par conséquent augmentant la précision du krigeage.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

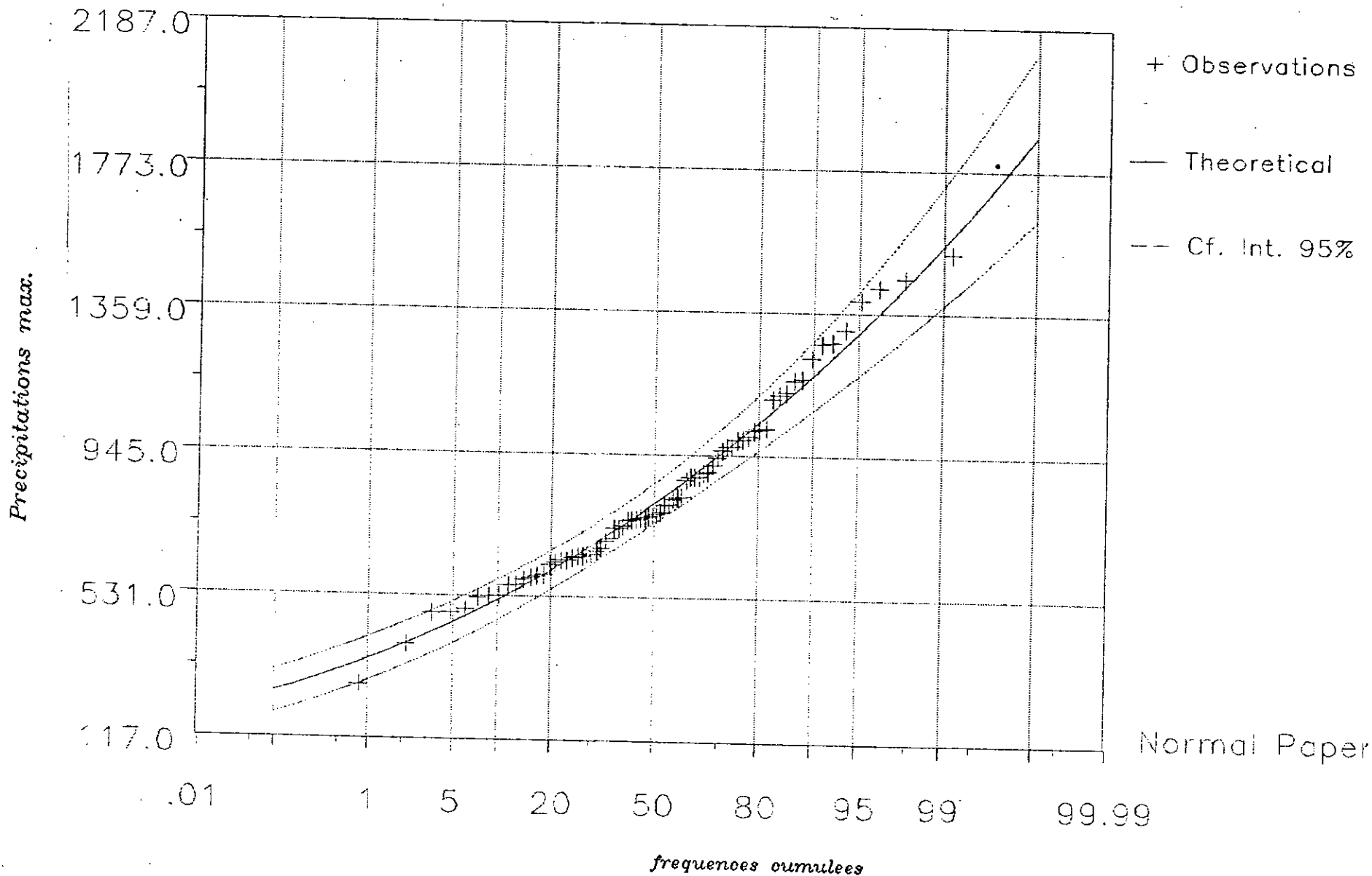
- [1] AISSANI B.; Cartographie automatique du champs pluviométrique : Exemple de la région algéroise, Science de la terre, Information géologique, Nancy 1983.
- [2] ANGUEL L., BENDAHDANE K.; Etude des pluies extrêmes dans le bassin de SEBAOU, thèse d'ingénieur, E.N.P; 1992.
- [3] Atlas climatologique national, office national de météorologie Dar El Beida, Alger.
- [4] BOBEE.B, ASHKUR.F et El JABI. N; The Gamma family and derived distributions applied in hydrologie, Water Resources Publications.
- [5] DELHOMME. J.P, Application de la théorie des variables régionalisées dans les sciences de l'eau, Thèse de docteur ingénieur, Ecole Des Mines De Paris, 1976.
- [6] DUBREUIL. P, Initiation à l'analyse hydrologique, Masson, 1974.
- [7] GEO - EAS, Geostatistical Environmental Assessment Software Version 1.1 by Eves England, Us.Environmental Protection Agency, Environmental Monitoring systems Laboratory, 1989, Los Vegas, Nevada.

- [8] HAUESTEIN . W, Cours d'hydrologie de surface, Institut National Agronomique, El-Harrach, 1976.
- [9] HFA: Hydrological Frequency Analysis p.c Version 1.0.
BOBEE, B And ASHKAR, F, 1988, The Gamma And Derived Distribution Applied in Hydrologie, YEVJEVICH, Editor, Water Ressource Publications.
- [9] JOURNEL. A.G Géostatistique minière Tome I, Geostatic Center Acadimic Press, New York, 1977.
- [11] JOURNEL. A.G Géostatistique minière Tome II, Geostatic Center Acadimic Press, New York, 1977.
- [12] KHAMMARI B, Variographie des nitrates et residus secs dans la plaine de la metidja. Institut National Agronomique, 1990.
- [13] KOLLEGODE. N.T, Stochastic water ressources technology, University of Birmingham, Departement of Civil Engineering, Mac Millan, London 1980.
- [14] LABORDE. J.P, Analyse des données et cartographie automatique en hydrologie: Elément d'hydrologie, Thèse de docteur es-sciences, I.N.P, Lorraine, 1984.
- [15] LEBEL. T, Moyenne spatiale de la pluviometrie sur un bassin versant: Estimation optimale, génération stochastique et grades des valeurs extrêmes, Thèse de docteur ingénieur I.N.P, Grenoble, 1984.

- [16] MATHERON G, Les variables régionalisées et leur estimation, Masson, Paris, 1965.
- [17] OBLED. CH, Introduction au krigeage à l'usage des hydrologues, à paraître dans Water Res. Res.
- [19] REMINERAS. G, L'hydrologie de l'ingénieur, 3^{ème} Edition, Paris, Eyrolles, 1972.
- [20] ROCHE. M, Hydrologie de surface, ORSTOM, GAUTHIER-VILLARS, Paris, 1963.
- [21] SERRA BERTRAL. G, Cours d'hydrologie, Institut National Agronomique El-Harrach 1979.
- [22] SHOW. E.M, Hydrologie in practice, Imperial College of Science and Technology U.K, Departement of Civil Engineering, 1983.
- [24] Ressources en eaux de surface et possibilité de leur aménagement, Hydrotechnic Corporation, New York., Ingenieur conseil novembre 1969.

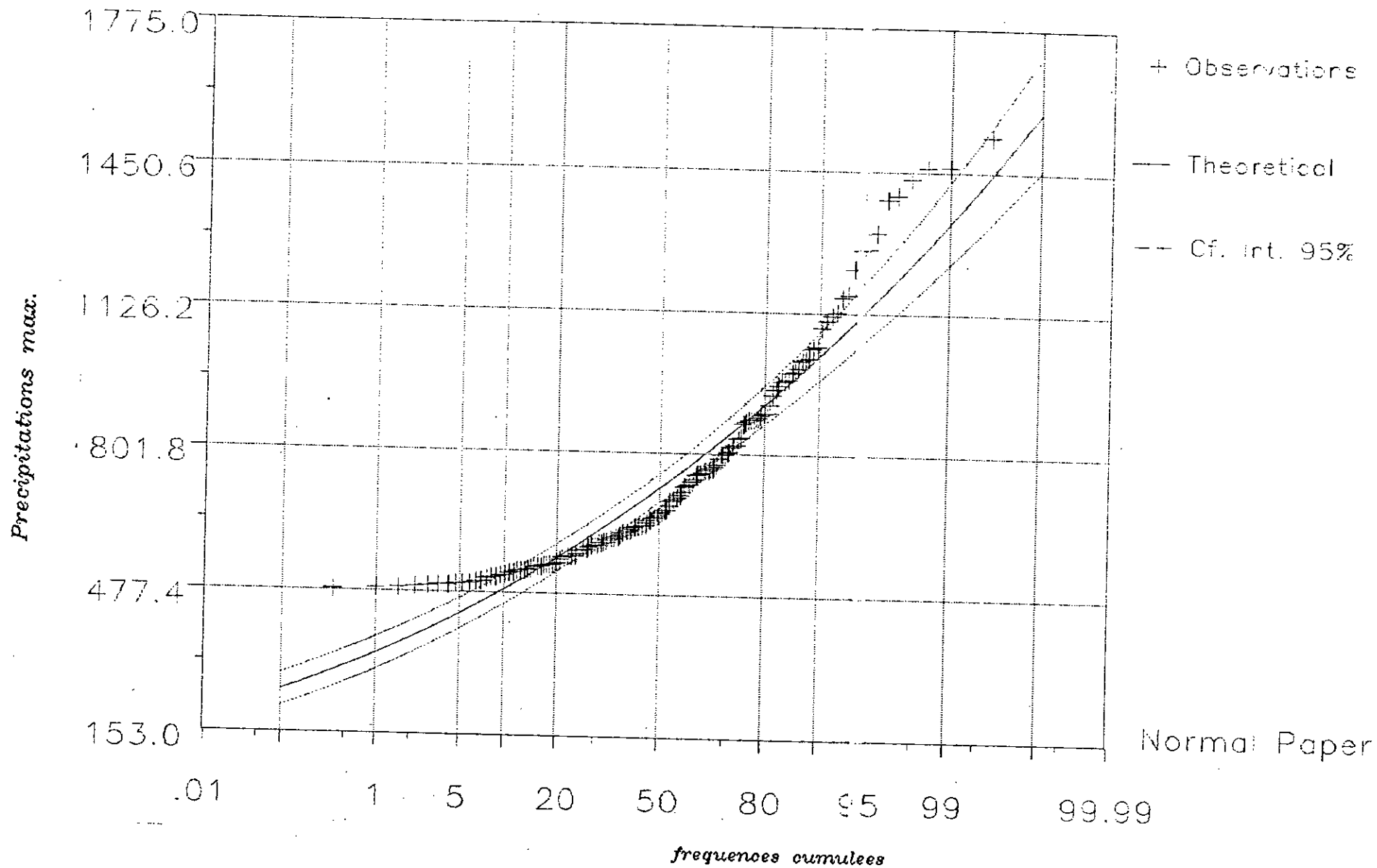
STATION 150204

Variante 2 Gamma, Maximum Likelihood

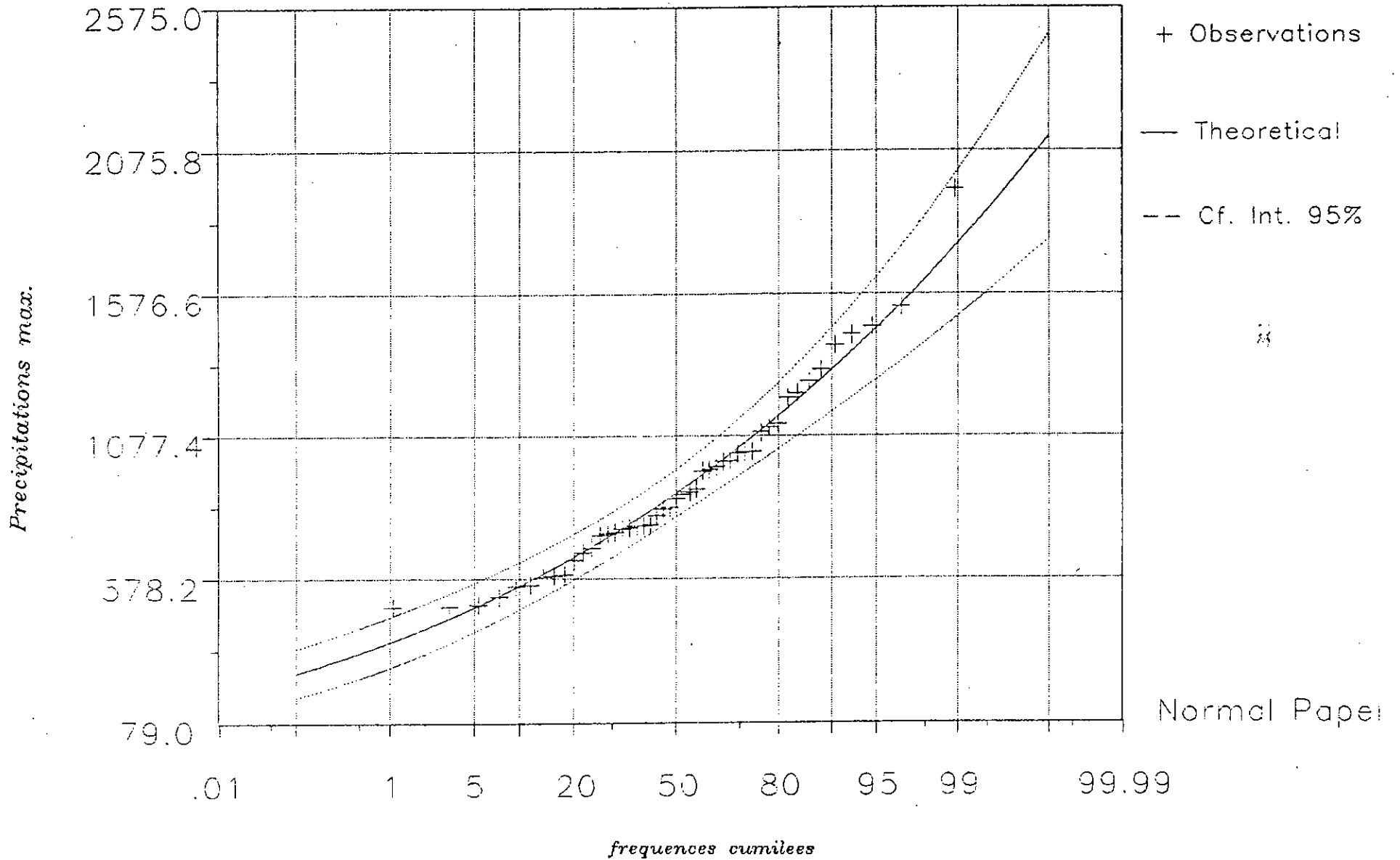


STATION 150204

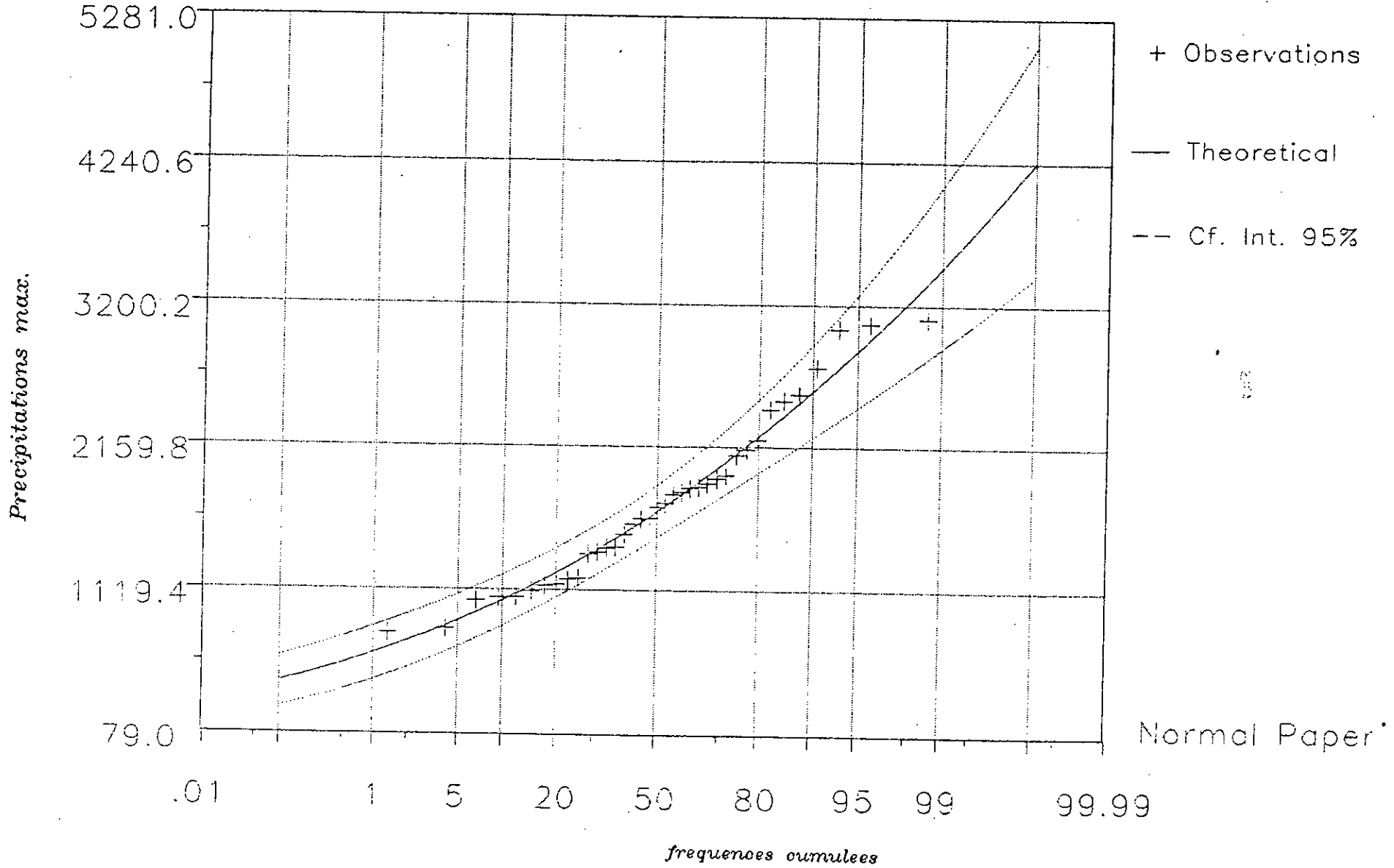
Variante 3 Gamma, Maximum Likelihood



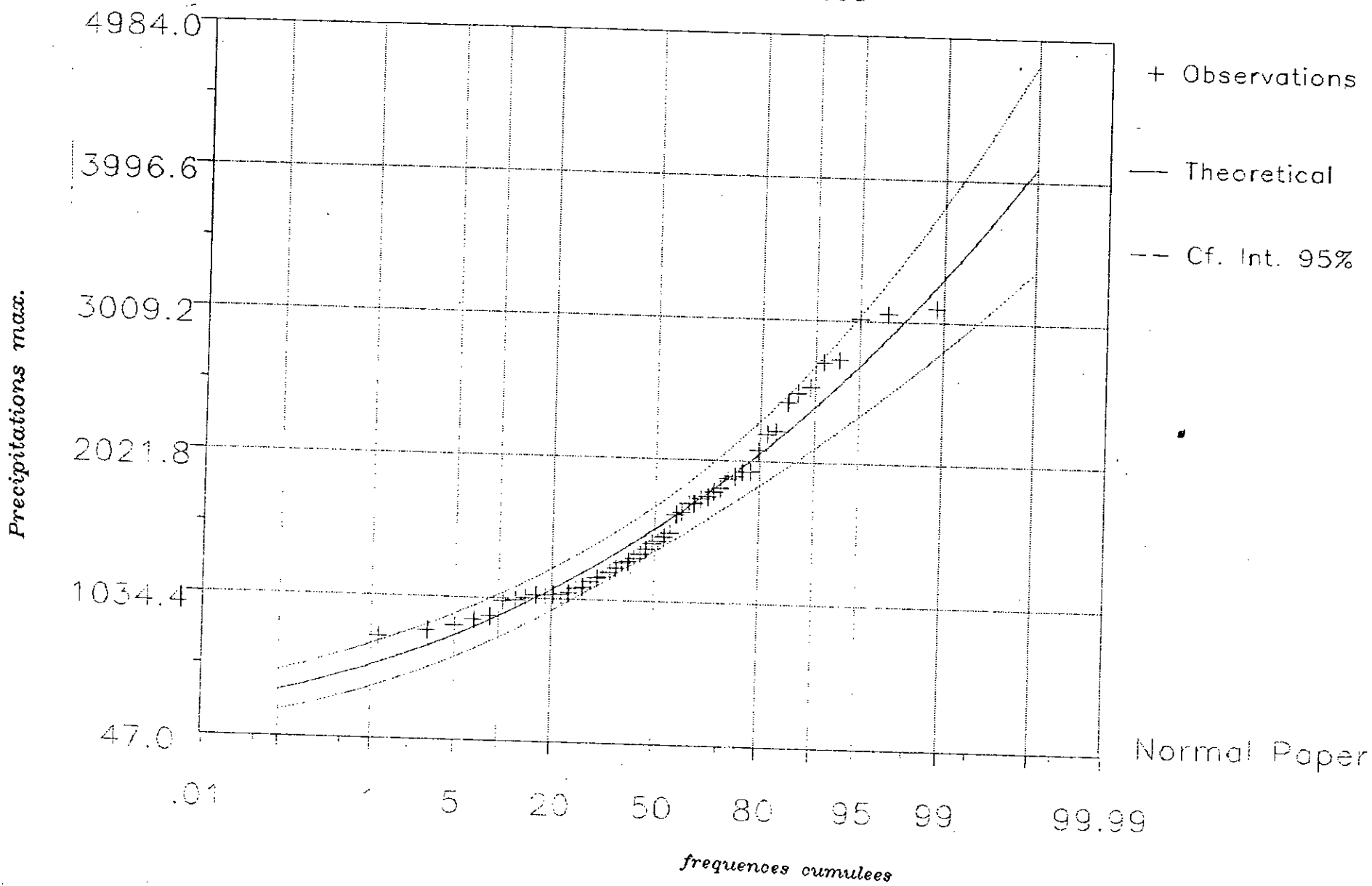
Variante 1 Gamma, Maximum Likelihood



Variante 1 Gamma, Maximum Likelihood

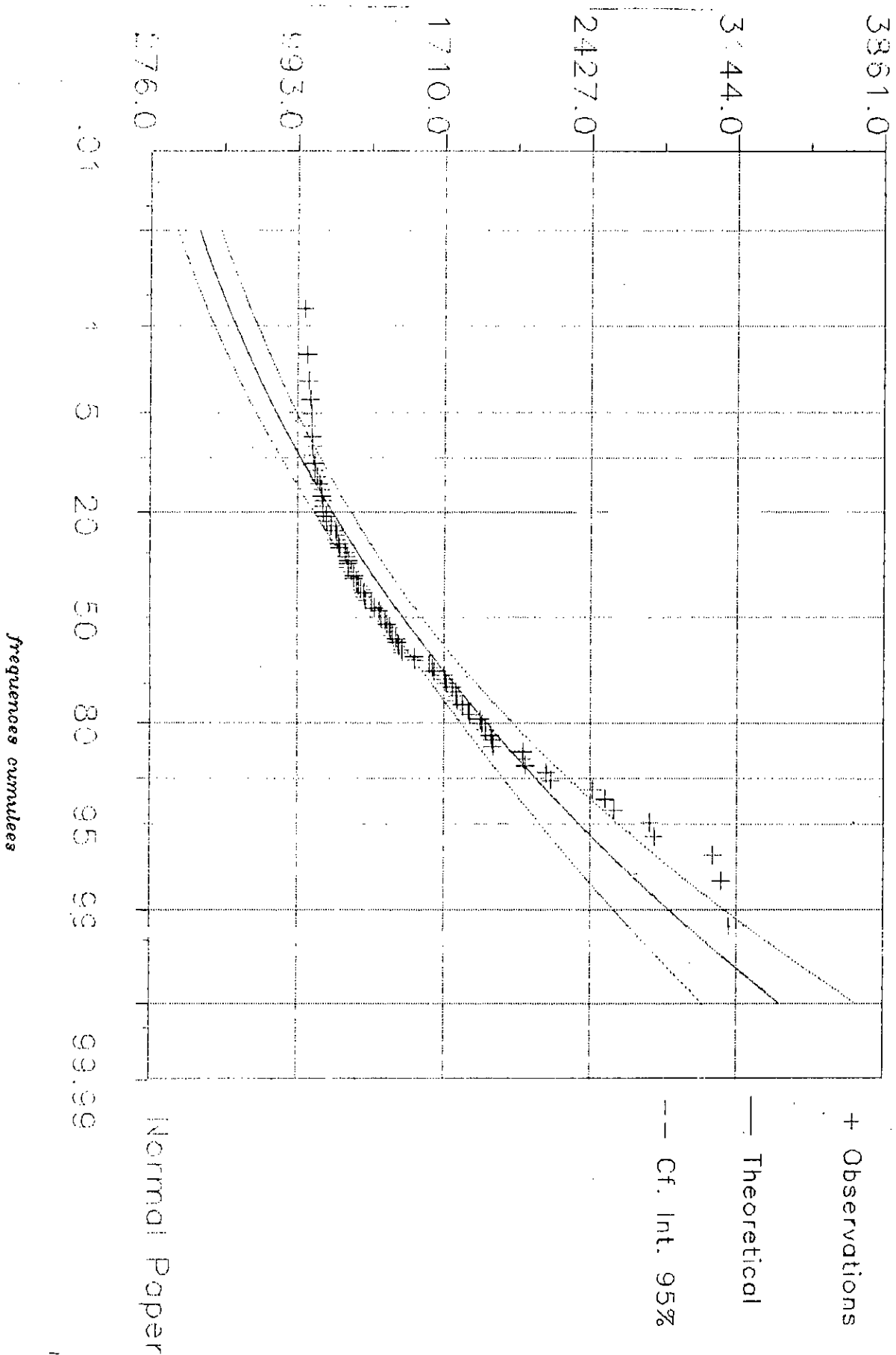


Variante 2 Gamme, Maximum Likelihood

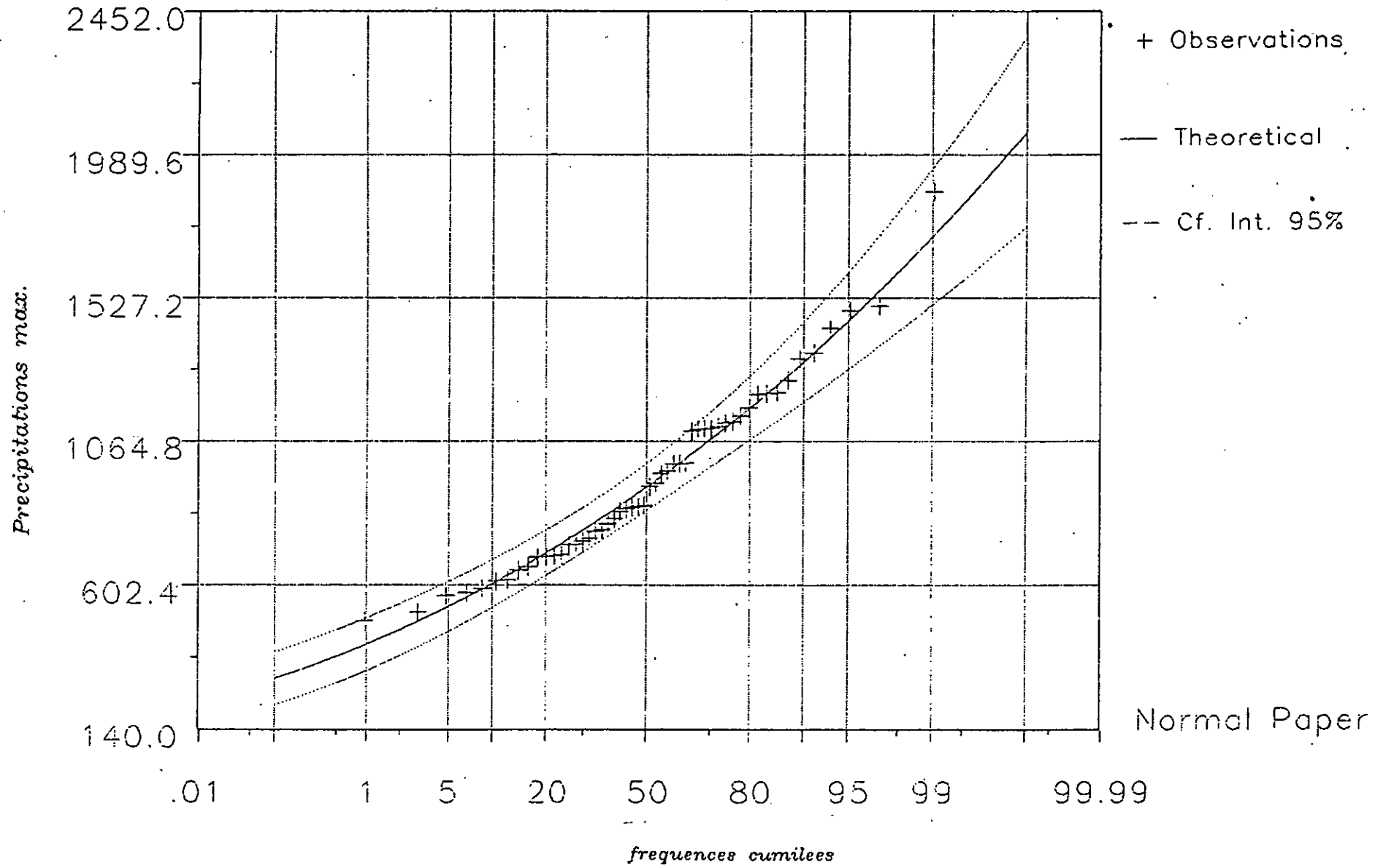


Variante 3 Gamma, Maximum Likelihood

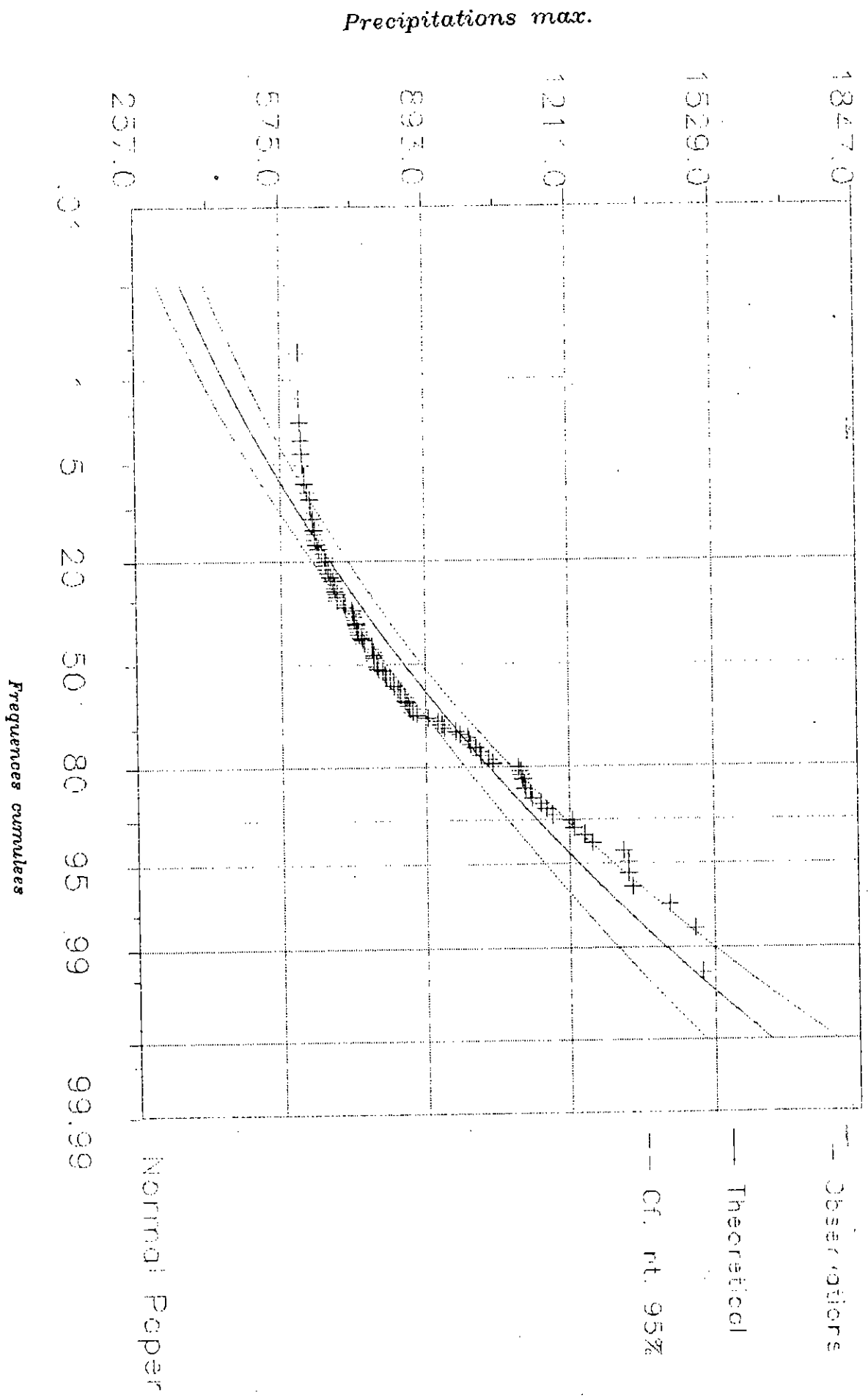
Precipitations max.



Variante 1 Gamma, Maximum Likelihood

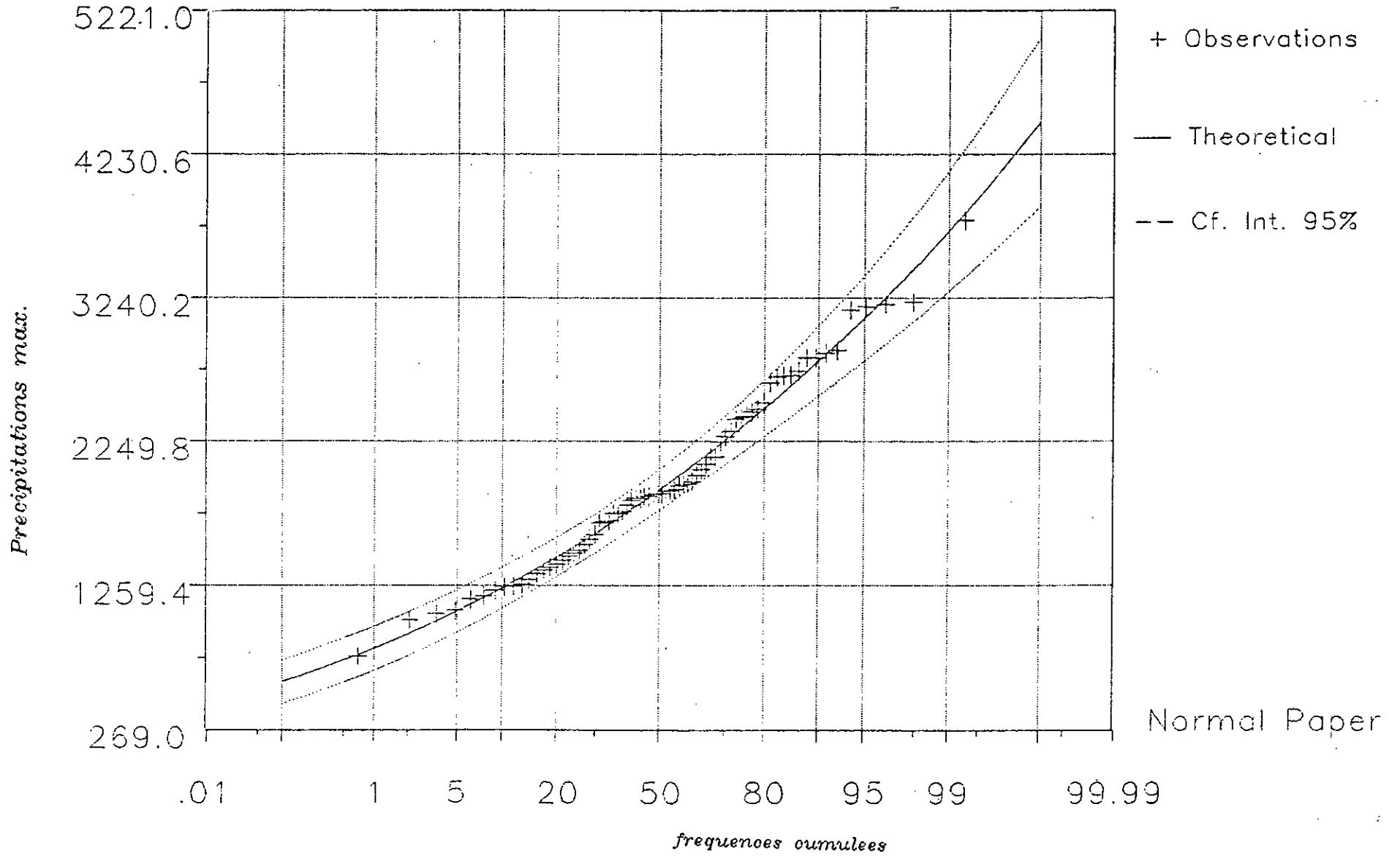


Variante 3 Gamma, Maximum Likelihood



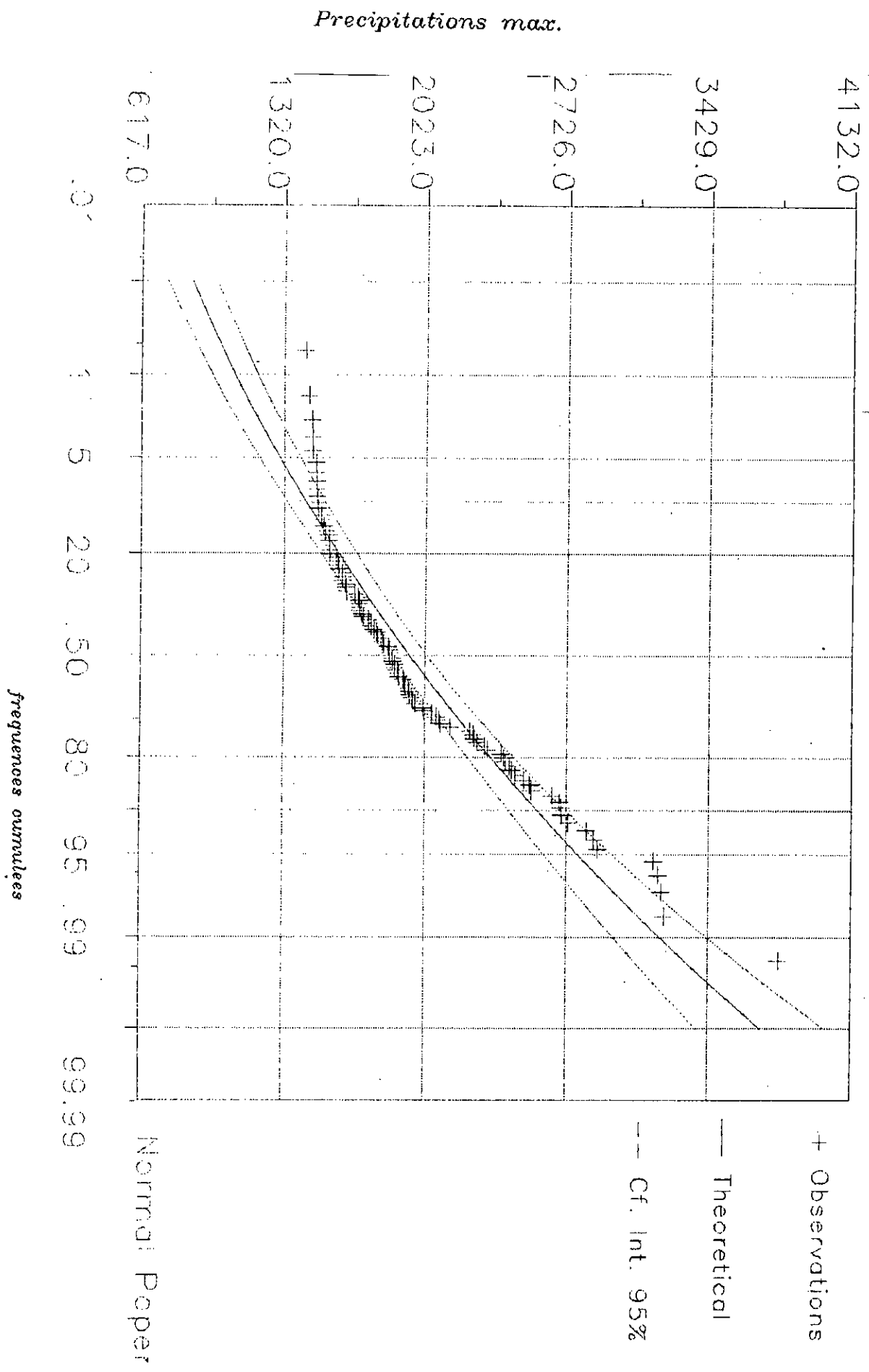
STATION 020506

Variante 1 Gamma, Maximum Likelihood



Variante 2

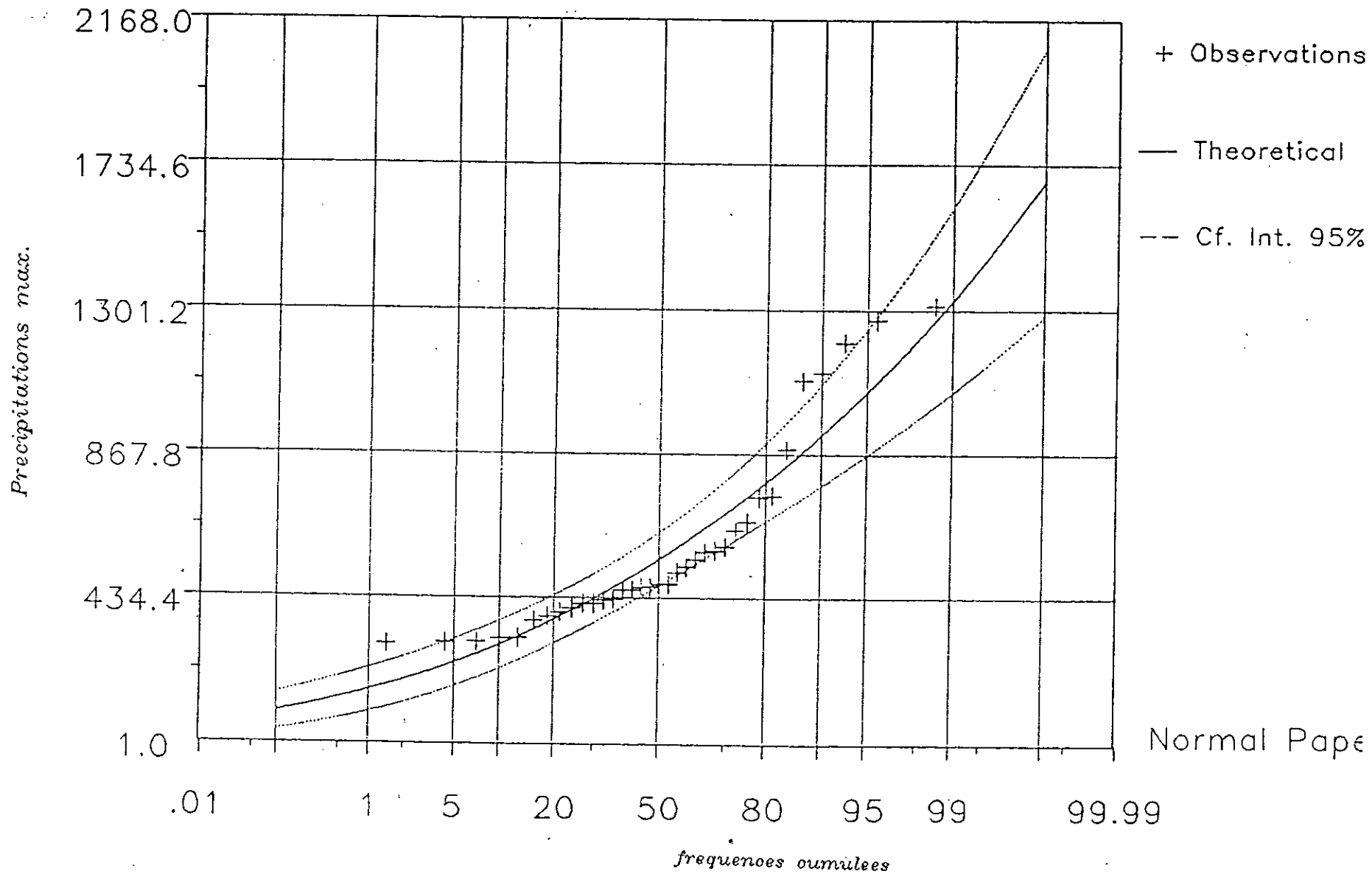
Gamma, Maximum Likelihood



station: t011208

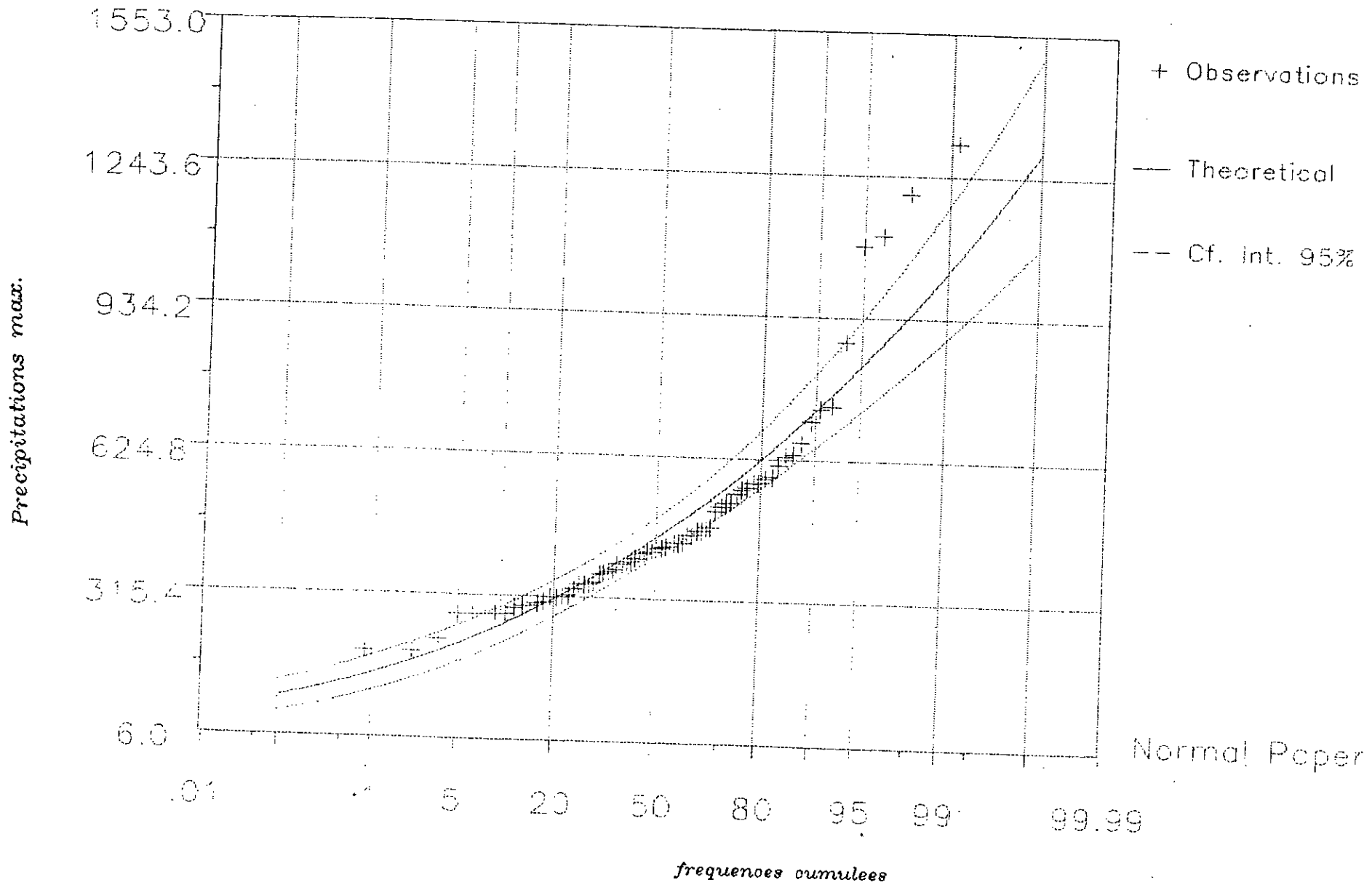
Variante 1

Gamma, Maximum Likelihood

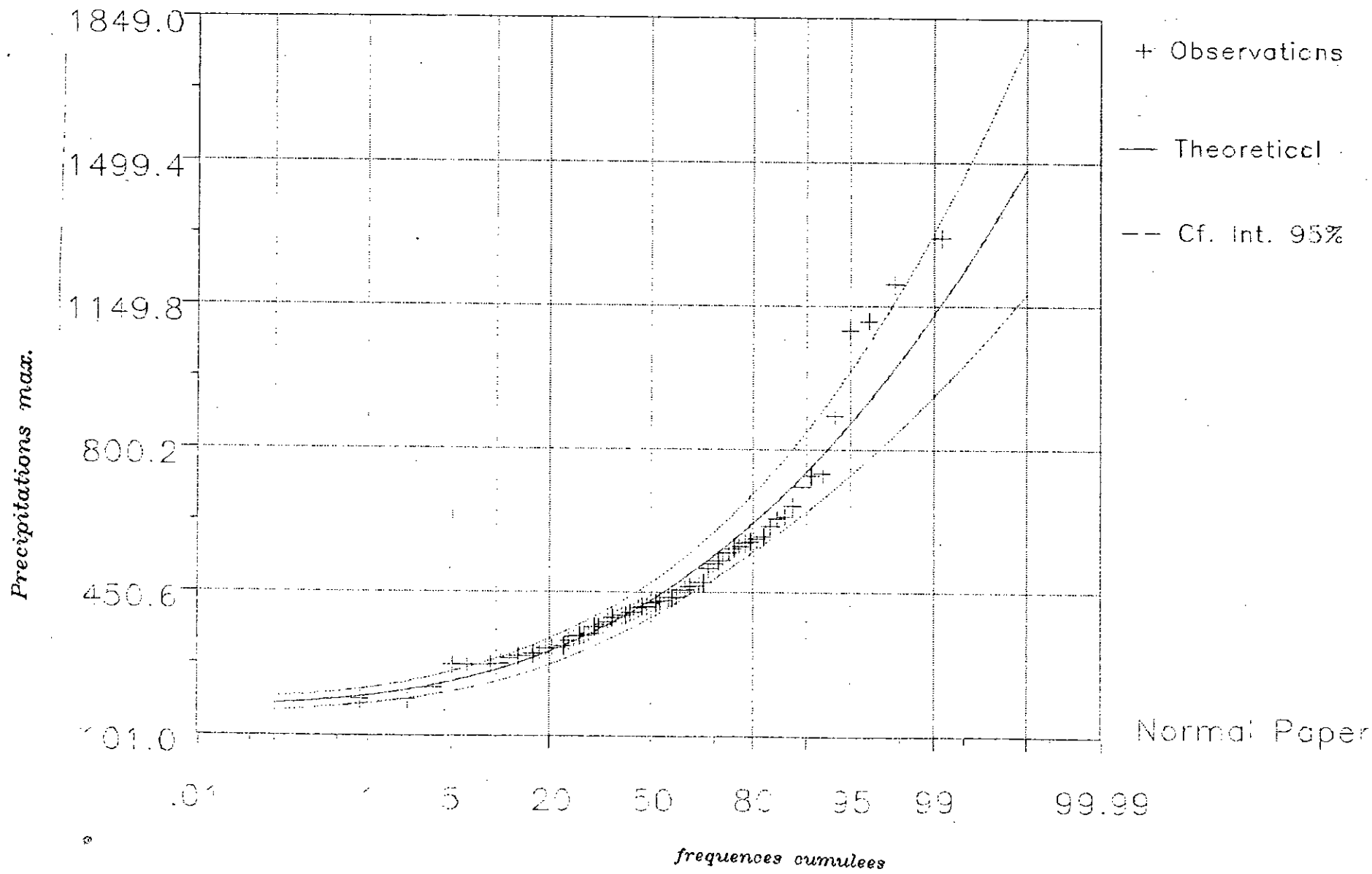


STATION 011208

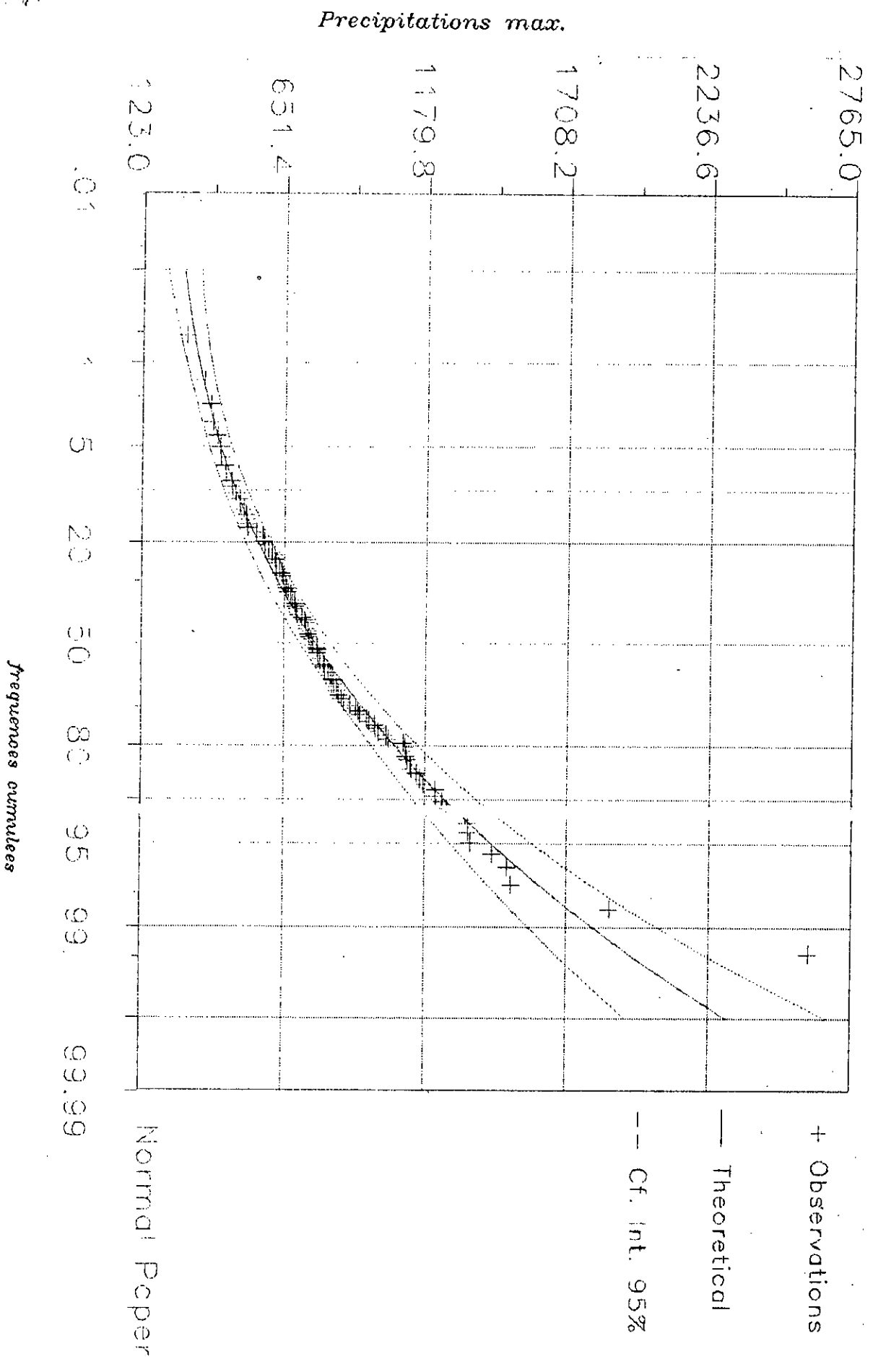
Variante 2 Gamma, Maximum Likelihood



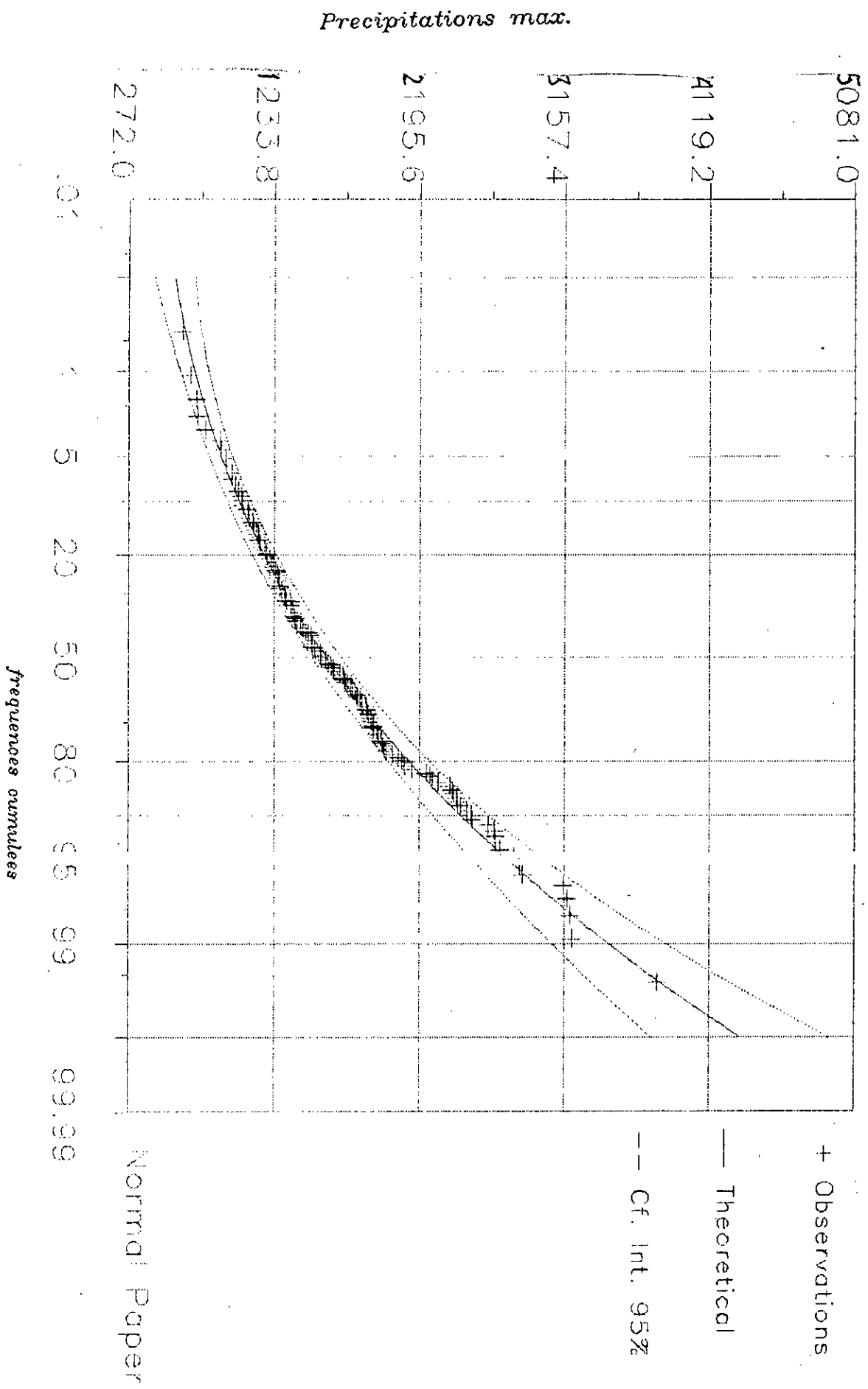
Pearson 3, Maximum Likelihood



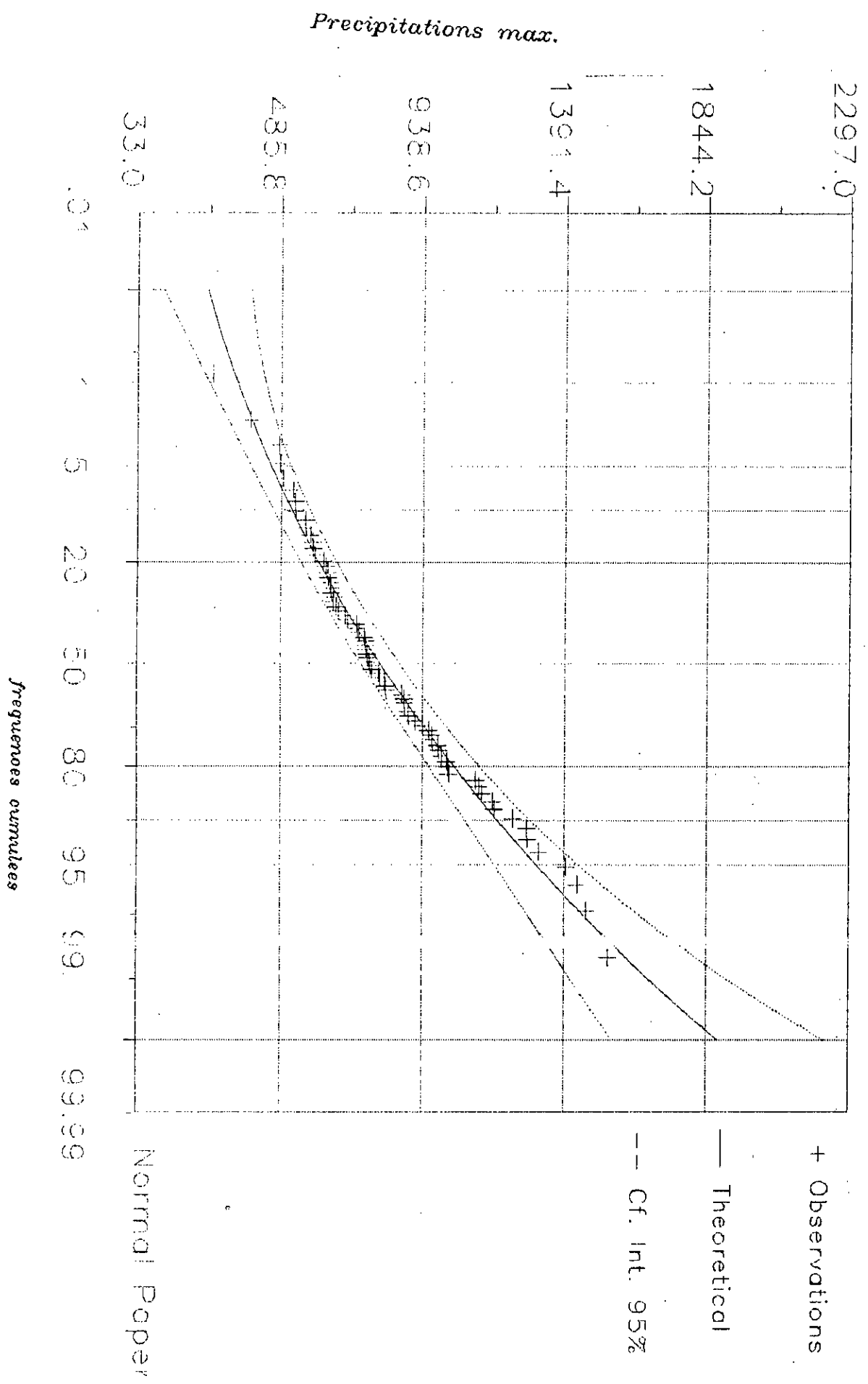
Pearson 3, Maximum Likelihood



Pearson 3, Maximum Likelihood



Pearson 3, Maximum Likelihood



ANNEXE B

ANNEXE B.1 - HISTIGRAMMES DES VARIABLES ET
DE LEURS LOGARITHMES.

ANNEXE B.2 - AJUSTEMENTS A UNE LOI NORMALE
DES VARIABLES.

ANNEXE B.3 - RÉPARTITION SPATIALE DES ERREURS.

ANNEXE B.4 - RÉPARTITION DES HISTOGRAMMES
DES ÉCARTS.

ANNEXE B.5 - AJUSTEMENT À UN MODÈLE GAUSSIEN

ANNEXE B.6 - CARTES DES PLUIES MAX. CINQUANTENALES
ET LEURS ECARTS-TYPES D'ESTIMATION.

ANNEXE B.7 - CARTES DES PLUIES MAX. CENTENNALES
ET LEURS ECARTS-TYPES D'ESTIMATION.

ANNEXE B.8 - CARTES DES PLUIES MAX. PROBABLES
ET LEURS ECARTS-TYPES D'ESTIMATION.

Figure B.1.1 - Histogrammes de la variable x_4
 et de $\log(x_4)$

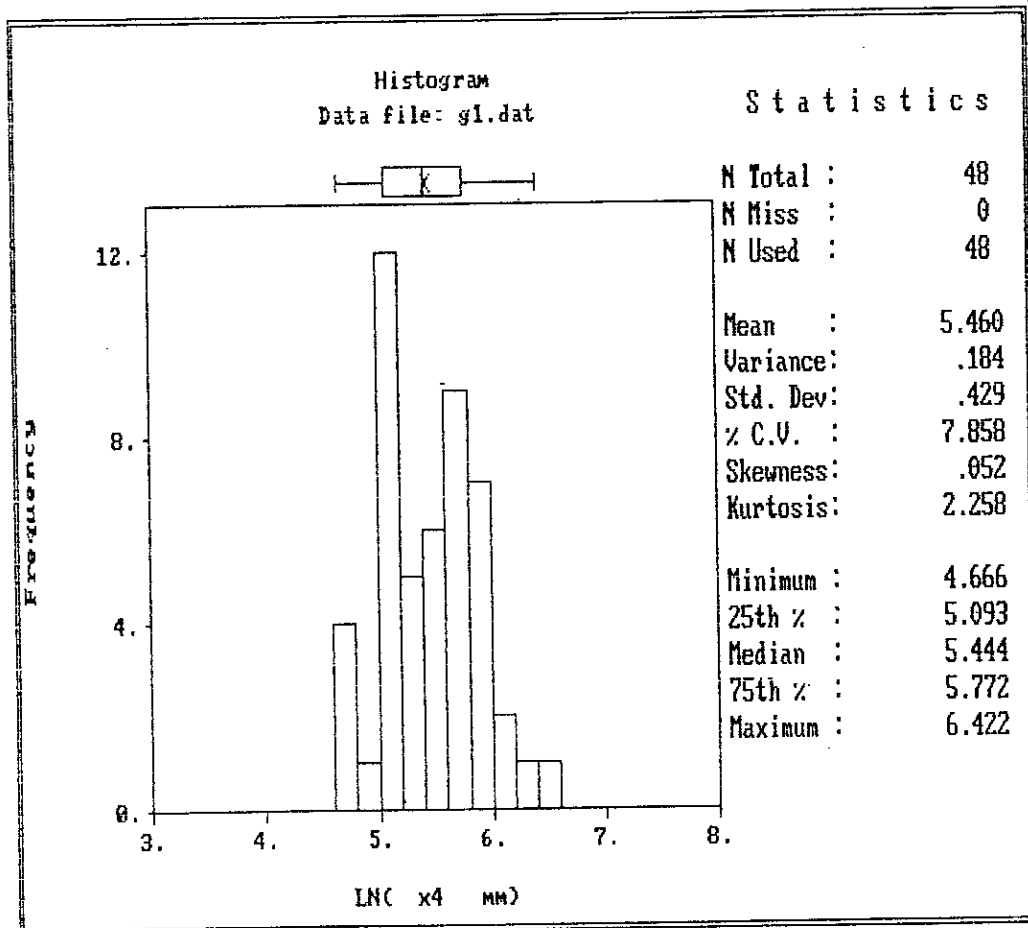
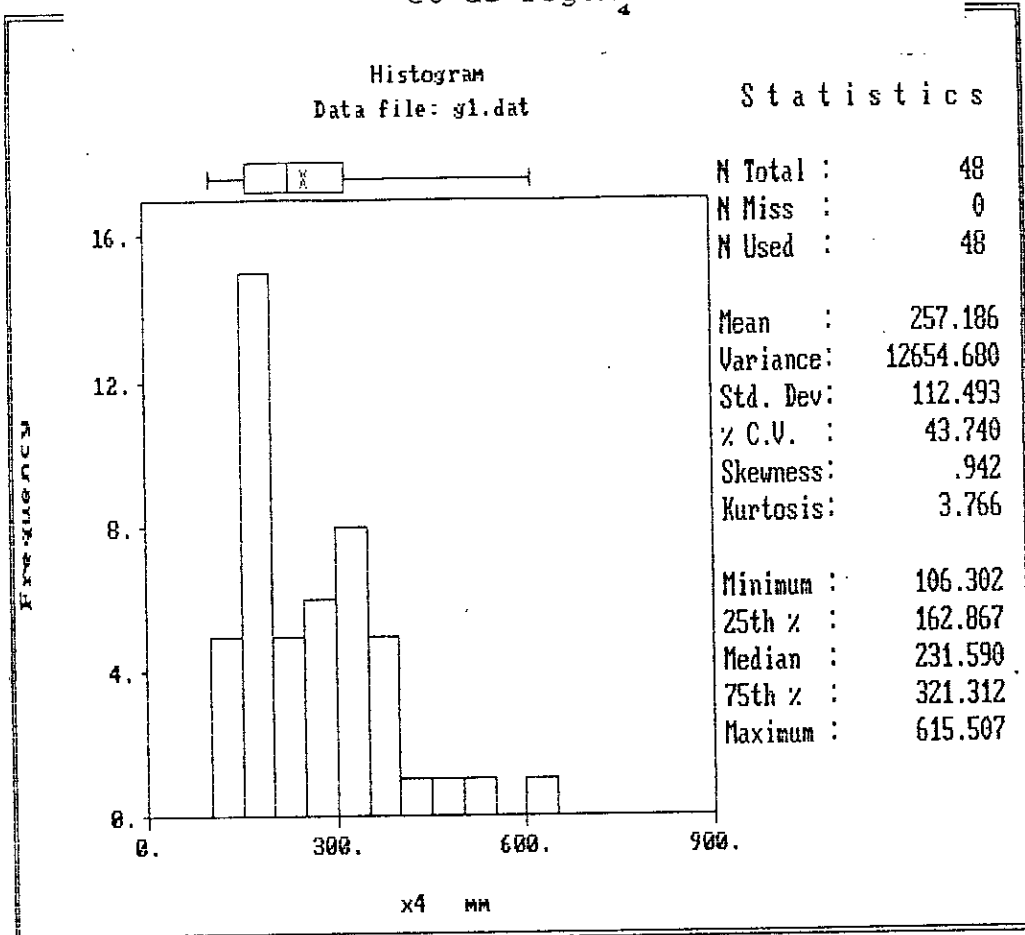


Figure B.1.2 - Histogrammes de la variable x_5
et de $\log(x_5)$

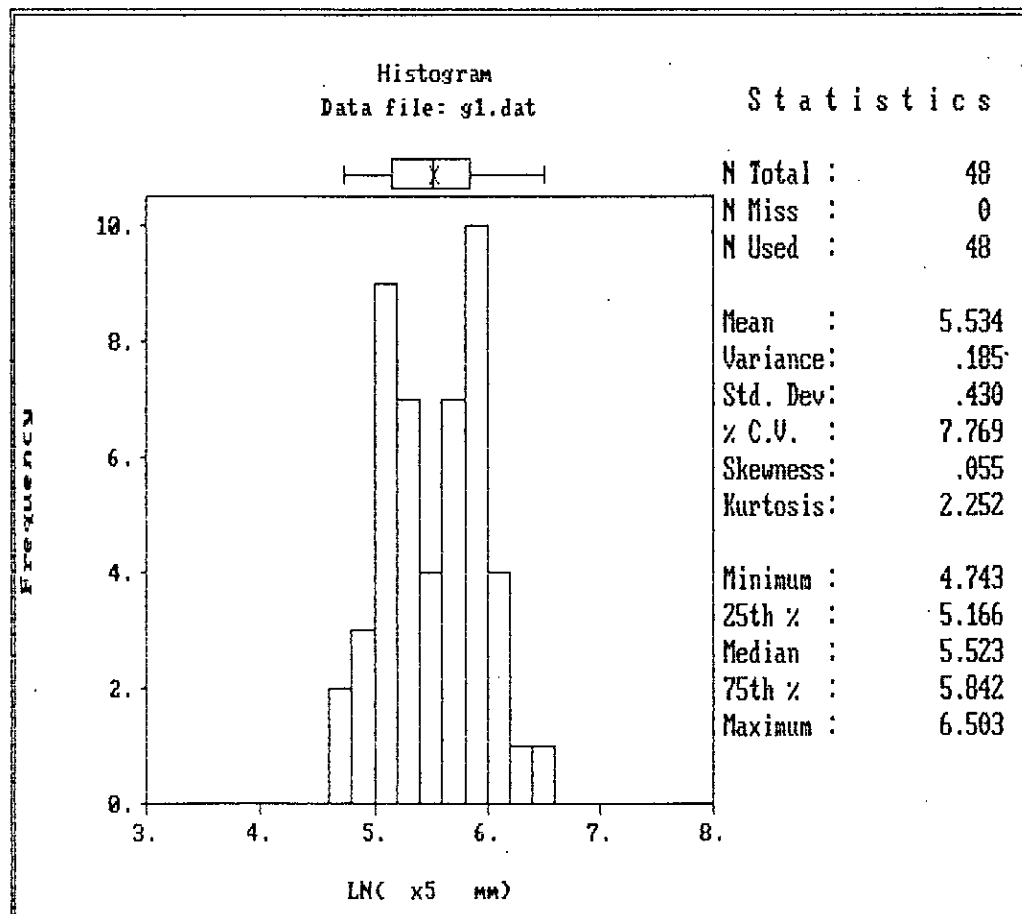
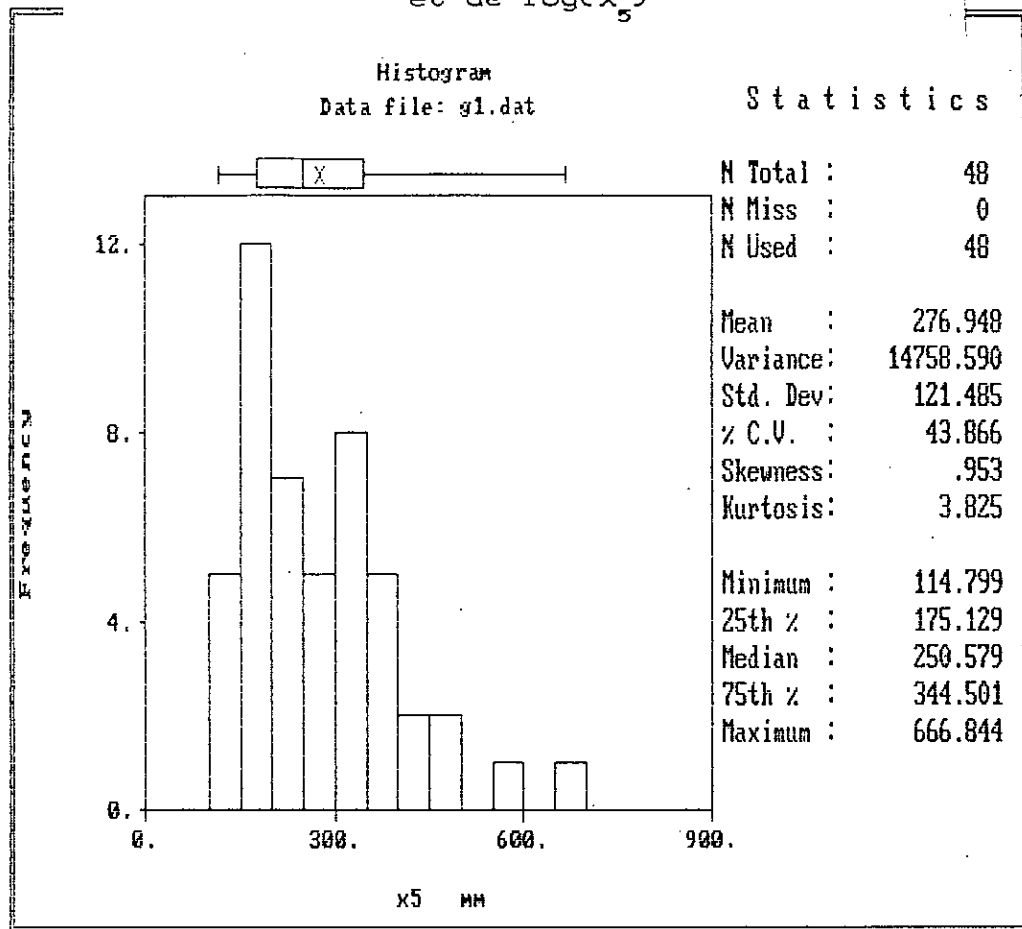


Figure B.1.3 - Histogrammes de la variable x_p
et de $\log(x_p)$

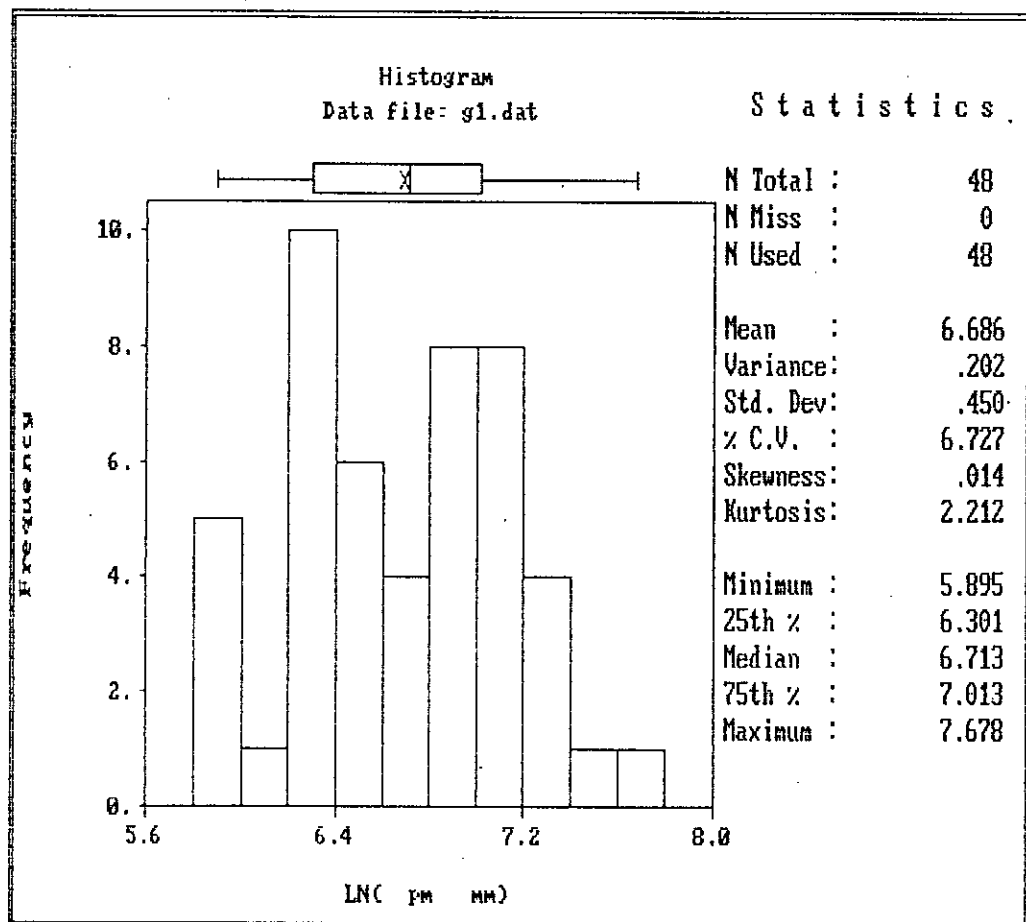
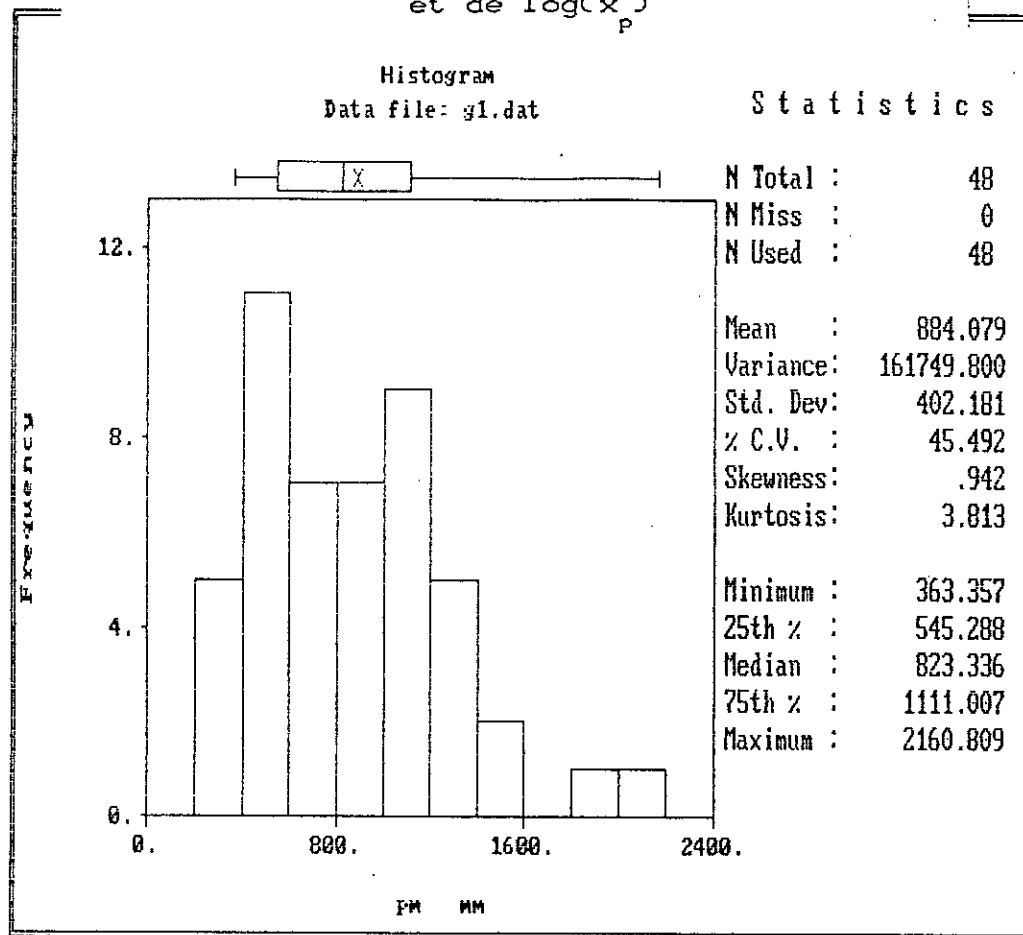


Figure B.2.1 - Ajustement à une loi normale de $\log(x_4)$

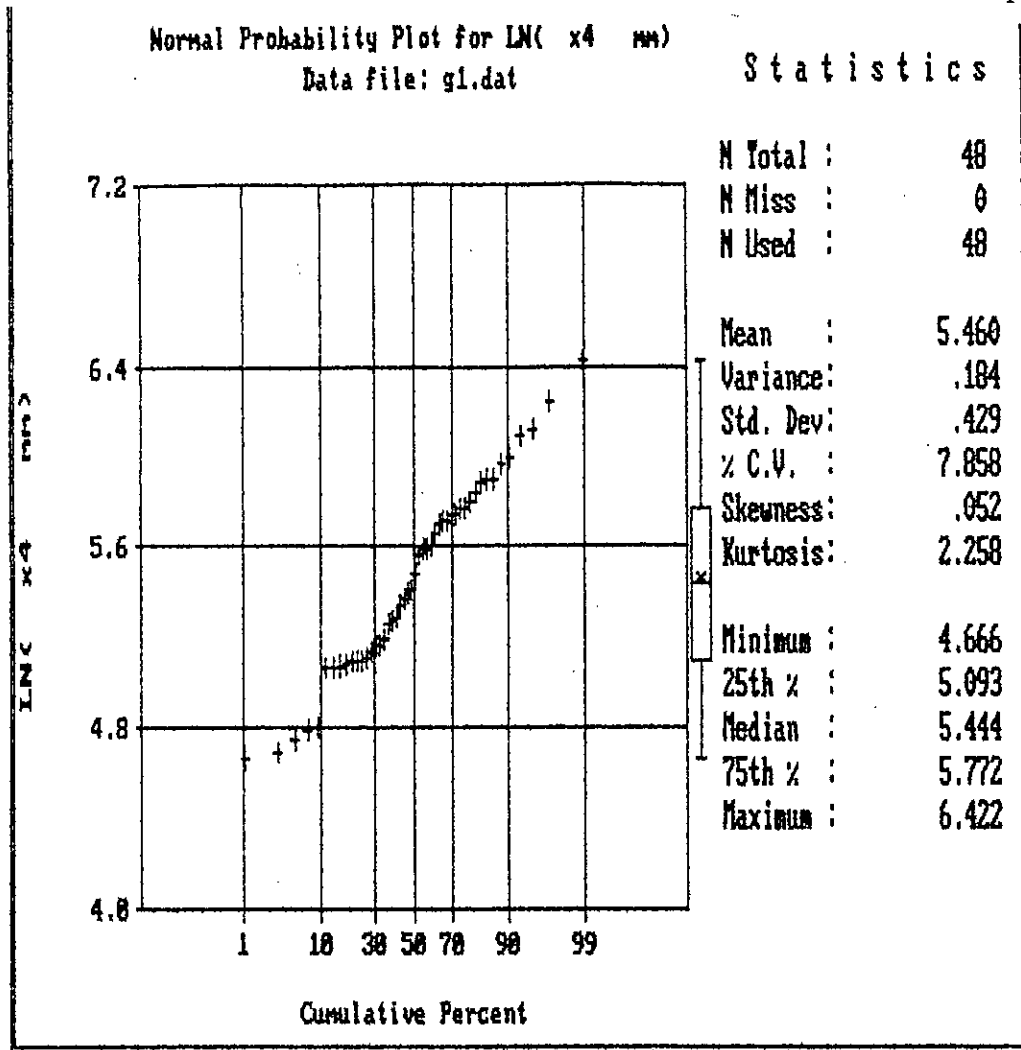


Figure B.2.2 - Ajustement à une loi normale de $\log(x_5)$

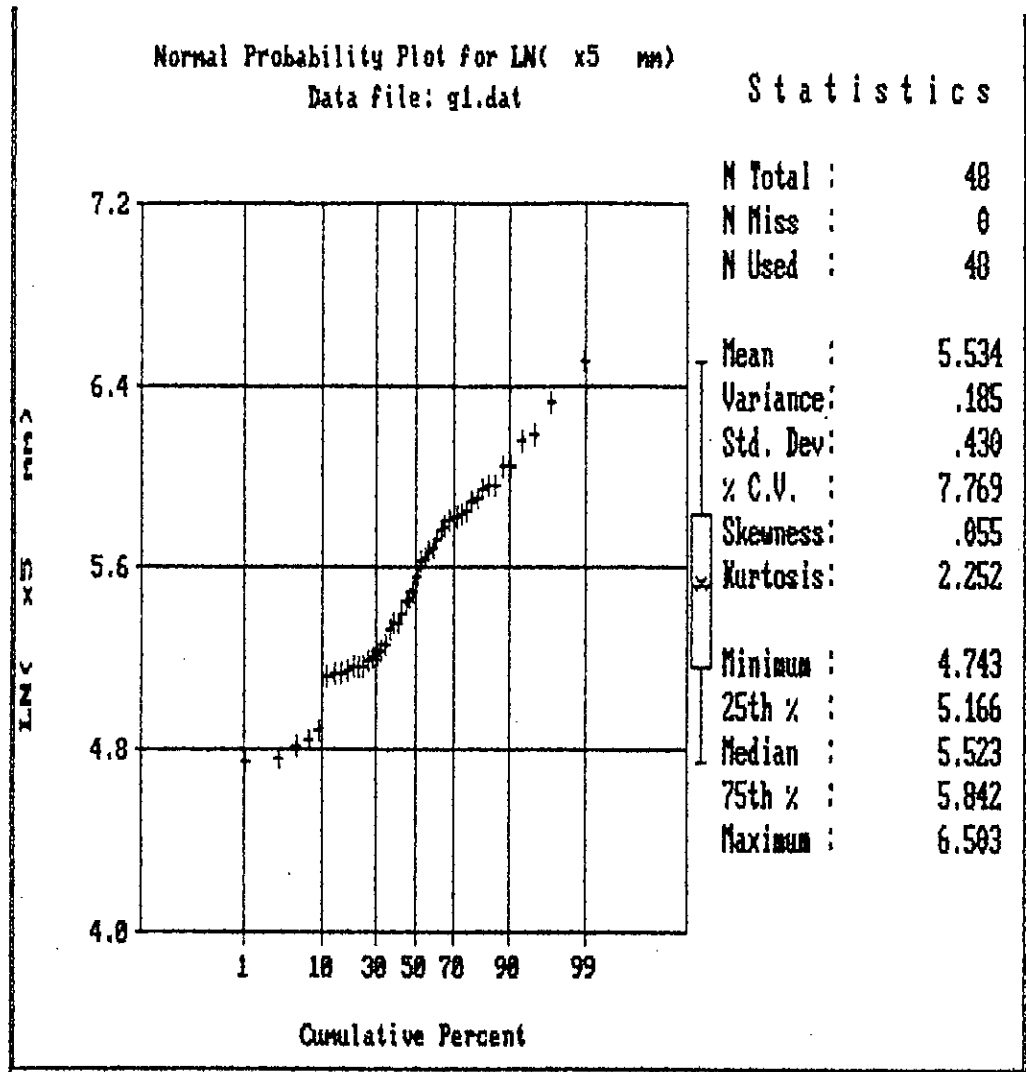


Figure B.2.3 - Ajustement à une loi normale de $\log(x_p)$

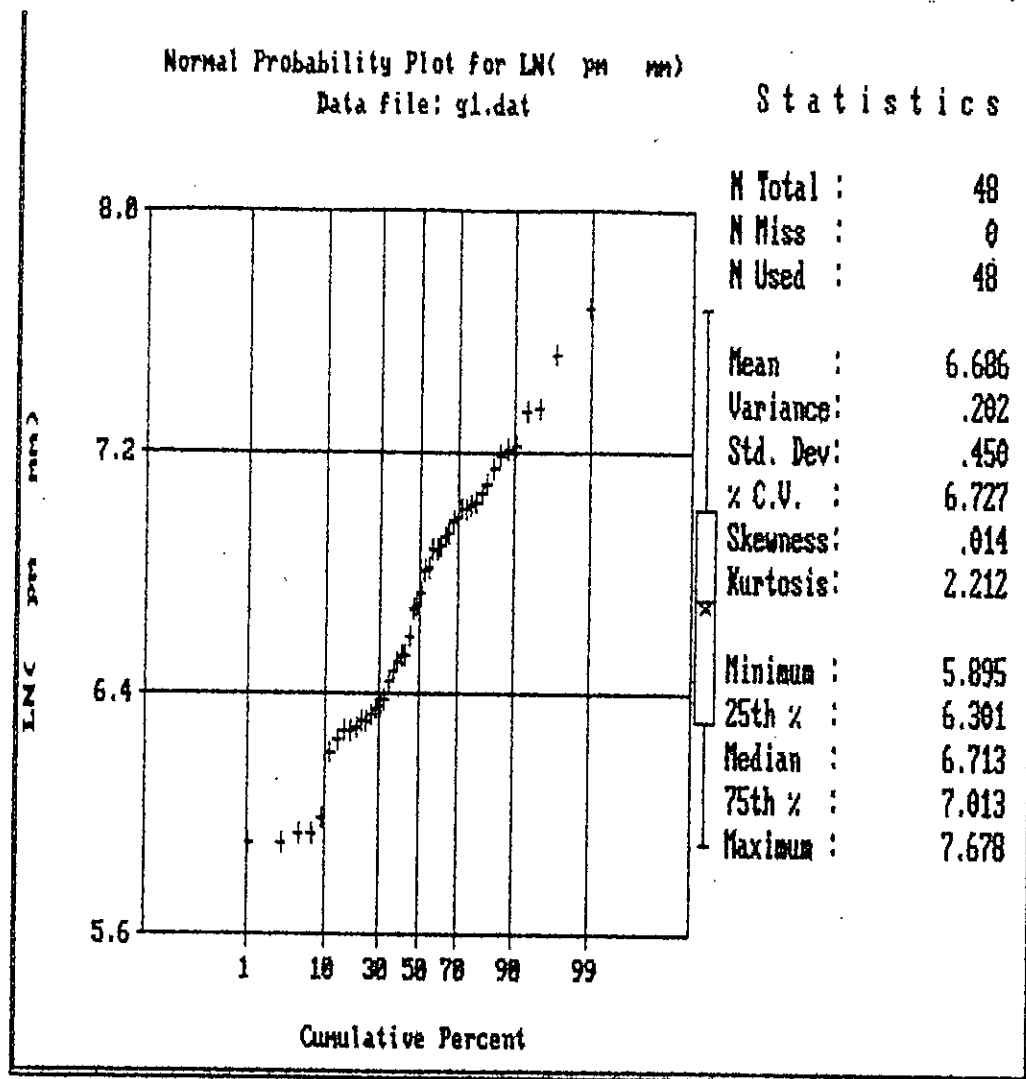


Figure B.3.1 - Représentation des histogrammes des écarts ($z^* - \log(x_4)$)

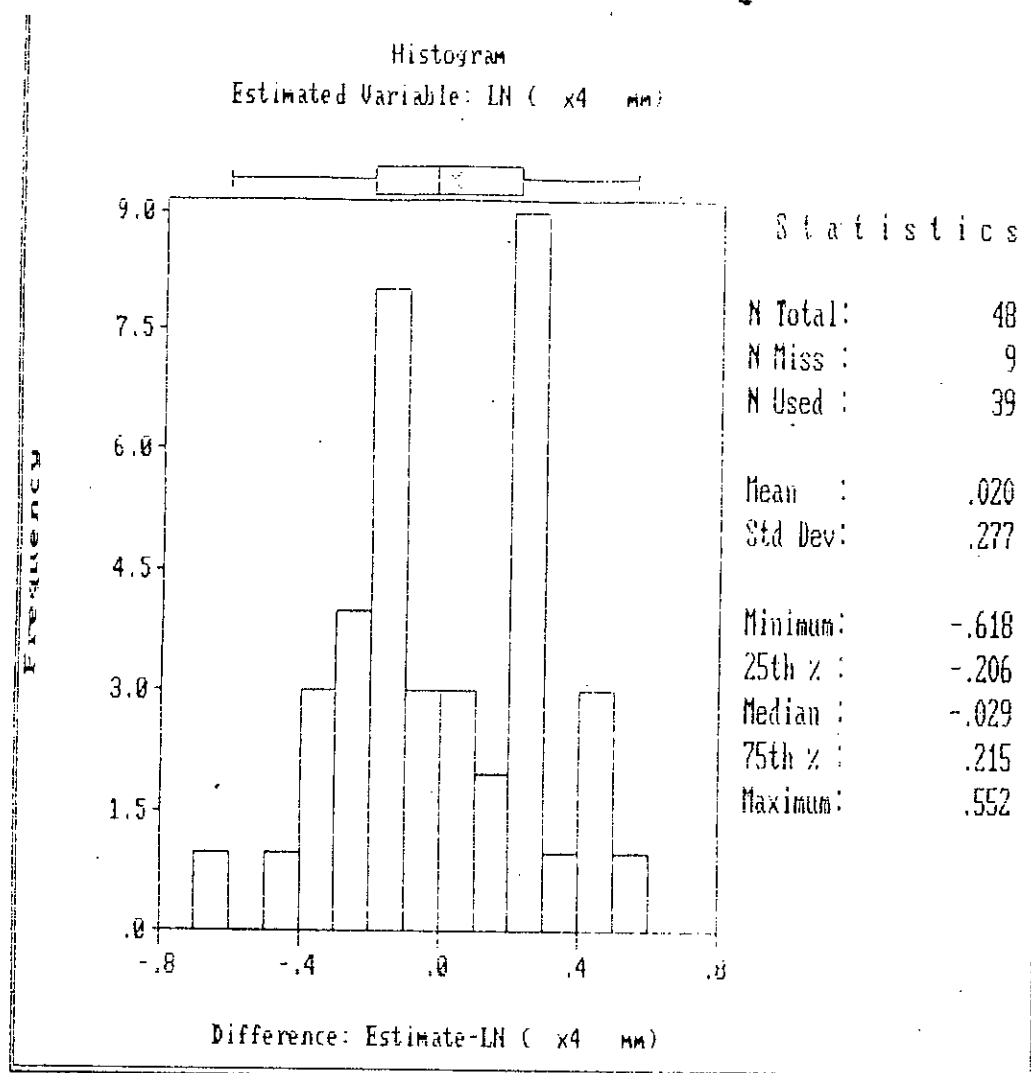


Figure B.3.2 - Représentation des histogrammes des écarts ($z^* - \log(x_s)$)

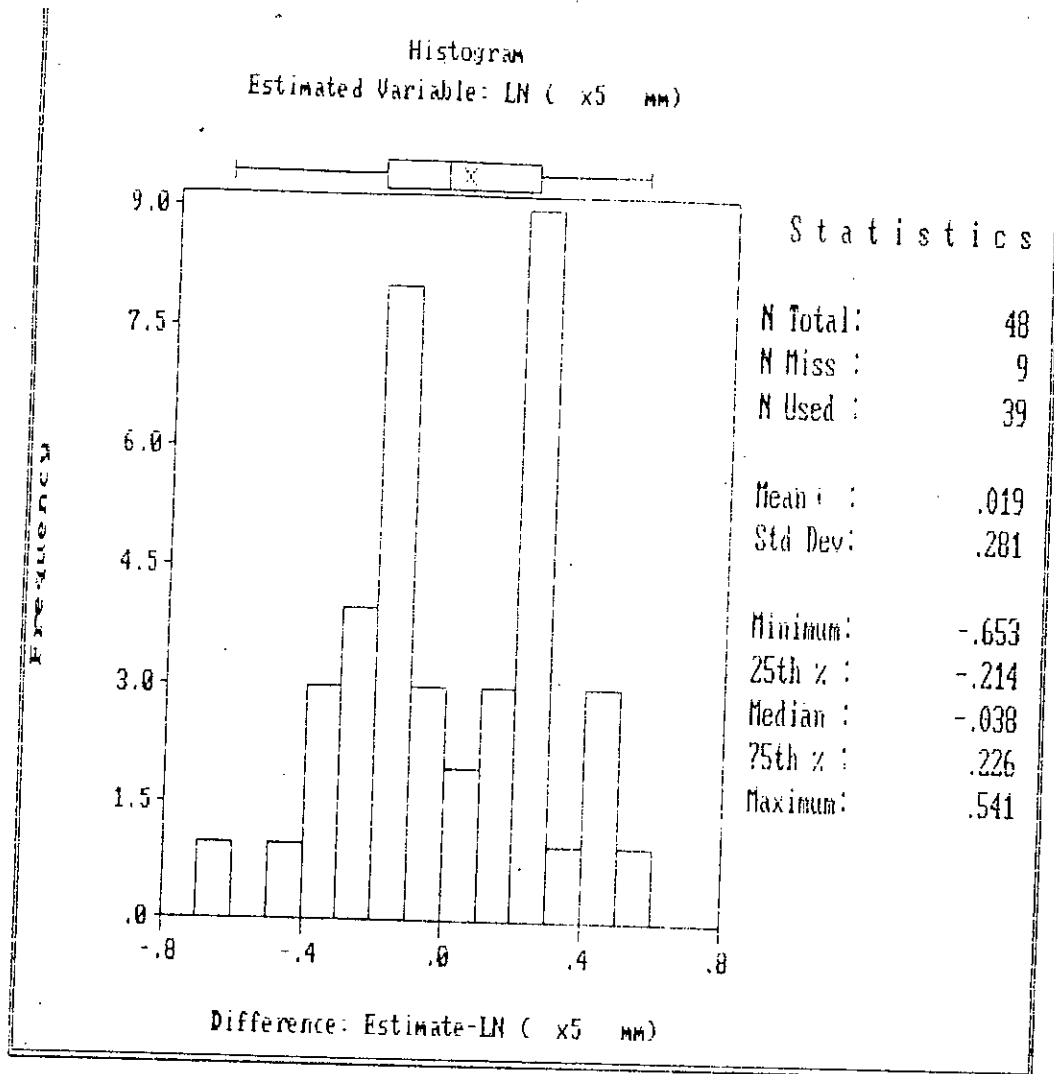


Figure B.4.1 - Répartition spatiale des erreurs
 $(z^* - \log(x))$

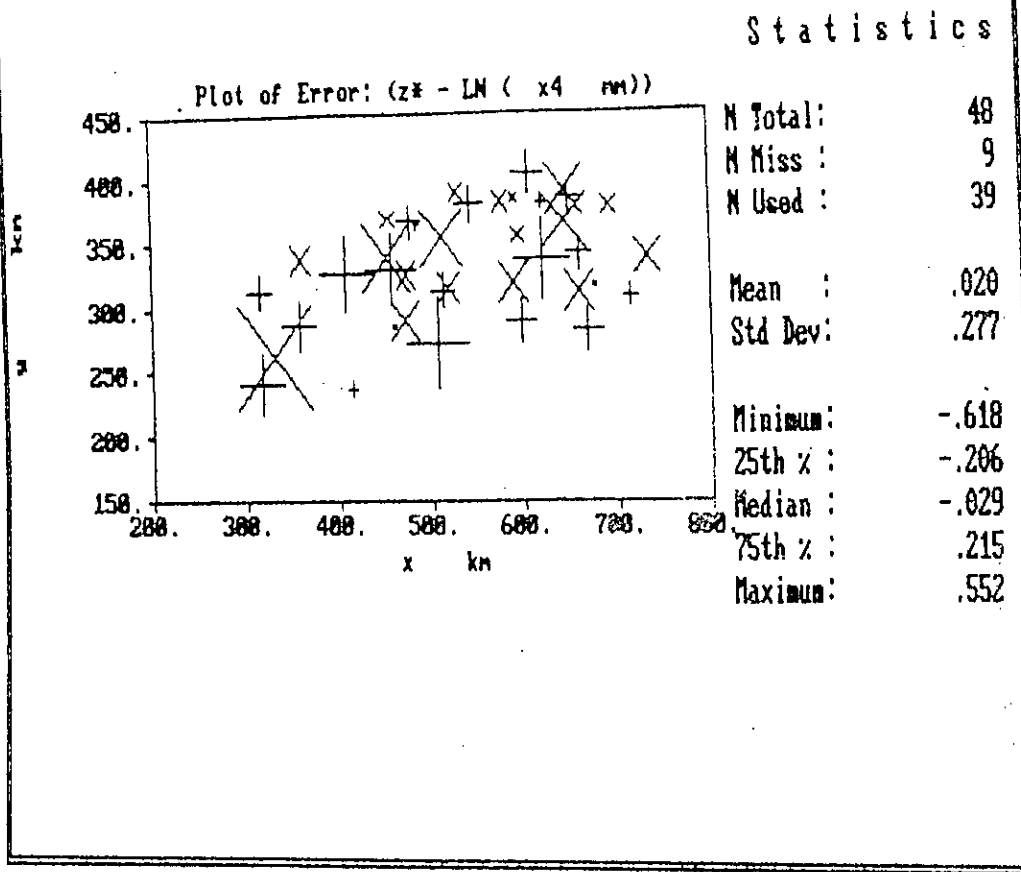


Figure B.3.3 - Représentation des histogrammes des écarts ($z^* - \log(x_p)$)

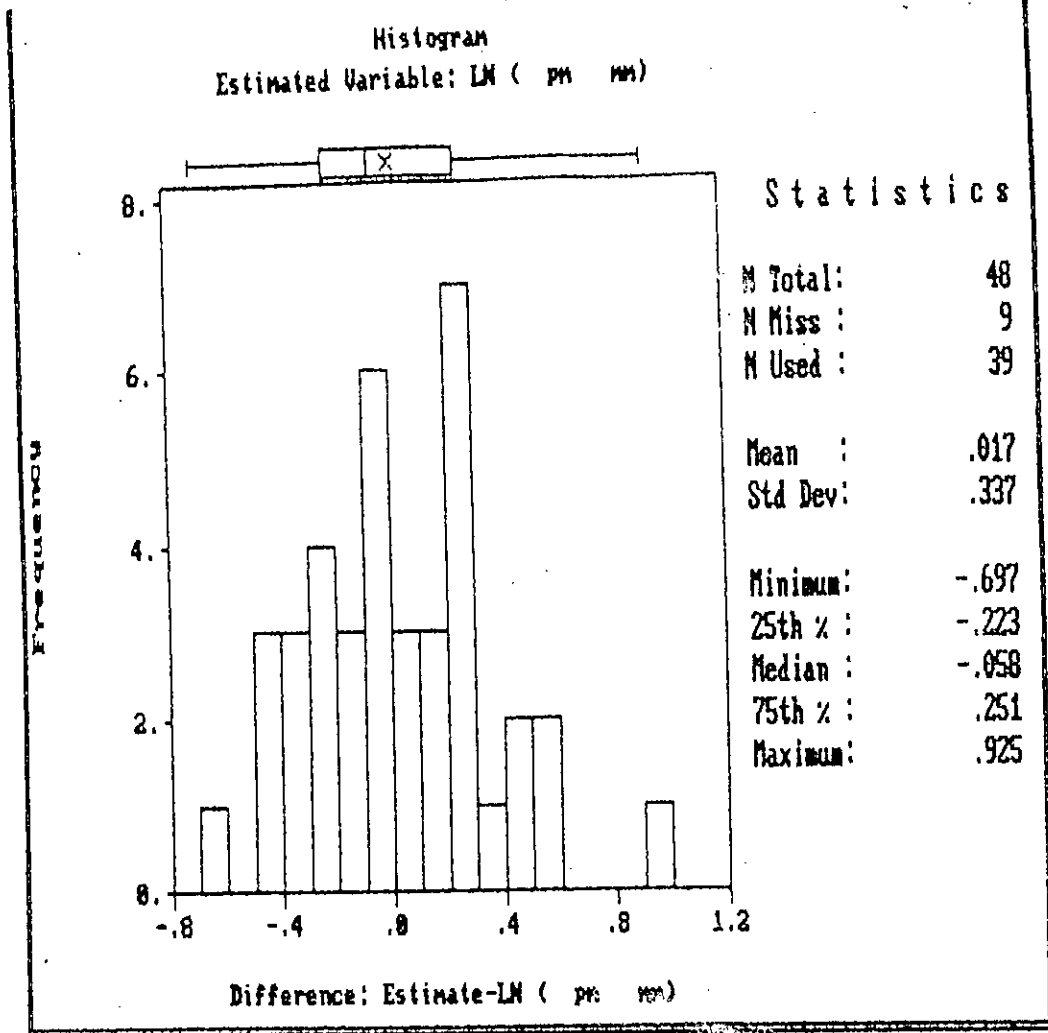


Figure B.4.2 - Répartition spatiale des erreurs
 $(z^* - \log(x))$

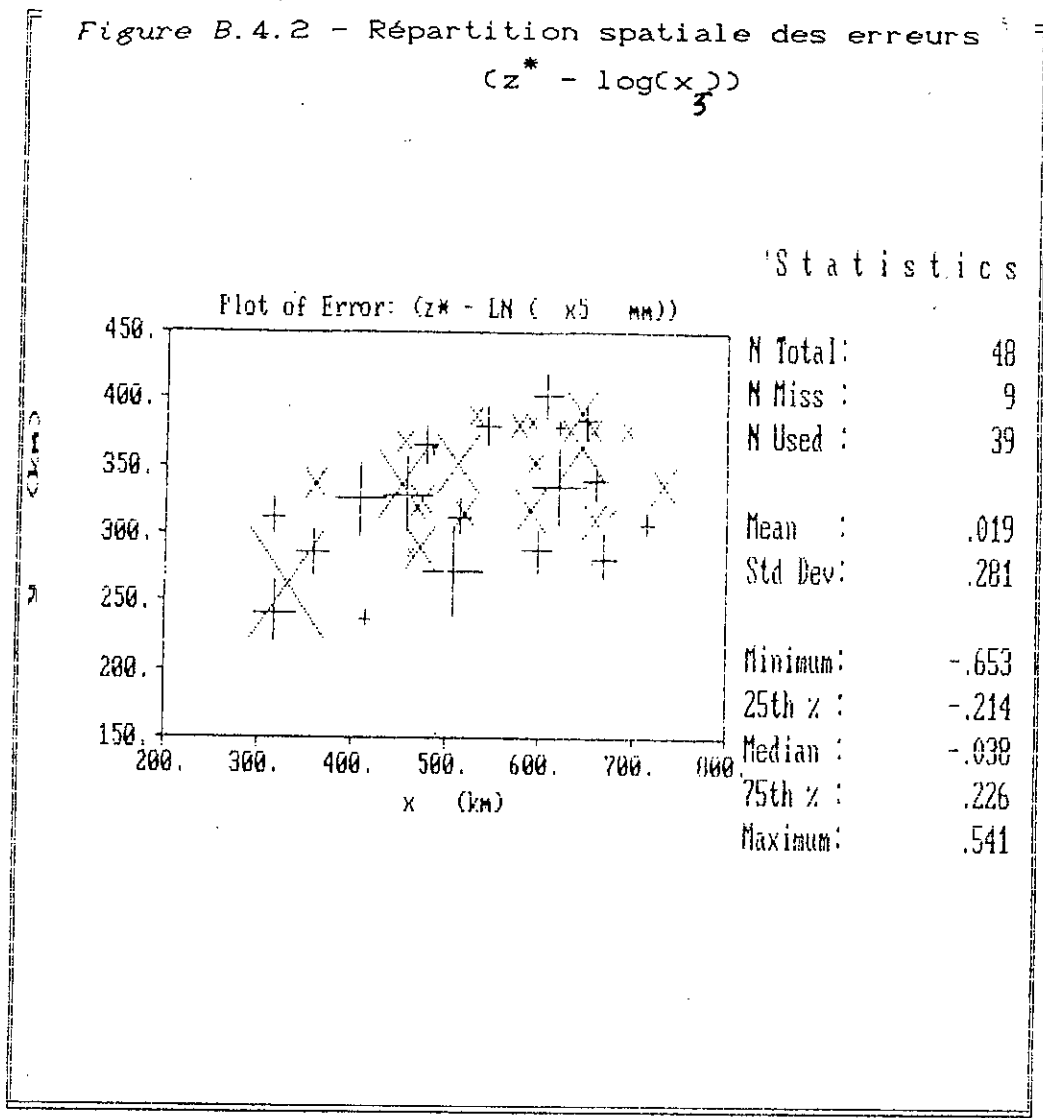


Figure B.4.3 - Répartition spatiale des erreurs:
 $(z^* - \log(x_p))$

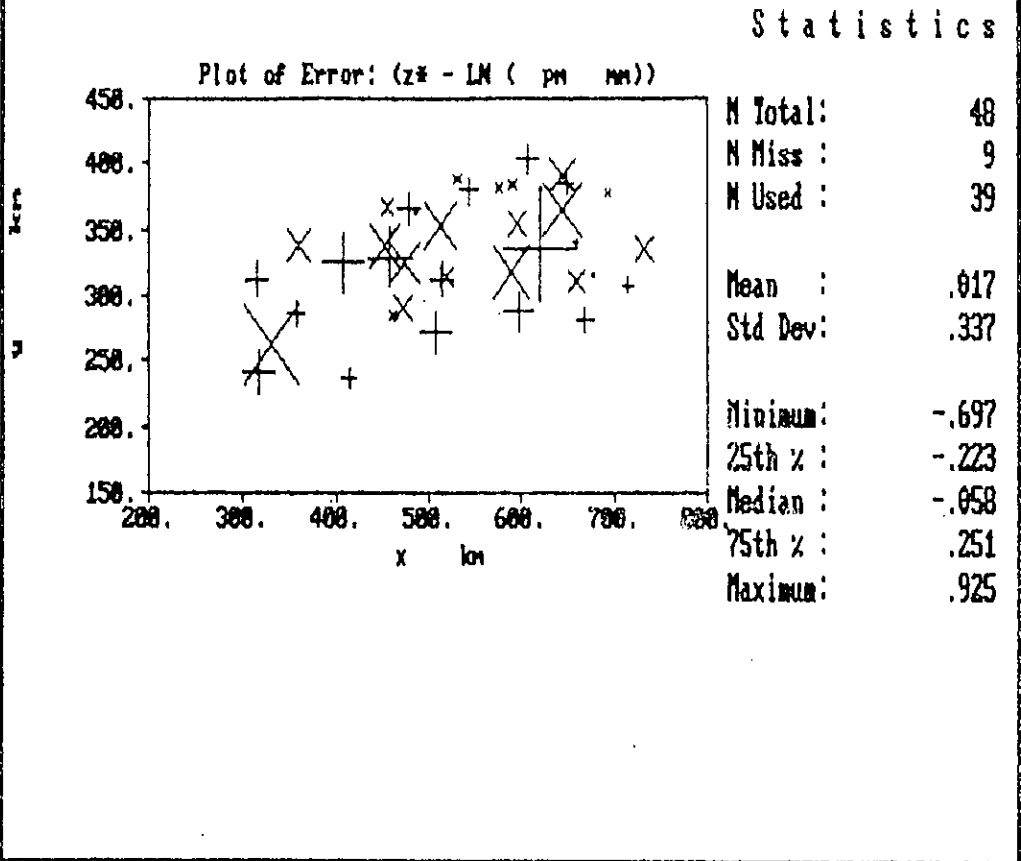


Figure B.5.1 - Ajustement à un modèle Gaussien de $\log(x)$

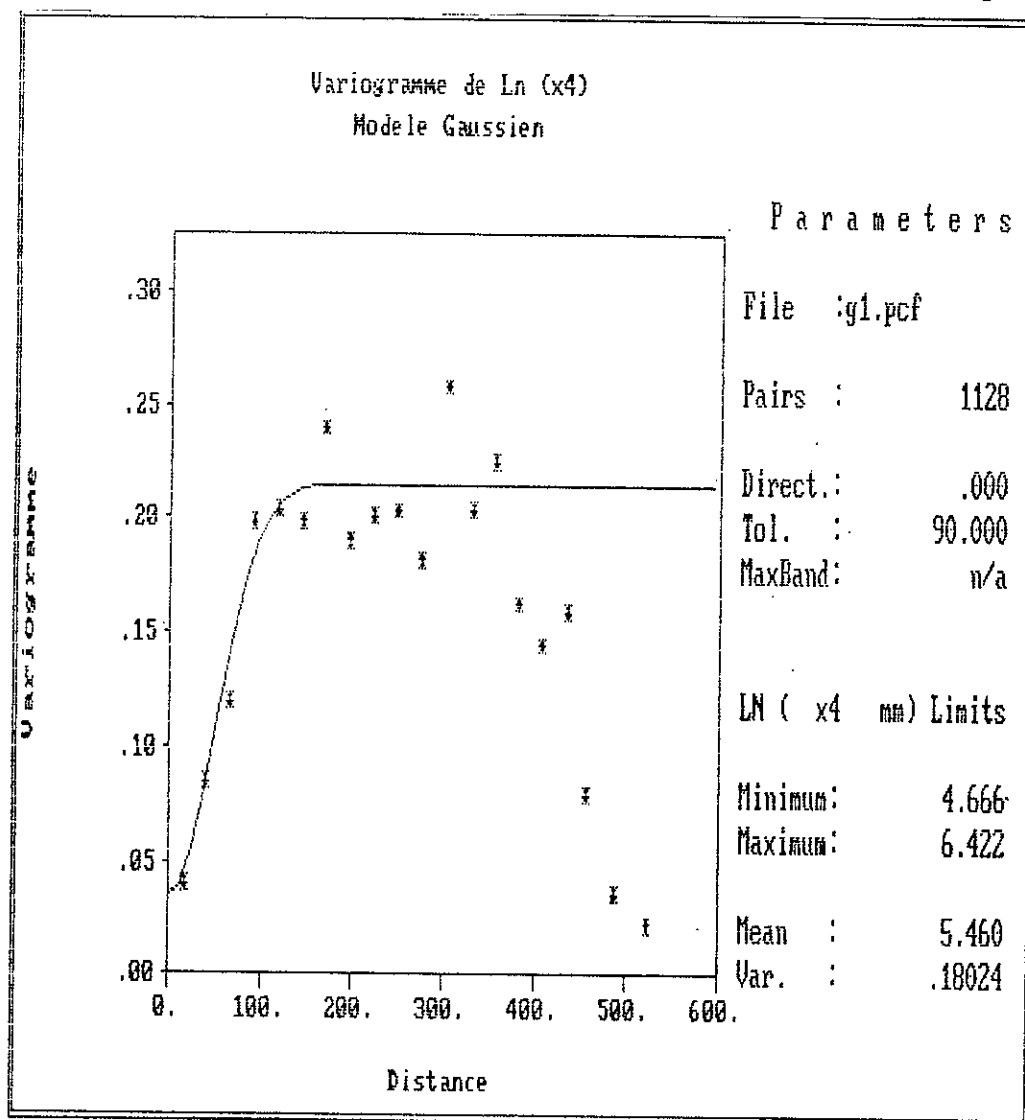


Figure B.5.2 - Ajustement à un modèle Gaussien de $\log(x_5)$

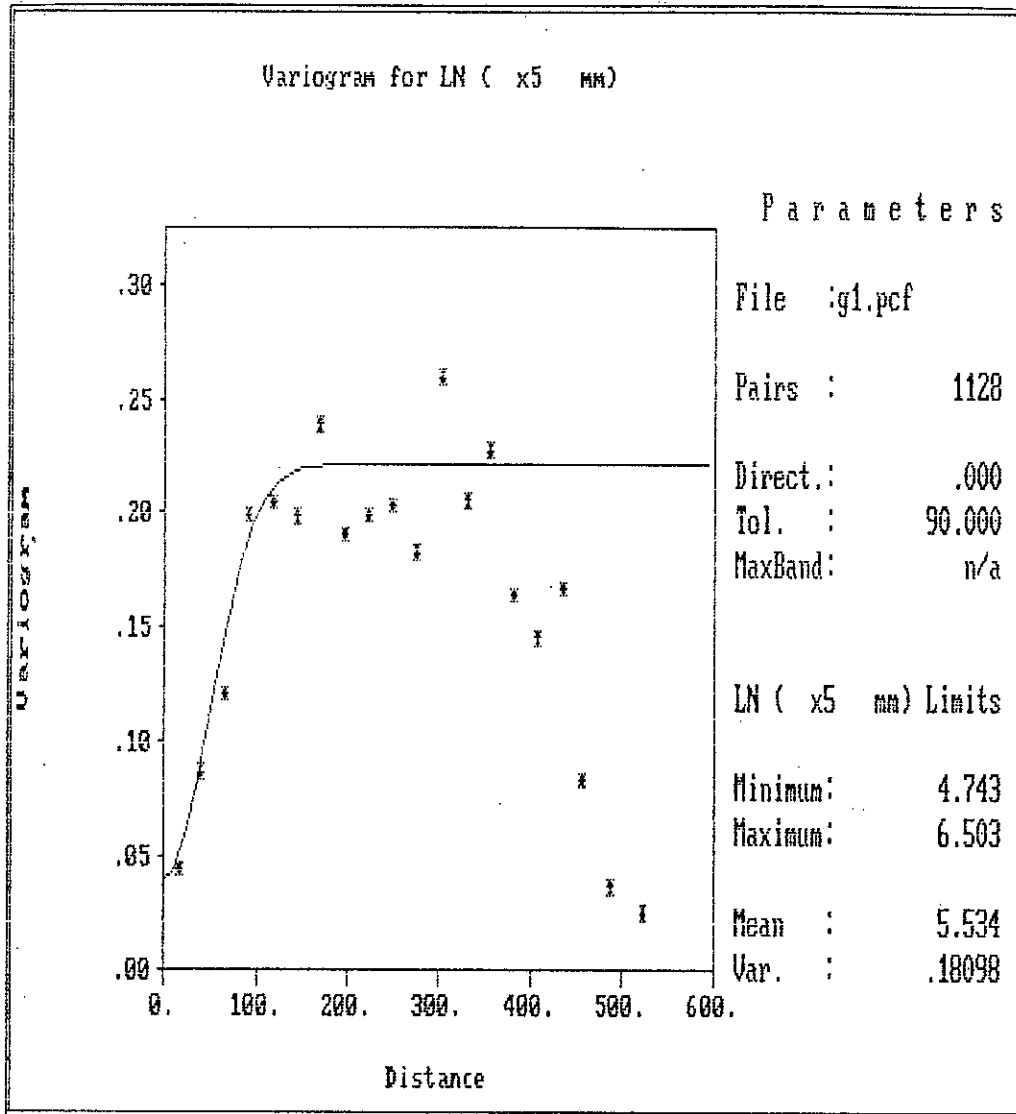


Figure B.5.3 - Ajustement à un modèle Gaussien de $\log(x)$

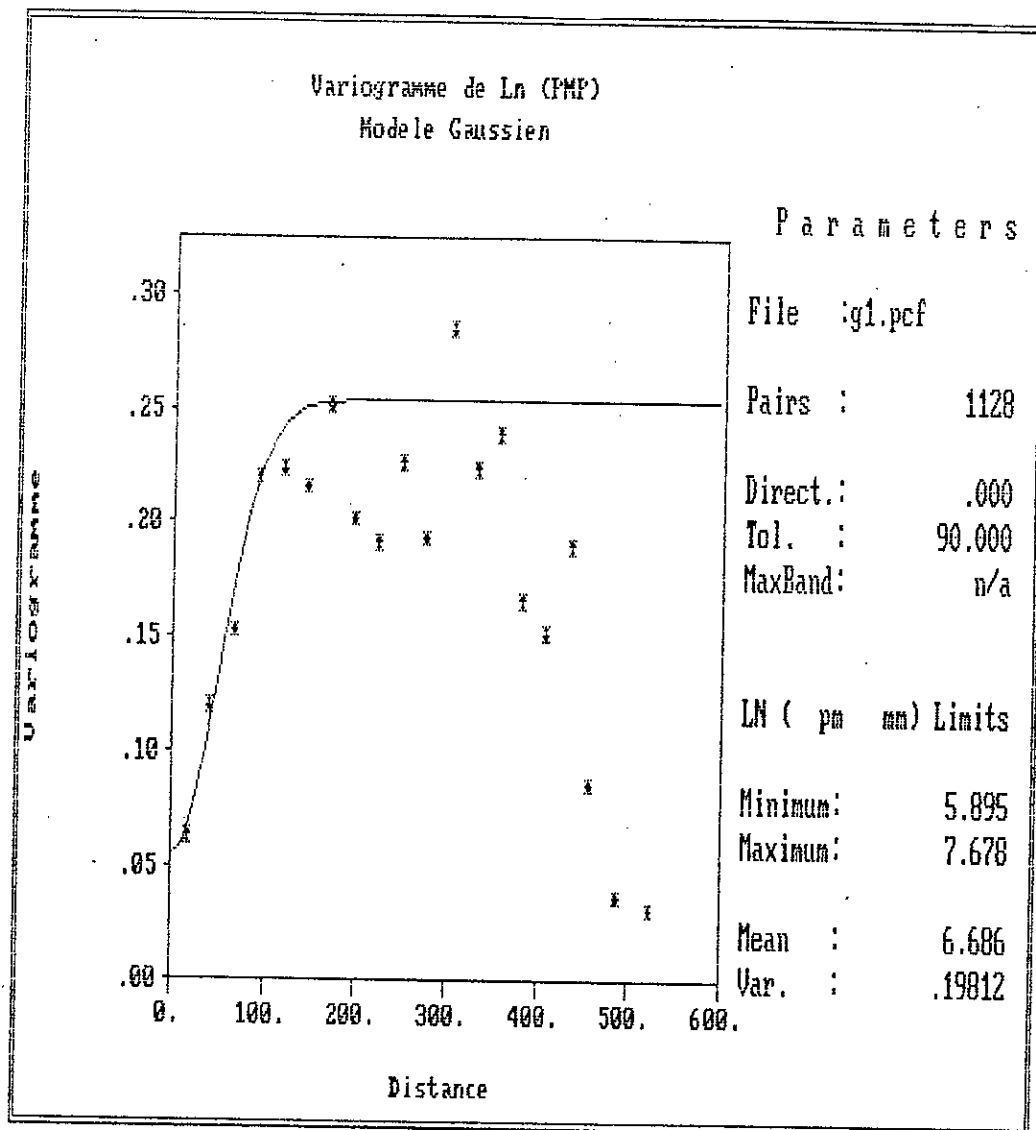


Figure B.6.1 –
CARTE DES PLUIES MAX. CINQUANTENNALE (Centre Algerien)

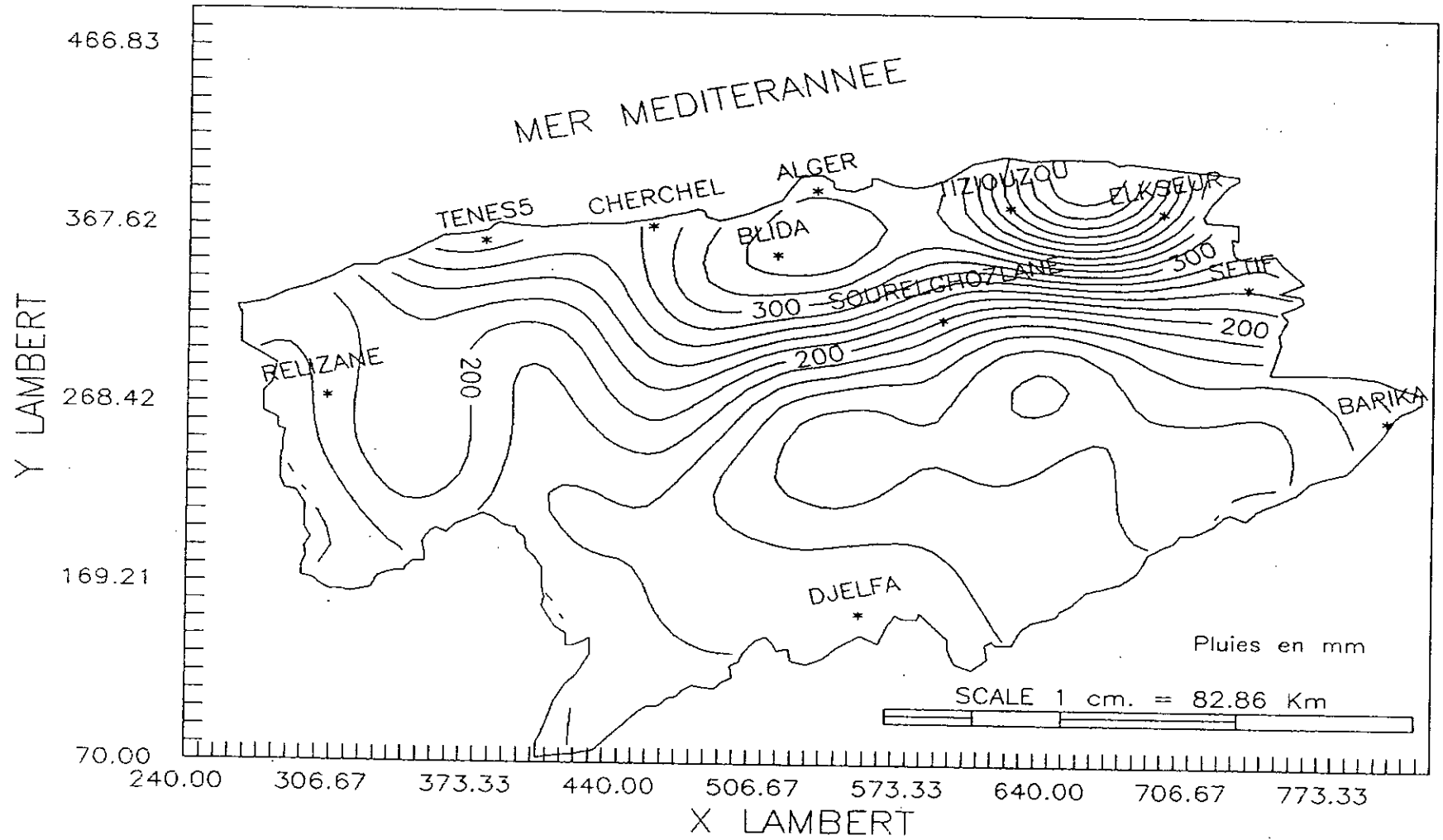


Figure B.6.2 -

ARTE DES ECRTS TYPES D'ESTIMATION DES PLUIES. MAX. CINQUANTENNALES

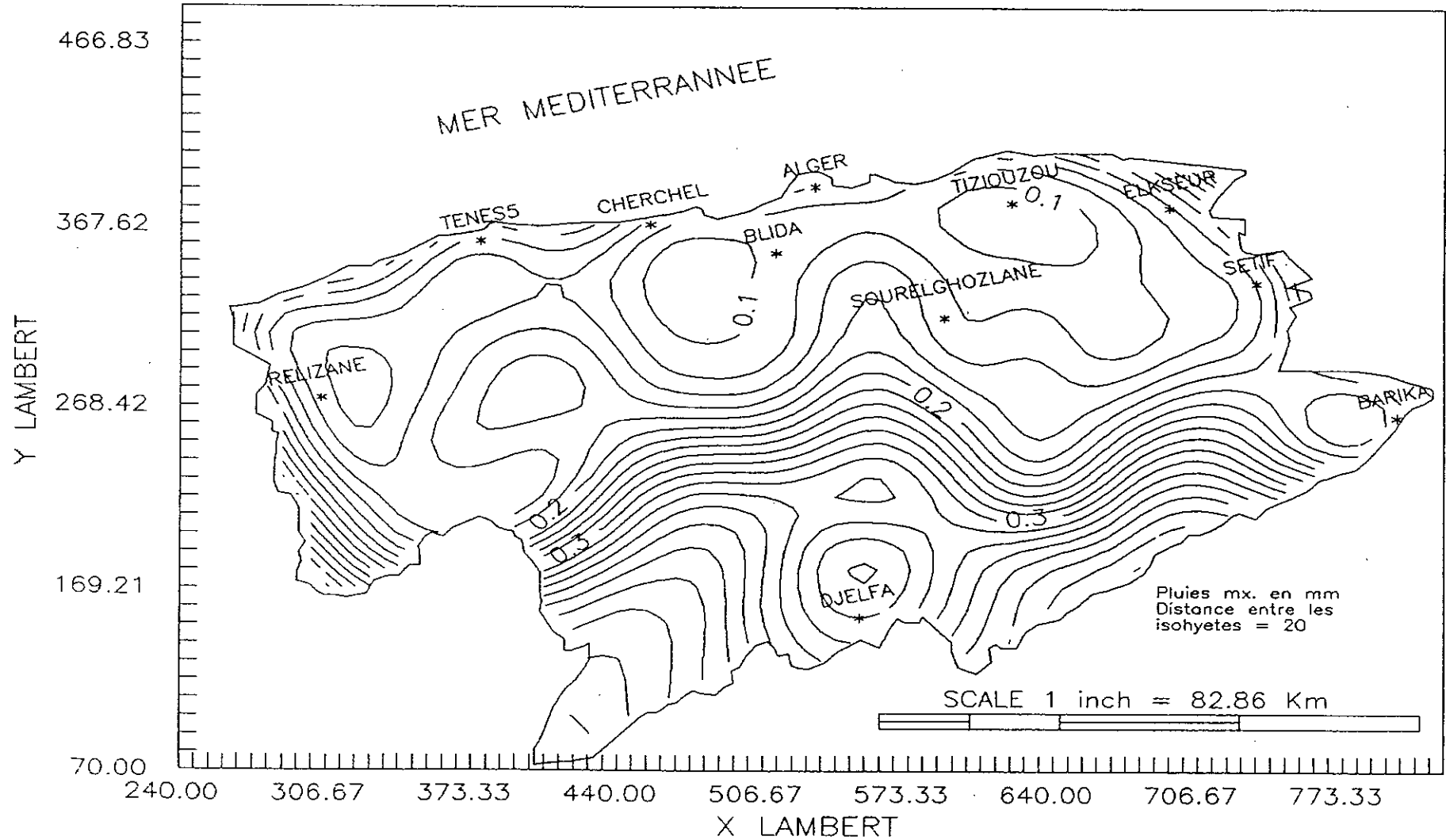


Figure B.7.1 -

CARTE DES PLUIES MAX. CENTENNALES (Centre Algerien)

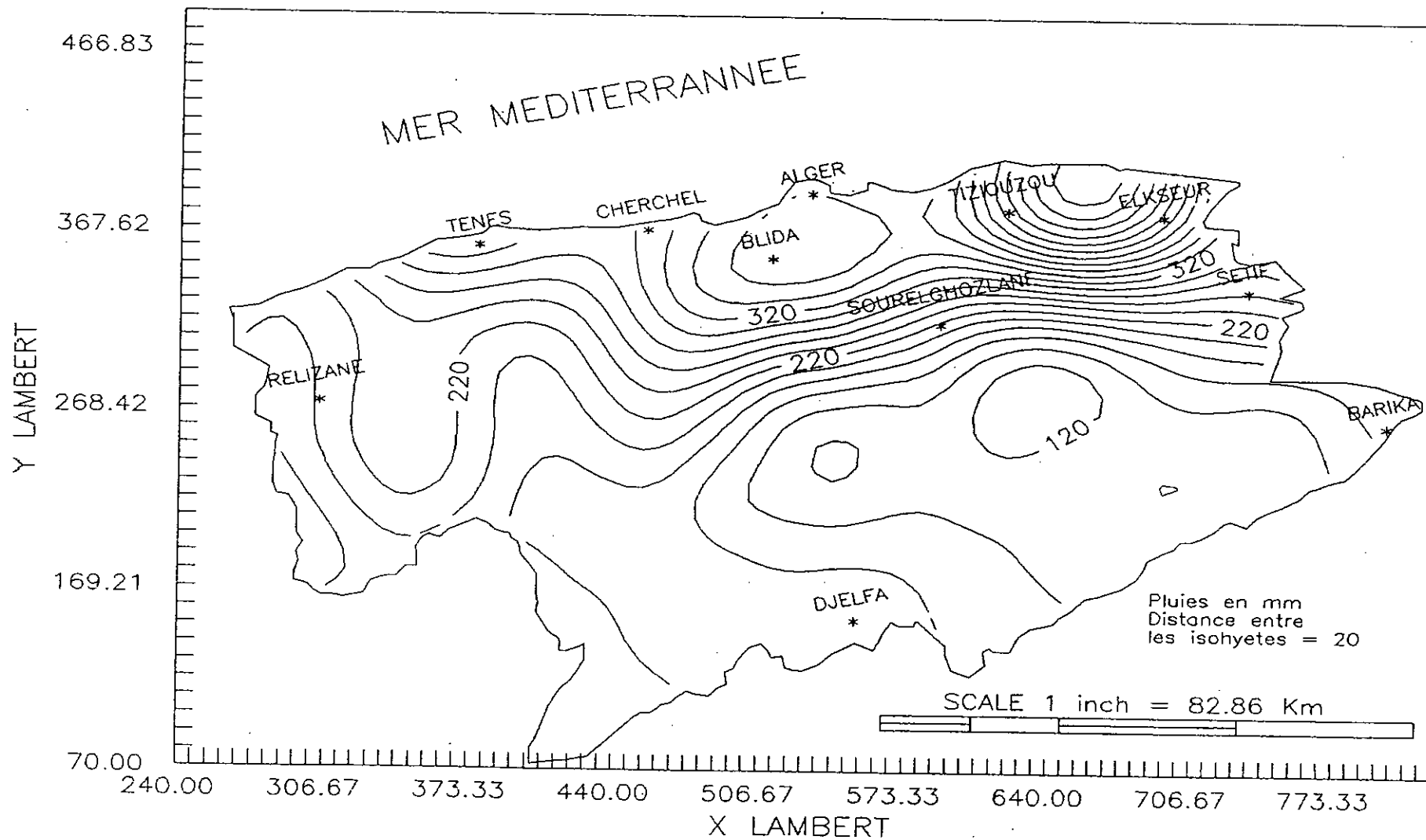


Figure B.7.2 -

CARTE DES ECRTS TYPES D'ESTIMATION DES PLUIES MAX. CENTENNALES

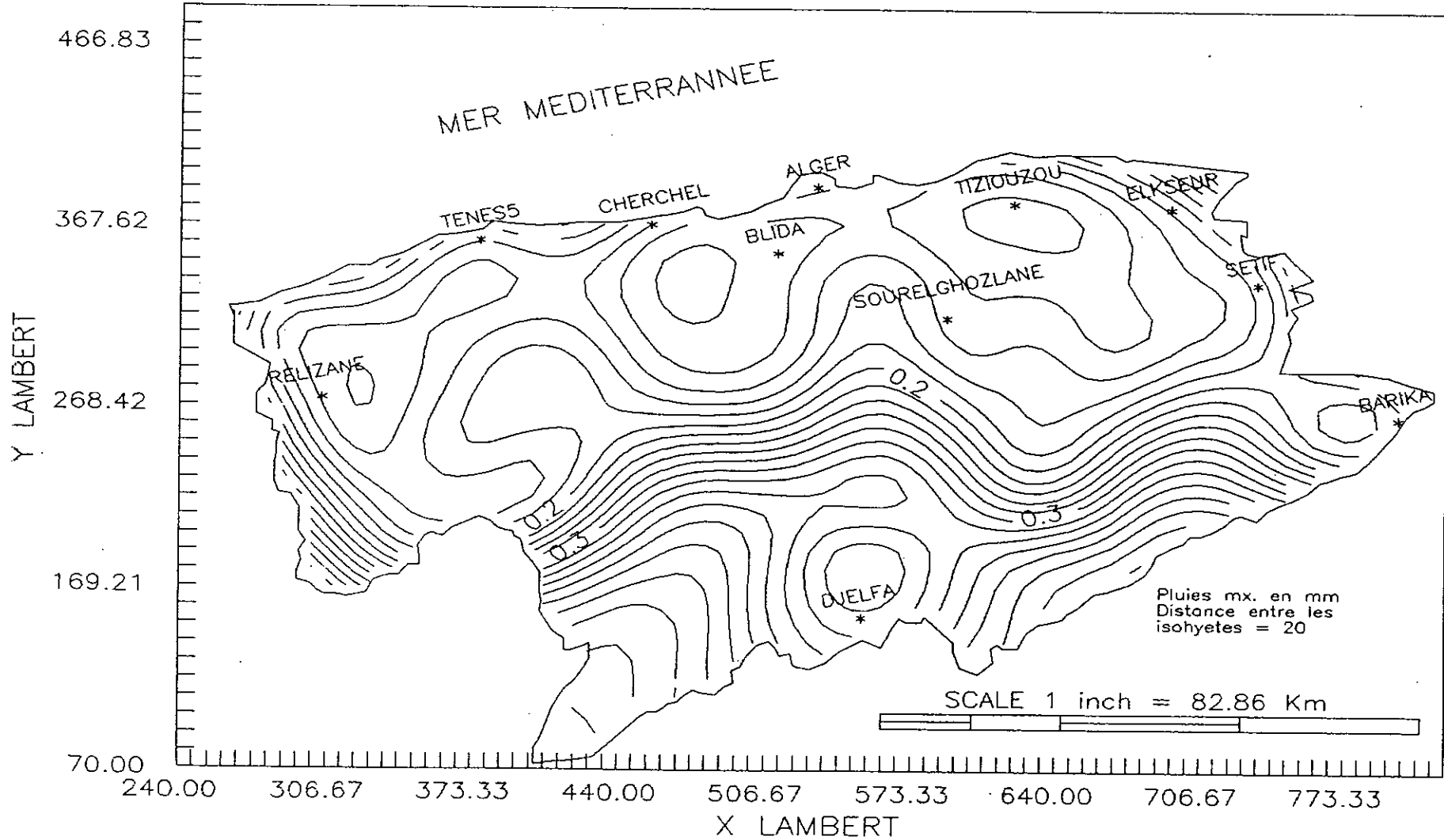


Figure B.8.1 -
 CARTE DES PLUIES MAX. PROBABLES (PMP)

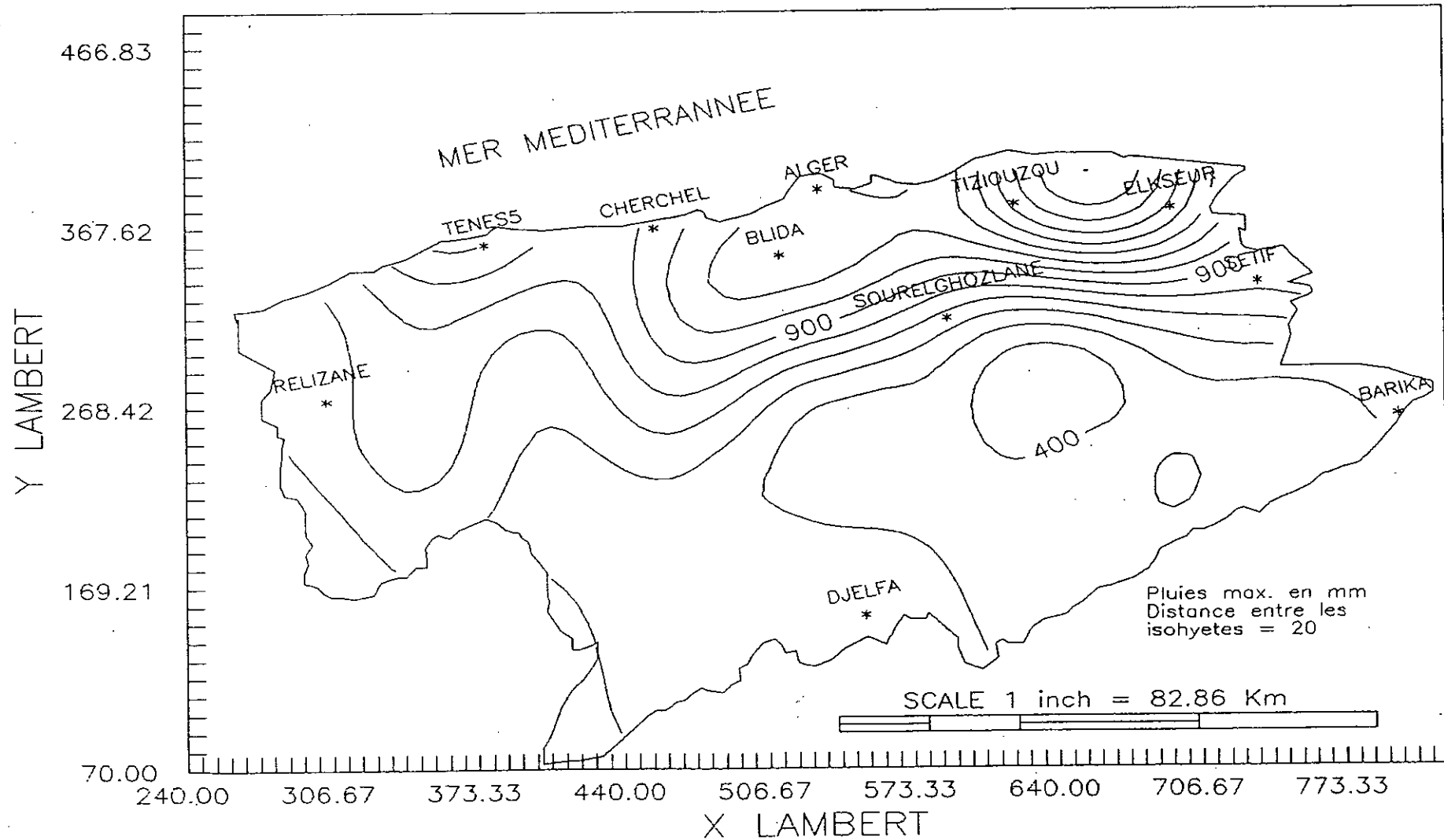


Figure B.8.2 -

CARTE DES ECRTS TYPES D'ESTIMATION DES PLUIES MAX. PROBABLES

